



HAL
open science

**Indices de prix pour les services de la téléphonie mobile
en France: Application de la méthode des prix
Hédoniques**
Chiraz Karamti

► **To cite this version:**

Chiraz Karamti. Indices de prix pour les services de la téléphonie mobile en France: Application de la méthode des prix Hédoniques. Humanities and Social Sciences. Télécom ParisTech, 2006. English. NNT: . pastel-00002182

HAL Id: pastel-00002182

<https://pastel.hal.science/pastel-00002182>

Submitted on 9 Mar 2007

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

École Nationale Supérieure des Télécommunications

Département Économie, Gestion et Sciences Humaines

Indices de prix pour les services de la téléphonie mobile en France : Application des méthodes des prix hédoniques

Thèse pour le Doctorat en Économie des Systèmes d'Information

Présentée et soutenue publiquement par

Chiraz KARAMTI

Le 05 mai 2006

Directeur de thèse

Monsieur le Professeur Gérard POGOREL

M le Prof. François GARDES.	Université Paris I-Panthéon-Sorbonne
M le Prof. Marc PRUD'HOMME	Université d'Ottawa
M. Patrick WAELBROECK	École Nationale Supérieure des Télécommunications
Mme. Isabelle KABLA-LANGLOIS	Autorité de Régulation des Communications Electroniques et des Postes
M. François MAGNIEN	Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques

« Research is not good simply because it is mathematical or statistical, or because it makes use of ingenious machines, research is good if it is significant, if it is fruitful, if it is consistent with established principals, or if it helps to overthrow erroneous principals ».

Henry Schultz.

Cette thèse a été financée dans le cadre d'un Contrat de Formation par l'École Nationale Supérieure des Télécommunications. L'École Nationale Supérieure des Télécommunications n'entend donner ni approbation, ni improbation aux opinions émises dans la thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

A mes parents

à mon frère

à mes sœurs

REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier très sincèrement mon directeur de thèse Gérard Pogorel, Professeur à l'École Nationale Supérieure des Télécommunications, de m'avoir donné l'opportunité de mener cette recherche de doctorat lorsqu'il en dirigeait le département EGSH.

Je remercie Laurent Gille, responsable du département EGSH, pour son soutien et ses encouragements tout au long de ce travail.

Je remercie très sincèrement Patrick Waelbroeck, Maître de Conférences à l'École Nationale Supérieure des Télécommunications, qui, grâce à ses précieux conseils, m'a permis d'engager des explorations méthodologiques utiles. Je le remercie également pour sa patience, ses encouragements et sa disponibilité dont, souvent, j'ai abusé.

J'ai été très sensible également à l'honneur que m'ont fait Monsieur le Professeur Marc Prud'homme, de l'Université d'Ottawa et Monsieur le Professeur François Gardes, de l'Université Paris I-Panthéon-Sorbonne, en acceptant d'être les rapporteurs de cette thèse. J'exprime également ma reconnaissance à Monsieur François Magnien, de l'INSEE (Institut National de la Statistique et des Études Économiques), et Madame Isabelle Kabla-Langlois, de l'ARCEP (Autorité de Régulation des Communications Électroniques et des Postes) pour avoir accepté de participer au jury de cette thèse.

Je tiens, en outre, à remercier Kam Yu, Maître de Conférences à Lakehead University. Ses conseils avisés m'ont considérablement aidé. Je remercie également Paul Richy de France Télécom pour son aide et ses encouragements.

Je remercie vivement David Bounie, Maître de Conférences à l'École Nationale Supérieure des Télécommunications, pour son aide précieuse dans la rédaction de ce travail, son soutien et pour son enthousiasme... Je remercie plus généralement les membres du département Économie, Gestion et Sciences Humaines, thésards et permanents pour leurs encouragements et leurs conseils. Plus particulièrement, je souhaite remercier Marc Bourreau, Maître de Conférences à l'École Nationale Supérieure des Télécommunications, pour m'avoir donné les moyens de mener à bien ce travail de recherche mais aussi pour son soutien et ses conseils tout au au long de cette thèse.

Je n'oublierai pas Béa, Chiara, Demba, Fatma, Najoua, Rim et Riham pour leur soutien et leur amitié.

Je suis très reconnaissante, enfin à mes très chers parents à qui j'offre cette thèse ainsi qu'à mon frère Naoufel et mes soeurs Olfa, Sihem, Afef et Iness, je les remercie pour le soutien et l'écoute qu'ils ont su m'apporter pendant ces années.

SOMMAIRE

INTRODUCTION GENERALE	4
PREMIERE PARTIE	17
INDICES DE PRIX ET PROCEDURES D'AJUSTEMENT	17
CHAPITRE I.....	18
LA THEORIE DES NOMBRES INDICES.....	18
CHAPITRE II	67
BIAIS DE MESURE ET METHODES D'AJUSTEMENT DES INDICES	67
CHAPITRE III.....	108
MODELISATION DE LA RELATION ENTRE LE PRIX ET LES CARACTERISTIQUES DU PRODUIT : L'APPROCHE HEDONIQUE.....	108
DEUXIEME PARTIE.....	158
ANALYSE DU MARCHÉ FRANÇAIS DE LA TELEPHONIE MOBILE ET CONSTRUCTION D'INDICES DE PRIX HEDONIQUES.....	158
CHAPITRE IV.....	159
LE MARCHÉ FRANÇAIS DES SERVICES DE LA TELEPHONIE MOBILE.....	159
CHAPITRE V	213
INDICES DE PRIX POUR LA TELEPHONIE MOBILE EN FRANCE : METHODES EXISTANTES ET METHODE PROPOSEE	213
CHAPITRE VI.....	266
ESTIMATIONS ECONOMETRIQUES D'UN INDICE DE PRIX AJUSTE SUR LA QUALITE POUR LES SERVICES DE LA TELEPHONIE MOBILE.....	266
CONCLUSION GENERALE	331

INTRODUCTION GENERALE

La statistique principale utilisée par les agences statistiques pour rendre compte de l'évolution du pouvoir d'achat des consommateurs est l'indice des prix à la consommation (IPC). Cet indice est « *un instrument de mesure de l'évolution au cours du temps du niveau général des prix des biens et services achetés, utilisés ou payés en vue d'être consommés par une population de référence* »¹. Il s'agit de la définition de l'inflation en tant que variation du niveau des prix « purs ». L'IPC relève non seulement les changements inhérents au coût de la vie, mais sert également à d'autres fins, il permet l'indexation de séries économiques, et tient lieu de base de déflation pour les comptes nationaux ou de base de décision pour la politique économique. Il représente donc d'une certaine manière un indice destiné à remplir différentes fonctions simultanément².

Cette pluralité de fonctions de l'IPC rend difficile le procédé d'estimation statistique à retenir pour construire cette statistique des prix. Le but de ce procédé est d'estimer un paramètre économique. Ce paramètre représente-t-il la valeur de l'inflation ou des variations du coût de la vie ? Cette question est d'autant plus pertinente que la qualité de l'IPC devra être évaluée de manière différente selon l'objectif poursuivi (Lequiller, 1998) et est l'objet d'un débat quant à la finalité et au cadre conceptuel de cet indice.

En 1925, lors de l'adoption de la première résolution de l'OIT (l'Organisation internationale du travail)³, un IPC était spécialement conçu pour ajuster les salaires afin de

¹ Définition adoptée par la 14^e conférence internationale des statisticiens du travail du 5 novembre 1987. Cette définition signifie que l'indice de l'inflation ne ressent pas les remplacements que les consommateurs peuvent opérer en réponse à des changements des prix relatifs.

² L'IPC sert par ailleurs de mesure pour la compensation du renchérissement au niveau salarial ainsi que pour l'adaptation d'autres valeurs nominales telles que les loyers et les rentes. L'IPC est aussi l'un des outils retenus pour dresser un constat de convergence des économies européennes édicté par le Traité de Maastricht. C'est alors qu'au sein de l'Union européenne, EUROSTAT a mis au point récemment avec les Etats Membres des procédures et des normes permettant d'établir un indice harmonisé des prix à la consommation. Cet indice est l'indicateur de l'inflation utilisé pour fixer le taux d'intérêt de l'Union monétaire.

³ L'Organisation internationale du travail (OIT) a été créée au terme du traité de Versailles (1919) en tant qu'institution autonome associée à la Société des Nations. Elle est devenue en 1946 la première institution spécialisée à l'ONU.

compenser les variations du « coût de la vie ». Ceci montre que la première série des normes portait sur les indices « du coût de la vie ». A l'époque, les expressions « *indice du coût de la vie* » et les « *indices des prix à la consommation* » étaient généralement utilisés (indistinctement) en tant que synonymes. Mais, il y a plus de quarante ans, la commission Stigler (1961)⁴ a souligné les caractéristiques conceptuelles et les mesures d'un IPC qui le distinguent d'un « vrai » indice du coût de la vie (COLI, Cost of Living Index) –ou selon les labels alternatifs de la commission⁵, un « *indice de bien-être* » ou « *indice à utilité constante* »⁶ (Organisation Internationale du travail, 2003). L'établissement d'un tel indice doit permettre de déterminer les dépenses minimales que doit supporter un consommateur ou un ménage représentatif durant une période de temps donnée suite à une variation des prix relatifs, pour garder le même niveau de vie (ou d'utilité) qu'à la période de base. La commission Stigler (1961), chargée d'examiner les statistiques de prix aux Etats-Unis, a ainsi recommandé que le *Bureau of Labor Statistics* fasse des recherches afin que l'IPC soit une approximation de l'indice du coût de la vie « *considéré comme une conceptualisation d'indices tels que l'indice des prix à la consommation* »⁷.

C'est alors qu'un rapport final de la Commission consultative d'étude de l'IPC des Etats-Unis (Commission Boskin), créée par la Commission des Finances du Sénat en 1995, a suscité un débat très riche sur les biais de mesure dans l'IPC et *a remis au premier plan (conformément à la théorie microéconomique du consommateur) l'indice de coût de la vie en chiffrant les biais dont serait affecté l'indice des prix américain par rapport à cette référence micro-économique* (Boskin et al, 1997)⁸.

⁴ Plus connue sous le nom de *Price Statistics Review Committee* et sous la direction de George Stigler, la commission avait pour mission d'étudier les mesures de l'inflation aux Etats-Unis et était de ce fait mandatée de conduire des recherches sur tous les types d'indices de prix, y compris l'IPC américain.

⁵ National Bureau of Economic Research (1961).

⁶ Plusieurs termes sont utilisés à la nomination de l'indice COLI à savoir « indice à utilité constante », « indice de vie standard », « l'indice qui mesure le coût de rester sur la même courbe d'indifférence » ou encore « l'indice de la satisfaction constante ». Dans le langage utilisé par les économistes, tous ces termes sont synonymes. Ils disent souvent que l'indice de coût de la vie est un indice qui maintient une utilité constante ou un indice de prix qui mesure le coût de rester sur la même courbe d'indifférence. Alors qu'en réalité, les deux expressions, ne sont selon certains, qu'un jargon d'économistes pour dire qu'un niveau standard de la vie est maintenu constant. Voir par exemple Blackorby and Russell (1978), qui considèrent les indices d'un niveau de vie standard comme des indices qui mesurent les dépenses nécessaires pour bouger d'une courbe d'indifférence à une autre.

⁷ Franklin M. Fisher et Karl Shell « *The economic theory of Price Indices* » Academic Press. New York et Londres, 1972.

⁸ Avant même la Commission de Boskin, on a pu observer un renouveau dans la recherche sur les indices des prix, tant aux Etats-Unis qu'ailleurs dans le monde. Par exemple, en décembre 1993, le BLS a publié un numéro spécial du *Monthly Labor Review* sur la recherche sur les indices des prix qui a eu un grand retentissement et en 1994, le *International Working Group on Price Indices* (Groupe d'Ottawa) a tenu sa première réunion.

Trois biais principaux ont été alors identifiés : le biais de substitution des biens et des services, le biais de changements de qualité et le biais de nouveaux biens et services. Plusieurs éléments sont à la source de ces biais : la formule de l'indice utilisée et les problèmes d'échantillonnage liés aux changements de qualité, à l'introduction de nouveaux produits et services et aux procédures d'ajustement suivies.

Par ailleurs, que nous soyons dans une optique de mesure de l'inflation ou des variations du coût de la vie, la production d'un indice de prix doit distinguer l'effet d'un changement *pur* des prix de l'effet de tout autres changements survenus dans le temps dans un échantillon représentatif de produits (ou services). L'indice doit permettre de comparer les prix des produits d'une période à ceux de la période précédente. Cette comparaison n'a évidemment de sens que si les produits sont strictement les mêmes. Toutefois, en raison du caractère dynamique du marché de certains produits et services, notamment de haute technologie, la plupart d'entre eux demeurent très peu de temps - typiquement quelques mois- sur le marché. Cela signifie que la comparabilité directe des prix de ces produits et services n'est pas une hypothèse réaliste. Lorsqu'un produit ou service dont le prix est observé disparaît du marché, il s'agit de choisir un produit de remplacement de qualité comparable. Autrement, une exigence minimale est de choisir un produit très semblable et de quantifier avec exactitude la différence de qualité. Cela constitue dans le cas des produits et services de haute technologie une tâche particulièrement difficile (Mouton, 1999).

En outre, une estimation erronée d'un output à prix constants pour certaines industries, due à une mauvaise appréciation des différences de qualité et donc des variations des prix de produits, affecte l'étude des contributions sectorielles à la croissance, les développements de la productivité sectorielle et les investissements dans les produits en question (Shreyer, 2002 ; Bourreau et Karamti, 2004). Le problème de mesure posé par ces différents éléments est celui du partage volume-prix (Cette, Mairesse et Kocoglu, 2000) qui demande que l'on partage les évolutions à prix courants d'un agrégat comptable en deux. D'une part le mouvement des prix purs, d'autre part le mouvement des «volumes»⁹ déterminé par l'évolution des quantités et l'amélioration de qualité liée ou non à l'apparition de produits nouveaux. Or, le partage volume-prix repose sur les indices de prix¹⁰ (Hill, 1988 ; Lequiller, 2000) qui permettent de distinguer dans la variation de la valeur unitaire apparente d'un produit, l'effet du changement éventuel de qualité de l'effet de la variation de prix pure.

⁹ La variation de volume combine la variation de qualité et la variation de quantité.

¹⁰ Si, d'un côté, l'indice de prix surestime l'inflation, de l'autre côté, l'indice de volume sous-estimera la croissance *par construction* (Lequiller, 1997).

Economistes et statisticiens ont beaucoup travaillé sur les différents problèmes de mesure susmentionnés, variations du coût de la vie, inflation et partage volume-prix¹¹ qui, malgré la diversité de leurs objectifs, renvoient tous à une mesure correcte des variations pures des prix. L'une des exigences les plus importantes (non pas la seule) de la production d'un indice significatif de la variation des prix est de s'assurer que la qualité des produits ou services observés soit constante dans le temps. Or, la complexité avec laquelle bon nombre de produits, en particulier les services de haute valeur technologique, sont structurés ou facturés rend ce procédé difficile.

Les statisticiens ont proposé une approche rigoureuse au problème de changement de la qualité dans le recours aux indices de prix dits « hédoniques » (Moreau, 1992 et Bascher et Lacroix, 1998). Le principe de base de cette technique consiste à opérer une régression du prix observé d'un bien sur l'ensemble des caractéristiques qui le composent. Elle permet d'estimer le prix implicite, évalué par le marché, de ses différentes caractéristiques. C'est une méthode qui rend possible la comparaison de produits distincts en corrigeant les différences de qualité. L'utilisation des méthodes hédoniques pour l'établissement des statistiques officielles des prix dans certains pays¹² tire son origine des travaux de référence de Zvi Griliches (1961)¹³. Les travaux de Griliches sont tout à fait remarquables dans la mesure où l'auteur a utilisé une méthode originale pour résoudre des problèmes d'ajustement de qualité jusque-là considérés comme insolubles (Moulton, 2001). L'« *ajustement en fonction de la qualité* » désigne le processus d'ajustement des prix observés d'un produit ou service pour éliminer l'effet de tous changements survenus dans le temps dans la qualité de ce produit, ce qui permet d'isoler la variation *pure* de prix. En outre, les auteurs qui se sont engagés dans ce type de recherches (Court, 1939 ; Griliches, 1961 ; Rosen, 1974) ont réussi à mettre en évidence, en plus des indices de prix qui font l'objet de ce travail, bon nombre d'autres valeurs très utiles en économie industrielle : élasticité de la demande, indices de qualité, indice de Lerner¹⁴, etc.

¹¹ Les économistes se sont beaucoup intéressés aux méthodes statistiques de la mesure de la croissance (et de l'inflation), à la faveur du débat relatif à l'impact des produits et services de haute technologie sur la croissance et à la comparabilité entre les pays, notamment entre les Etats-Unis et l'Europe. D'ailleurs, la très vigoureuse croissance économique à caractère non inflationniste des années 1990 aux Etats-Unis a été attribuée, pour une large part, à l'essor des NTIC (Shreyer, 2000a, 2000b ; Triplett, 1998 ; Oliner et Sichel, 2000 ; Jorgenson et Stiroh, 2000 ; Lequiller, 2000).

¹² Notamment, les États-Unis et le Canada. Toutefois, la difficulté pour certains pays de l'Union européenne à mobiliser les ressources financières et scientifiques permettant de développer des indices de prix hédoniques a conduit Eurostat à mettre en place un « European hedonic center ».

¹³ Notamment de son article publié en 1961 dans le rapport du Price Statistics Review (Stigler Committee).

¹⁴ L'indice de Lerner permet de mesurer le pouvoir de marché d'une entreprise, il est égal à l'augmentation du prix au-dessus du coût marginal exprimée en pourcentage du prix.

Par ailleurs, en Europe, la méthode hédonique est de plus en plus utilisée par des organismes tels que l'OCDE (Triplett, 2002), Eurostat (2003) qui la définit comme « *a priori default method* »¹⁵ pour l'ajustement des prix sur la qualité. Aux Etats-Unis, la méthode hédonique est largement utilisée par le *Bureau of Labor Statistics* (BLS) et par le *Bureau of Economic Analysis* (BEA) pour construire des séries de prix ajustés sur la qualité¹⁶ (Kokoski, Waehrer et Rozaklis, 2001 et Moulton, 2001b). Les champs d'application les plus courants sont : l'industrie automobile (Griliches et Makoto, 1986 ; Triplett, 1969, 1986 ; Agarwal et Ratchford, 1980), l'immobilier (Marchand et Skhiri, 1995 ; Gravel *et al.*, 1998) et l'industrie informatique (Baker, 1997 ; Berndt, Dulberger et Rappaport, 2000 ; Berndt *et al.*, 1995 ; Pakes, 2003). Dans d'autres domaines, notamment le secteur des services, très peu de travaux ont utilisé les méthodes hédoniques pour l'ajustement de qualité. Parmi ces travaux, on note ceux sur les services d'accès à Internet (Prud'homme et Yu, 2001), les services radio (Moulton, 1991), la demande pour les émissions TV (Jaoul et Vidal, 2003) et les services de santé ou hospitaliers (Coyte, 1985 ; Berndt, Cutler, Frank, Griliches et Newhouse, 1998).

Ce travail doctoral s'inscrit dans le courant de recherche apparu récemment en statistique économique visant à étudier les apports de la modélisation hédonique dans les problèmes d'ajustement des indices de prix aux variations de la qualité pour les produits et services complexes.

A cet égard, les services de téléphonie mobile, dont le développement a été spectaculaire depuis les années 1990, posent un problème de mesure particulièrement complexe (Magnien, 2003 ; Lequiller, 2000). Innovations continues, accroissement de la qualité des services, explosion des gammes, très fortes substitutions opérées par les consommateurs et chute des prix suite à des changements tarifaires, telles sont les principales caractéristiques du marché de téléphonie mobile. La construction d'un indice de prix pour ce secteur devient tout de suite une tâche délicate du fait de la complexité des formules tarifaires (cartes prépayées, forfaits, prix de l'appareil compris ou non, etc.) et de l'évolution rapide des offres. En effet, la complexité des services de téléphonie mobile se traduit par une grande variété des prix observés. Un service en téléphonie mobile regroupe des fonctionnalités qui

¹⁵ Eurostat (2003) « The HICP as an index defined on fixed user-purposes » HIPC Working Party document, HIPC 03/446.

¹⁶ En 1985, le Bureau des Analyses Économiques (BEA), responsable des comptes nationaux des États-Unis a adopté cette méthode, et depuis, les prix ont connu des taux de changements négatifs entre -10% et -30%. Comme résultat, l'output de ces industries en termes réels a augmenté. L'utilisation des indices de prix hédoniques ne cesse de s'étendre aux États-Unis. Les composantes qui sont déflatées par de telles méthodes représentent aujourd'hui plus de 20 % du PIB (matériels informatiques, logiciels, matériels de télécommunications, composants électroniques, maisons, bâtiments industriels et commerciaux, etc.).

enrichissent la communication par voix. Ces services sont nombreux et variés et la plupart sont soit inclus dans les formules soit disponibles en options payantes. Cette diversité des formules tarifaires et des types de prestations s'ajoute à une tarification complexe (report des minutes, tarification plus élevée pour les minutes hors forfaits, prix des communications variables selon la destination et le moment de l'appel, etc.) et rendent difficile toute comparaison directe des prix.

Du reste, en France, ce secteur n'a été représenté dans l'IPC des ménages que récemment, soit en janvier 2003, alors qu'à cette date, plus de 64% des français sont équipés d'un téléphone mobile¹⁷. Avant cela, faute d'un suivi des services de téléphonie mobile dans l'IPC, plusieurs méthodes étaient utilisées jusqu'en 2002 pour suivre les mouvements de prix dans ce secteur. Les instances réglementaires suivaient dans le temps quelques paniers de consommation *type* (ART, 1998), alors que l'analyse des prix du téléphone mobile effectuée par les comptes nationaux (INSEE) reposait sur l'évolution du prix moyen de la minute consommée¹⁸. L'utilisation de ces méthodes est contestable dans la mesure où elles ne prenaient pas en compte et/ou mélangeaient plusieurs éléments : évolution du prix, changement de comportement des consommateurs et différences de qualité de service (Lequiller, 2001)¹⁹.

Récemment, plusieurs méthodes ont été proposées et/ou utilisées par les instituts de statistiques de différents pays pour la téléphonie mobile. Parmi ces méthodes, les plus importantes sont d'abord la méthode d'« *appariement des plans tarifaires type* » qui utilise la technique d'appariement à des plans tarifaires représentatifs préalablement définis. Ensuite, la méthode de « *profil de consommation type* » qui se base sur le concept de « *profil type* » décrit par plusieurs critères de stratification et permet de regrouper les usagers en catégories variées selon le mode de consommation. Montella, Mostacci et Zanolini (2001) ont démontré l'inefficacité de la première méthode. La deuxième méthode, conçue pour réagir aux changements rapides et variés des plans tarifaires, s'est néanmoins imposée ces dernières années dans la plupart des pays. En France, un projet pilote a été entrepris à l'INSEE (*Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques*) dont la méthode est opérationnelle dans l'IPC depuis janvier 2003. Celle-ci est inspirée de la méthode de profil de consommation type

¹⁷ Taux de pénétration au 31 décembre 2002 (ARCEP).

¹⁸ Le prix moyen est égal au chiffre d'affaires divisé par le volume de communications consommées.

¹⁹ Voir Lequiller (2001) pour une explication détaillée des limites de la méthode utilisée par l'INSEE pour cette période.

mise en oeuvre dans l'IPC en Allemagne (Beuerlein, 2000) et appliquée au Royaume Uni par l'OFTEL²⁰ (n/e/r/a²¹, 1999).

La méthode de l'INSEE a le mérite de prendre en compte plusieurs aspects complexes propres au secteur de téléphonie mobile (migration des abonnés entre opérateurs, communications hors forfait, report des minutes etc.), ainsi que des éléments propres à la construction d'indices de prix (apparition de nouvelles offres et substitutions). Cependant, certains aspects importants ne sont toutefois pas considérés. D'abord, l'apparition de la téléphonie mobile en tant que nouveau produit à côté de la téléphonie fixe accroît le bien-être des consommateurs par l'élargissement des choix de consommation qui leur sont offerts. Ce gain de bien-être doit se traduire par une baisse de l'indice des prix. Cependant, évaluer cet accroissement du bien-être dû à l'arrivée de la téléphonie mobile sur le marché est une tâche extrêmement délicate dans les calculs des indices des prix. Une contribution originale dans ce cadre est celle d'Hausman (1999b). Il propose d'introduire la téléphonie mobile dans l'indice de prix à la consommation américain en tant que nouveau produit, ce qui contribuerait à baisser fortement l'IPC²². Ensuite, les enquêtes annuelles sur la qualité des réseaux mobiles entreprises par l'ART montrent que les opérateurs ont réalisé des efforts très importants pour améliorer la performance et la couverture de leurs réseaux : ces investissements ont eu lieu essentiellement sur la période 1996-1999. Ces aspects importants de la qualité n'ont pas été pris en compte par la méthode de l'INSEE, ni d'ailleurs par aucune des méthodes de construction d'indices proposées pour la téléphonie mobile. Enfin, la dernière limite concerne le choix de la période étudiée. En fait, le marché de téléphonie mobile s'est largement développé sur la période 1996 -date de l'entrée de Bouygues sur le marché- et 1999. L'étude l'INSEE a écarté cette période malgré les fortes baisses des prix qui doivent la caractériser. Ceci peut être néanmoins expliqué par la rareté des données sur cette période. D'autres critiques d'ordre technique peuvent être adressées à la méthode. Elles seront discutées ultérieurement dans le corps de ce travail de recherche.

Notre travail de recherche se donne dès lors pour objectif la construction d'un indice de prix ajusté des évolutions de la qualité pour le secteur des services de téléphonie mobile en France en se fondant sur la méthode des prix hédoniques. La problématique de ce travail se résume alors de la manière suivante.

²⁰ L'OFTEL est l'organisme de régulation des télécommunications du Royaume-Uni.

²¹ National Economic Research Association.

²² Hausman montre qu'en omettant la téléphonie mobile, l'indice des prix des services de télécommunications est biaisé de l'ordre de 0,8% à 1,9% par an sur la période 1983-1998 (période entre l'apparition des mobiles sur le marché américain et leur introduction dans le CPI).

En France, l'évolution de la structure du marché due à l'arrivée de Bouygues Télécom en 1996, a conduit à des formes évolutives quant à la concurrence par les prix entre les opérateurs ainsi qu'au développement de nouveaux services en vue de fidéliser ou d'attirer la clientèle. Le grand public a d'ailleurs l'impression que les plans tarifaires proposés sont de plus en plus avantageux en termes de prix et de qualité. Cette impression contribue à développer le marché qui attire des utilisateurs estimant auparavant qu'un téléphone mobile était au-dessus de leurs moyens. Cela étant, il est difficile de comparer les tarifs appliqués par les trois opérateurs en raison de la complexité des options offertes. Il est d'autant plus difficile de suivre dans le temps l'évolution des prix des formules tarifaires, qui bien que ressemblants en apparence, présentent des disparités importantes et rendent difficile toute comparaison directe des prix.

Pour établir une comparaison significative des prix, plusieurs éléments doivent être pris en considération. Au lieu de comparer simplement les prix des formules tarifaires, cette comparaison doit être effectuée en fonction de leurs caractéristiques intrinsèques. Les études de marché montrent en effet que les abonnés ne choisissent pas un « système mobile » considéré comme une entité mais un ensemble de caractéristiques que nous pouvons classer en deux catégories : les caractéristiques de *qualité* ou *verticales* (le taux de couverture du réseau, le taux d'appels réussis, la qualité d'écoute) et les caractéristiques de *variété* ou *horizontales* (l'image de marque, les services à valeur ajoutée). De même, un opérateur choisira les composants de son produit selon ces deux dimensions. L'approche des prix hédoniques est la seule méthode de construction d'indices qui considère, d'une part, le produit comme étant un panier des caractéristiques qui le composent et permet, d'autre part, de prendre en compte les deux dimensions des caractéristiques, de variété et de qualité.

Se pose alors la question de mesure de l'évolution des prix sur le marché de la téléphonie mobile : les prix des services mobiles ont-ils baissé sur la période 1996-2002 ? L'approche hédonique par les caractéristiques est-elle adaptée à la construction d'un indice de prix corrigé aux variations de la qualité pour le secteur de radiotéléphonie ?

Cette problématique générale, peut se décomposer en trois volets.

Tout d'abord, les problèmes fondamentaux de mesure, en particulier au niveau microéconomique, ont constamment retenu l'attention des théoriciens et des praticiens. Dans ce contexte, le premier objectif de la thèse consiste à présenter et à justifier le choix de l'approche hédonique comme cadre de construction d'indices de prix et d'ajustement. Comment reconstituer la valeur d'un produit complexe à partir de ses caractéristiques intrinsèques ? Comment le prix d'un produit varie-t-il selon l'ensemble des caractéristiques qu'il possède ? Comment suivre l'évolution du prix de ce produit lorsqu'il est soumis aux évolutions rapides de la technologie et que les goûts des consommateurs sont hétérogènes ?

Quelle solution propose l'approche hédonique aux problèmes d'apparition de nouvelles caractéristiques et des nouveaux produits ? Étant donnée la diversité des méthodes hédoniques, quelle est la meilleure solution pour la construction d'indices de prix ? Quelles sont les propriétés théoriques des indices de prix hédoniques ?

Le second objectif de la thèse porte sur l'illustration de la méthode hédonique pour la construction d'indices de prix nous permettant de prendre en compte l'évolution de la qualité des services de téléphonie mobile. Dans ce cadre, il convient d'abord d'*identifier* et de *quantifier* les caractéristiques permettant d'expliquer la variation des prix dans le temps entre les formules tarifaires. Les formules tarifaires proposées aujourd'hui sur le marché de téléphonie mobile sont-elles plus avantageuses (en termes de prix et de qualité) qu'elles ne l'étaient, il y a quelques années ? Les différences de qualité entre les formules tarifaires peuvent-elles être estimées et comparées dans le temps ? Comment tenir compte de la qualité ? Quelles caractéristiques doit-on prendre en compte pour quantifier ces changements de qualité ?

Le troisième et dernier objectif consiste à analyser, dans le cadre de l'approche hédonique, la stratégie globale et individuelle des opérateurs en termes de prix et de qualité. Face à un environnement concurrentiel plus dynamique, les trois opérateurs mobiles français offrent-ils des produits différenciés (selon la qualité et la variété) ? Pratiquent-ils des politiques tarifaires différentes ? Cette deuxième question est d'autant plus pertinente que l'un des opérateurs (Bouygues) possède un handicap en termes de l'une des caractéristiques verticales de la qualité, la *couverture* dans la première partie de la période étudiée.

*

* *

Notre travail est organisé en deux parties.

La première partie intitulée « *Indices de prix et procédures d'ajustement* », s'articule autour des nombres indices et discute les procédures d'ajustement sur la qualité. Elle comporte trois chapitres.

Le premier chapitre, intitulé « *La théorie des nombres indices* » concerne le choix d'une méthode de construction d'agrégat de prix et de quantité dans le but de mesurer leur évolution dans le temps à travers une analyse des approches proposées par la littérature économique.

Le fonctionnement efficace des mécanismes de prix passe par un ajustement continu des prix relatifs aux variations de l'offre et de la demande. Ainsi, même si le niveau général

des prix est stable, la variation des prix relatifs implique que certains prix augmentent tandis que d'autres diminuent (Hill, 1988). Il existe un vaste choix d'indices permettant de représenter la moyenne de tous ces mouvements. Le problème des indices consiste à déterminer la forme indiciaire la plus appropriée.

Fisher jugeait que pour être utiles aux analystes et aux responsables de la politique économique, les indices devaient satisfaire à certaines conditions ou tests. Ainsi, dans une première approche, dite « *axiomatique* » (Walsh, 1901 ; Fisher, 1911, 1921; Eichorn et Voeller, 1978, 1983 ; et Diewert, 1992), le choix entre différents indices s'appuie sur des postulats qu'un 'bon' indice doit satisfaire. Plusieurs indices fréquemment utilisés par les instituts de statistiques ne satisfont pas ces axiomes. Une deuxième approche économique développée par Konüs (1924) se réfère à l'*indice de coût de la vie* (COLI), appelé aussi *indice à utilité constante* (IUC). Selon la théorie économique des nombres indices, la finalité de tout indice de prix est d'approcher l'indice théorique à utilité constante. Cet indice n'étant pas un indice opérationnel directement calculable, nous présentons les méthodes proposées par la littérature économique permettant de l'estimer indirectement.

Le deuxième chapitre, intitulé « *Biais de mesure et méthodes d'ajustement des indices* », porte sur les biais de mesure dont souffre la plupart des indices, en particulier les indices à panier fixe, par rapport à l'indice théorique idéal (Dalén, 1999a ; Diewert, 1996c ; Lequiller, 1997 ; Moulton, 1996b ; Moulton et Moses, 1997 ; Boskin et al., 1996).

Trois types de biais sont susceptibles d'apparaître lors de la construction d'un indice de prix dans un environnement dynamique de biens et services. Il s'agit du biais dû aux substitutions auxquelles procèdent les consommateurs suite à des variations des prix relatifs, du biais dû aux changements de qualité et enfin du biais qu'engendre l'apparition de nouveaux produits. Nous expliquons comment les substitutions peuvent être aisément prises en compte grâce au chaînage ou par recours aux indices issus d'une *fonction à élasticité de substitution constante* (ESC). Les biais de qualité et de nouveaux produits sont toutefois beaucoup plus compliqués à traiter. Nous donnons d'abord les différentes définitions, théorique et opérationnelle, d'un produit nouveau. Ces définitions nous permettent de constater que le biais des nouveaux produits est fortement corrélé au biais de changement de qualité dans la mesure où les nouveaux produits sont souvent de qualité supérieure (Triplett, 2004 ; Baldwin, Desprès, M. Nakamura et A. Nakamura, 1994). Cela nous ramène à une problématique particulièrement délicate qui consiste à estimer l'effet d'une variation de la qualité et/ou de l'introduction d'un nouveau produit sur le bien-être du consommateur. Nous expliquons la difficulté d'évaluer ce gain de bien-être, théoriquement possible grâce au concept des *prix de réservation* introduit par Hicks (1940). Nous montrons qu'en pratique, économistes et statisticiens se contentent, en l'absence de meilleure alternative, d'ajuster les indices de prix

sur la variation de la qualité, abandonnant dans ce procédé le concept d'utilité et de bien-être (Turvey, 2000).

Un indice ajusté aux variations de la qualité ou alternativement *indice à qualité constante* doit isoler, mesurer et supprimer les changements de qualité entre le produit en disparition et le produit en remplacement afin de retenir le changement de prix pur entre deux périodes. Nous montrons que les nouveaux produits et le changement de qualité peuvent être introduits dans l'indice de prix à travers la substitution de ces nouveaux produits ou des produits de qualité meilleure aux produits existants ou disparaissant du marché. Le traitement des substitutions peut être effectué grâce à plusieurs méthodes d'ajustement de la qualité que nous analyserons pour aboutir in fine à la méthode des prix hédonique.

Le troisième chapitre concerne la méthode hédonique. L'objectif est double. Il s'agit, d'une part, de montrer que les méthodes hédoniques peuvent être combinées aux méthodes conventionnelles d'ajustement d'indices, ou utilisées directement pour construire des indices ajustés en fonction de la qualité. D'autre part, nous montrerons comment un indice à utilité constante défini dans l'espace des caractéristiques peut être estimé par le biais des méthodes hédoniques lorsque les variations de qualité sont prises en compte.

La *méthode des prix hédoniques* (Court, 1939 ; Griliches, 1961 ; Rosen, 1974) est l'application empirique de la théorie de Lancaster qui considère un produit comme un panier de caractéristiques. La demande pour un produit est assimilée à la demande pour les attributs que ce bien contient. Nous discuterons la notion de « qualité » définie par cette approche pour analyser ensuite le raisonnement des consommateurs dans l'espace des caractéristiques. Nous distinguons deux cas selon que la qualité d'un bien par rapport à un autre est une notion *objective* ou *subjective*. Cette distinction est très importante pour distinguer une *caractéristique verticale* (de qualité) d'une *caractéristique horizontale* (de variété). Or, dans la théorie des indices, aucune méthode empirique de construction et d'ajustement des indices des prix ne permet de prendre en compte explicitement ces deux dimensions de la qualité, d'où l'originalité de la méthode des prix hédoniques. En outre, la multiplicité des versions de la méthode hédonique exige le choix optimal de la méthode d'ajustement (Berndt et Griliches, 1993 et Berndt, Griliches et Rappaport, 1995).

La deuxième partie, intitulée « *Analyse du marché français de la téléphonie mobile et construction d'indices de prix hédoniques* », aura pour objectif d'appliquer la méthode d'ajustement hédonique pour les services de téléphonie mobile en France. Elle se compose de trois chapitres :

Dans le quatrième chapitre, nous analysons le marché français de la téléphonie mobile de 1996 à 2002. Nous expliquons les interactions entre la structure du marché et les

comportements des opérateurs en terme de tarification, de différenciation et de déploiement des réseaux. Il s'agit de mettre en évidence plusieurs éléments nécessaires à la compréhension des mouvements des prix sur le marché français de téléphonie mobile.

D'abord, en termes de tarification, nous montrons que l'arrivée de Bouygues Telecom en 1996, doté d'une technologie différente (système GSM 1800) lui permettant de cibler une clientèle plus large, a fortement stimulé le marché. Elle a aussi conduit à une baisse importante des prix due à l'empressement des trois opérateurs à conquérir le marché de masse. Ensuite, les opérateurs désireux de pratiquer autre chose que les baisses des tarifs, ont parié sur l'innovation marketing et sur l'image de marque. Ils proposent ainsi une multitude de nouveaux services à valeur ajoutée leur permettant d'augmenter l'usage du réseau tout en réduisant la rotation des clients. Nous illustrons enfin comment la gamme des formules et des services disponibles à partir des systèmes GSM français s'est considérablement élargie. Cette diversité des formules tarifaires et des types de prestations rendent difficile toute comparaison directe des prix.

Dans ce contexte, le cinquième chapitre porte sur la construction d'un indice de prix pour les services de téléphonie mobile. Nous présentons les démarches méthodologiques proposées par la littérature empirique et adoptées par les instituts de statistiques nationaux, pour ensuite établir l'approche poursuivie dans notre travail.

Nous apporterons dans un premier temps, des éléments de compréhension sur les difficultés qu'implique la construction d'un indice de prix pour les services de téléphonie mobile. Pour ce faire, nous proposons une synthèse critique des principales approches proposées dans les études empiriques qui se sont penchées sur la question et éventuellement utilisées par les agences statistiques. Dans un deuxième temps, nous présentons la méthodologie hédonique retenue dans ce travail pour la construction d'un indice de prix pour la téléphonie mobile. Celle-ci prolonge les analyses antérieures qui ont fait ressortir l'importance de l'aspect qualitatif dans la détermination des prix. Nous exposons nos questions de recherche et nos choix méthodologiques et statistiques. Nous décrivons les données de notre étude en insistant sur les spécificités des plans tarifaires et les caractéristiques susceptibles de mesurer la qualité. Nous mettons ensuite en application les premières régressions hédoniques dans le contexte de notre échantillon. Nous présentons les sources d'informations que nous avons utilisées. Nous interprétons les résultats obtenus des premières régressions qui permettent d'analyser la tendance des prix et les caractéristiques qui expliquent le plus les variations des prix.

Enfin, dans le sixième chapitre nous construisons des indices de prix ajustés sur la qualité pour les services de téléphonie mobile en France pour la période 1996-2002.

Deux approches seront testées. D'abord, *l'approche hédonique* sera appliquée de différentes manières au traitement des changements de qualité. Cette approche nous permet de mesurer l'évolution des prix sur le marché, de calculer des indices implicites de qualité et des indices de prix purs par opérateur afin d'identifier leurs politique en termes de prix et de qualité et de calculer d'indices de type Laspeyres, Paasche et Fisher dans l'espace des caractéristiques. Ensuite, nous étudions la *méthode d'appariement* des formules tarifaires qui, à travers une analyse comparée des nouvelles formules et des formules en disparition, nous permet d'identifier les sources de divergence entre les indices hédoniques et les indices appariés.

Les résultats obtenus par l'application de notre modèle hédonique confirment les résultats de l'Insee concernant la stabilisation des prix sur le marché de téléphonie mobile de 1999 à 2002. En outre, nous montrerons qu'avant 1999 et depuis l'arrivée de Bouygues Télécom en 1996, les indices de prix calculés par les différentes méthodologies hédoniques aboutissent à un même résultat à savoir une très forte baisse des prix sur cette période. Nous établirons que l'introduction des variables de qualité a accéléré la baisse des prix sur la période 1996-1999, mais qu'elles sont devenues marginales dans l'explication des variations des prix à partir de 1999, date à laquelle les opérateurs sont à égalité que se soit en terme de couverture ou de performance technique des réseaux. Ces caractéristiques ne peuvent pas être ignorées dans le calcul des indices de prix, faute de quoi ces derniers seraient biaisés à la hausse.

En outre, l'approche hédonique illustre les stratégies des opérateurs en terme de prix et de qualité. De ce point de vue, les caractéristiques de qualité verticales (couverture et performance technique des réseaux) constituent un élément essentiel des stratégies des opérateurs en termes de prix, en particulier, sur la période 1996 à 1999. Nous trouvons que sur cette période l'opérateur Orange a pu se permettre d'effectuer des baisses de prix beaucoup plus importantes que ses deux concurrents SFR et Bouygues, vu sa marge liée à la supériorité de son réseau notamment en terme de couverture.

Par ailleurs, nous mettons en évidence la supériorité de l'approche hédonique par rapport aux méthodes conventionnelles de construction d'indices de prix lorsque les changements de qualité sont pris en compte.

PREMIERE PARTIE

INDICES DE PRIX ET PROCEDURES D'AJUSTEMENT

CHAPITRE I

LA THEORIE DES NOMBRES INDICES

Un nombre agrégeant un ensemble de nombres s'appelle un nombre indice. Un indice peut être défini comme le rapport (en pourcentage) de deux valeurs d'une ou de plusieurs grandeurs comparées dans le temps ou dans l'espace. Les grandeurs généralement mesurées sont les prix et les quantités. Les deux types de nombres indices généralement utilisés sont ainsi : les indices de prix et les indices de quantité. Lorsque les périodes impliquées se réduisent à deux, on parle d'approche bilatérale des nombres indices. Lorsque leur nombre excède deux, on parle d'approche multilatérale. L'objectif d'un nombre indice est de caractériser l'évolution relative des grandeurs. Un indice peut être appréhendé par sa capacité à décrire fidèlement une réalité économique complexe.

La théorie des nombres indices peut être abordée par deux approches fondamentalement différentes.

Une première approche méthodique dite aussi « *axiomatique* » a été initiée par Walsh (1901, 1921) et développée grâce aux travaux d'Eichorn et Voeller (1976, 1983) et Diewert (1992). Dans cette optique, les fondements théoriques des indices s'appuient sur des postulats, ou axiomes, que l'on veut suffisamment généraux pour que tout indice puisse y satisfaire dans la pratique. Cette approche est dérivée des travaux d'Ivring Fisher (1911), (1921), notamment de son ouvrage de 1922, *The Making of Index Number*. Fisher jugeait que pour être utiles aux analystes et aux responsables de la politique économique, les indices devaient satisfaire à certaines conditions, ou tests.

Une deuxième approche, *économique*, a comme finalité de construire des nombres indices en partant d'hypothèses sur le comportement des consommateurs (et des producteurs). La théorie économique des nombres indices est dérivée des premiers travaux de Konüs (1924) sur « l'indice de coût de la vie » défini par référence à une fonction d'utilité (de production) sous-jacente. Cette approche a pu être développée grâce aux travaux importants de plusieurs économistes de renom tel que Hicks (1944) et Samuelson (1948).

L'objectif de ce premier chapitre est de présenter, d'une part, la théorie des nombres indices et de mettre en évidence, d'autre part, les derniers développements de la théorie et de la pratique du calcul d'indices.

Ce chapitre sera organisé en deux sections.

Dans une première section, nous décrivons l'approche axiomatique ainsi que les propriétés principales définies par Eichorn et Voeller (1983) qu'un « bon » indice doit satisfaire : la *réversibilité dans le temps*, la *réversibilité des facteurs* et la *circularité*. On le verra, une multitude des nombres indices ne sont pas susceptible de satisfaire ces propriétés. Nous proposons ensuite une typologie des principales formules d'indices bilatéraux proposées jusqu'aujourd'hui. Nous distinguons essentiellement les indices à panier fixe et les indices à panier symétrique. Les indices à panier fixe utilisent des pondérations relatives à la période de base ou à la période courante. Parmi ces indices, les nombres indices de Laspeyres sont fréquemment utilisés par les statistiques nationales. Les indices à panier symétrique, quant à eux, utilisent comme pondération des paniers de biens et de services constitués de combinaisons linéaires des quantités au cours des deux périodes faisant l'objet de la comparaison. Les indices utilisant les paniers de la période de base et de la période courante de façon symétrique, sont de ce fait plus pertinents que les indices à panier fixe qui privilégient le panier de l'une ou l'autre des périodes. Des exemples d'indices de prix symétriques sont les indices de Fisher et de Törnqvist, qui en plus de leur supériorité axiomatique par rapport aux indices à panier fixe, ont de meilleures propriétés économiques. Diewert a démontré que ces indices fournissent une approximation raisonnable de l'indice théorique, retenu comme référence aux nombres indices, dans des conditions assez générales. Diewert qualifie ces indices de « superlatifs ».

Nous étudions, dans une deuxième section, l'approche économique des nombres indices. Cette approche économique cherche à définir des indices de prix par référence à des fonctions d'utilité ou de production sous-jacentes. Il s'agit notamment de l'indice théorique de Konüs dit « *indice de coût de la vie* » ou alternativement « *indice à utilité constante* ». Pollack définit l'indice de coût de la vie comme « *le coefficient des dépenses minimales requises pour atteindre une courbe d'indifférence particulière entre deux régimes de prix* »²³. Or, les éléments de fonctions sous-jacentes à l'indice théorique sont généralement très difficiles à estimer dans la plupart des situations de la vie réelle. Il s'ensuit que, malgré sa définition précise, l'indice théorique économique ne peut être calculé dans la pratique. Nous nous

²³ Robert A. Pollack (1989) « The Theory of the Cost-of-Living-Index » Oxford University Press. New York et Oxford, 1989, p.6.

proposons dans ce sens d'examiner ce que la recherche dans le domaine des nombres indices a proposé, en théorie et en pratique, comme solutions à cette problématique.

Deux méthodes sont proposées par la littérature économique qui permettent de construire un indice à utilité constante. Une première méthode, qualifiée de « *paramétrique* », consiste à maximiser une fonction d'utilité *flexible* sous une contrainte budgétaire. Elle est en rapport direct avec les indices des prix « *superlatifs* ». Une deuxième méthode, dite « *non-paramétrique* » consiste à calculer *des bornes non-paramétriques* à l'indice théorique (Lerner, 1935 ; Pollak, 1971 ; Afriat, 1977 ; Varian, 1982 ; Manser et MacDonald, 1988). Cette deuxième méthode s'appuie essentiellement sur la *théorie des préférences révélées* développée par Afriat (1967). L'originalité de la méthode consiste dans le fait qu'elle n'exige pas d'hypothèses sur la forme de la fonction à estimer.

SECTION 1 : LES NOMBRES INDICES : PROPRIETES ET TYPOLOGIE

Un nombre agrégeant un ensemble de nombres s'appelle un nombre indice. Un indice peut être défini comme le rapport (en pourcentage) de deux valeurs d'une ou de plusieurs *grandeurs* d'une *variable* comparées dans le *temps* ou dans *l'espace*. Autrement dit, les nombres indices font intervenir deux périodes pour un même individu ou une même firme, ou encore, deux individus ou deux firmes pour une même période.

Cette définition nous conduit à mettre en évidence deux points importants.

Premièrement, les grandeurs généralement mesurées sont les prix (p), les quantités (q) ou les valeurs ($v = p \cdot q$) d'une variable. Les variables mesurées sont traditionnellement des biens et services, des salaires, etc.

Deuxièmement, un indice permet de mesurer des grandeurs soit dans le temps soit dans l'espace. Lorsque des mesures de grandeurs dans le temps sont effectuées, deux périodes sont alors utilisées : la *période dite de base* ou *de référence* (date 0) et la *période courante* qui est généralement la période actuelle ou de comparaison (date t). Les mesures de grandeurs dans l'espace portent par exemple sur des individus, des firmes, des pays, etc.

L'objectif d'un indice est de caractériser l'évolution relative d'une ou plusieurs grandeurs. Deux types de nombres indices²⁴ sont généralement utilisés : les *indices de prix* $P(p^0, p^t, q^0, q^t)$ et les *indices de quantité* $Q(p^0, p^t, q^0, q^t)$ exprimés en fonction des vecteurs des prix p^0 et p^t des deux périodes et de quantité q^0 et q^t .

L'intérêt d'une mesure des changements de grandeurs n'est pas nouveau. Plusieurs exemples sont généralement évoqués. L'exemple le plus ancien est l'indice construit par William Fleetwood en 1707 dont le but était d'estimer sur une période de deux siècles l'évolution moyenne des prix payés par les étudiants à l'Université d'Oxford. Un autre

²⁴ Nous considérons nombre indice et indice comme des synonymes dans ce travail.

exemple est l'indice dénombré par la législature du Massachusetts en 1780 qui servait à indexer la paye des soldats engagés dans la Guerre de la Révolution contre l'Angleterre²⁵. Cette pratique des constructions indicielles s'est développée au cours du 19^{ème} siècle. En 1823, par exemple, Joseph Lowe publia une étude sur l'agriculture, le commerce et la finance dans laquelle il développe le concept de base d'un indice de prix comme étant la variation de la valeur monétaire d'un panier fixe de biens et services²⁶. Ultérieurement, des contributions de plus en plus importantes ont été effectuées comprenant celles de Laspeyres (1871) et Paasche (1874) dont les noms sont associés à des types particuliers d'indices de prix encore largement utilisés aujourd'hui.

Depuis, les contributions à la théorie des nombres indices ont continué que ce soit dans le champ de la mesure elle-même ou bien dans le champ des propriétés des nombres indices. Une approche méthodique de cette dernière question a été initiée par Walsh (1901), développée par Fisher (1911, 1921, 1922) et finalisée par Eichhorn et Voeller (1978), Vogt (1980) et Diewert (1992). Dans son ouvrage de 1922, *The Making of Index Number*, Irving Fisher a significativement orienté la recherche sur les nombres indices vers la méthode des *tests axiomatiques*.

Dans cette section, nous décrivons, d'une part, les propriétés essentielles des nombres indices nécessaires à notre construction ultérieure d'un indice de prix et nous proposons, d'autre part, une typologie des principaux indices.

I. PROPRIETES ESSENTIELLES DES NOMBRES INDICES

Fisher (1922) jugeait que pour être utiles aux analyses et aux responsables de la politique économique, les indices doivent satisfaire à certaines conditions, ou tests. Un indice peut être appréhendé par sa capacité à décrire fidèlement une réalité économique complexe. La théorie mathématique décrit un ensemble de propriétés essentielles d'un tel indice ; ces propriétés sont qualifiées de « *qualités axiomatiques* ».

²⁵ Voir Diewert (1993) pour l'histoire des indices des prix.

²⁶ Diewert (1993) affirme alors que Lowe peut être considéré comme le « *père des indices des prix de consommation* ».

Eichorn et Voeller (1983, pp. 417-18) citent quatre axiomes de base : monotonie, proportionnalité, indépendance par rapport à l'unité monétaire et homogénéité²⁷. Ces axiomes sont décrits comme « *des propriétés de base souhaitables dans tout indice de prix et presque tous les indices d'usage courant y satisfont* » (1983, p. 418). Pour cette raison, les auteurs ont imposé d'autres tests, notamment de *réversibilité dans le temps* et de *réversibilité des facteurs*.

- La *réversibilité par rapport au temps* : Un indice est dit réversible par rapport au temps si l'on obtient le même résultat en calculant l'indice de la période $t+1$ par rapport à la période t et l'inverse de l'indice de la période t par rapport à la période $t+1$:

$$i_{t+1/t}(x) = \frac{1}{i_{t/t+1}(x)}$$

période courante, l'indice se trouve remplacé par son inverse.

- La *réversibilité par rapport aux facteurs* : La dualité des indices de prix et de quantité est définie par :

$$I_{t+1/t}(p_i, q_i) = I_{t+1/t}(q_i) \cdot I_{t+1/t}(p_i)$$

C'est-à-dire qu'en multipliant l'indice de prix par l'indice de quantité, on doit obtenir l'indice de dépense.

Ces tests ajoutés aux axiomes de base ne permettent pas tellement de restreindre le nombre des indices possibles. Eichorn et Voeller ont alors ajouté le *test de circularité* de Fisher²⁸.

- La *circularité* : Cette propriété de circularité implique par exemple que si nous connaissons un indice d'une période $t+1$ sur la base de la période $t-1$, il est possible de calculer ce même indice sur une autre base t , soit $(i_{t+1/t})$ à partir du premier indice $(i_{t+1/t-1})$, et de l'indice de la nouvelle base t par rapport à l'ancienne base $t-1$, $(i_{t/t-1})$.

²⁷ Ces axiomes peuvent être résumés comme suit dans le cas des indices de prix. La monotonie implique qu'un indice de prix augmente à chaque fois que l'un des prix de la période courante augmente ou que l'un des prix de la période de base diminue. La proportionnalité implique que si tous les prix de la période courante sont uniformément supérieurs ou inférieurs à ceux de la période de base, selon une proportion fixe quelconque, l'indice devra être égal à cette proportion. L'indépendance par rapport à l'unité monétaire implique qu'une même variation proportionnelle de l'unité monétaire aux deux périodes ne modifie pas l'indice, tandis que l'homogénéité implique qu'un changement d'unité de mesure d'un quelconque produit aux deux dates (par exemple le passage des kilos aux tonnes) ne modifie pas l'indice.

²⁸ Comme nous allons le voir ultérieurement, Fisher lui-même a décidé d'abandonner cette notion de circularité (appelée aussi transitivité).

Dans ce cas, la relation suivante doit être vérifiée : $i_{t+1/t} = \frac{i_{t+1/t-1}}{i_{t/t-1}}$. On dit que les indices sont transférables.

Dans ce paragraphe, nous avons illustré les propriétés définissant les qualités requises d'un indice de prix selon l'approche axiomatique. Dans le paragraphe suivant, nous procédons à une typologie des différents indices proposés par la théorie.

II. UNE TYPOLOGIE DES PRINCIPAUX INDICES

Deux classes de nombres indices peuvent être distingués : les indices simples et les indices synthétiques.

II.1. LES INDICES SIMPLES

Un indice simple peut être défini comme le rapport entre deux grandeurs comparées dans le temps ou l'espace. Par exemple, pour décrire l'évolution d'une variable x de la période $t-1$ à la période t , nous pouvons utiliser l'indice simple suivant²⁹ :

$$I_{t/t-1}(x) = i_{t/t-1}(x) \times 100$$

L'indice simple peut être utilisé pour calculer un indice de prix, de quantité ou de valeur. Considérons par exemple n biens i ($i = 1, \dots, n$) dont les prix p et les quantités q à la période t et $t+1$ sont donnés respectivement par (p_i^t) et (q_i^t) et (p_i^{t+1}) et (q_i^{t+1}) . Nous pouvons alors noter les indices simples de prix, de quantité et de valeur pour un bien i de la manière suivante :

$$I_{t+1/t}(p_i) = \frac{p_i^{t+1}}{p_i^t} \quad ; \quad I_{t+1/t}(q_i) = \frac{q_i^{t+1}}{q_i^t} \quad ; \quad I_{t+1/t}(v_i) = \frac{p_i^{t+1} q_i^{t+1}}{p_i^t q_i^t}$$

²⁹ Une mesure équivalente peut être obtenue par le calcul d'un coefficient multiplicateur qui n'est autres que le rapport de la grandeur prise à deux dates différentes : $i_{t/t-1}(x) = \frac{x_t}{x_{t-1}}$.

II.2. LES INDICES SYNTHETIQUES

Nous pouvons distinguer deux grandes classes d'indice synthétique. La première classe porte sur les indices non pondérés. Nous qualifions ces indices de « non pondérés ». La deuxième classe porte sur les indices qui suivent un niveau d'utilité constante. Nous développons à présent cette typologie.

II.2.1. LES INDICES NON PONDERES

La première étape d'agrégation consiste en général en une moyenne, sorte de résumé de la tendance centrale d'un ensemble de nombres. On calcule un indice élémentaire en tant que moyenne non pondérée des prix ou prix relatifs. C'est l'agrégat du niveau le plus bas et le seul pour lequel un nombre indice est construit sans aucune pondération explicite.

Pour le calcul de ces indices élémentaires, les trois formules les plus connues sont les suivantes :

a) **l'indice de l'économiste français Dutot (1738)** : c'est le ratio de la moyenne arithmétique des prix.

$$I_D^{t/0} = \frac{\frac{1}{n} \sum p_i^t}{\frac{1}{n} \sum p_i^0}$$

Cette formule exige que les articles soient strictement homogènes.

b) **l'indice de l'économiste italien Carli (1764)** : c'est la moyenne arithmétique des prix relatifs.

$$I_C^{t/0} = \frac{1}{n} \sum \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)$$

Cette moyenne accorde plus d'importance aux prix qui augmentent rapidement qu'à ceux qui augmentent lentement³⁰.

³⁰ Si le prix d'un article devient très grand à t, la moyenne le devient également, quels que soient les autres prix des autres articles.

c) **l'indice de l'économiste anglais Jevons (1863)** : c'est la moyenne géométrique des ratios et le ratio des moyennes géométrique (le ratio des moyennes est identique à la moyenne des ratios).

$$I_J^{t/0} = \prod \left(\frac{P_i^t}{P_i^0} \right)^{1/n}$$

Cette formule suppose que les consommateurs maintiennent un niveau fixe de *dépenses*, mais pas de quantités fixes. Elle est considérée comme la formule préférée sous maints rapports.

d) **l'indice de moyenne harmonique de Jevons (1865 ; 121) et Cogheshall (1887)** : l'indice moyen harmonique se calcule en prenant d'abord l'inverse des rapports de prix, ensuite la moyenne arithmétique de ces inverses et enfin l'inverse de ce nombre :

$$I_H^{t/0} = \left[\frac{1}{n} \sum \left(\frac{P_i^t}{P_i^0} \right)^{-1} \right]^{-1}$$

Finalement, il est possible d'appliquer différentes formules à différents agrégats élémentaires, en fonction de l'homogénéité de l'agrégat élémentaire, de l'élasticité de la demande, de la variation des prix, etc. Il est recommandé d'examiner les caractéristiques de l'évolution des prix au sein de chaque agrégat de manière à identifier la formule la plus appropriée.

Ces indices sont qualifiés de « simple » dans la mesure où ils ne sont relatifs qu'à une seule grandeur³¹. Or, il peut être nécessaire de disposer d'un indice qui dépende de plusieurs grandeurs à la fois. Nous parlons alors d'indice synthétique (ou composite) .

II.2.2. LES INDICES PONDERES

« It might seem at first sight as if simply every price quotation were a single item, and since every commodity (any kind of commodity) has one price-quotation attached to it, it would seem as if price-variations of every kind of commodity were the single item in question. This is the way the question struck the first inquiries into price-variations, wherefore they used the simple averaging with even weighting. But a price-quotation is the quotation of the price of the price of a generic name covers a few articles, and another covers many...A single price-quotation,

³¹ Diewert (1995) a fourni une étude détaillée sur les propriétés des approches alternatives pour la construction des indices élémentaires. Ceci comprend la réversibilité du temps ainsi que d'autres exigences nécessaires pour les indices élémentaires.

therefore, may be the quotation of the price of a hundred, a thousand, or a million dollar's worths, of the articles that make up the commodity named. Its weight in the averaging, therefore, ought to be according to these money-unit's worth »

Walsh (1921a, pp.82-83)

Walsh (1901) semble avoir été le premier théoricien à remarquer que dans l'approche de mesure des changements des prix, les prix relatifs doivent être pondérés selon leur importance économique ou selon leur valeur de transaction entre les deux périodes considérées³².

II.2.2.1. Approche d'indices à panier fixe

L'une des approches les plus simples pour déterminer les formules d'indice de prix est décrite en détails par Lowe (1823). Son approche pour mesurer le changement de prix entre les période 0 et 1 consiste à spécifier un panier de biens représentatifs³³, qui est un vecteur de quantités $q \equiv [q_1, \dots, q_n]$, et ensuite à calculer le niveau des prix dans la période 1 relatif à la période 0 comme le ratio des coûts de la période 1 du panier, $\sum_i q_i p_{i1}$, au coût de la période 0 du panier, $\sum_i q_i p_{i0}$.

Cette *approche de panier fixe* pour la détermination des indices de prix conduit à se poser la question de la méthode du choix du vecteur du panier fixe q . Deux méthodes sont traditionnellement distinguées : le vecteur de commodités de la période de base q^0 ou bien le vecteur de l'année courante q^1 . Ces deux choix nous conduisent aux indices de prix de *Laspeyres*³⁴ (1871) et de *Paasche*³⁵ (1874).

L'indice de Laspeyres compare dans le temps les variations du prix d'un ensemble défini et fixe de biens et services. Dans cet indice interviennent des pondérations fixes dépendant de l'importance observée de chaque grandeur au cours de l'année de base.

³² Irwing Fisher aussi fait remarquer que s'il se vend dans le pays pour 10 millions de dollars de sucre et pour 5 millions de dollars de sel, il faudra donner au sucre une importance double de celle du sel dans l'indice.

³³ Lowe (1823 ; Appendix page 95) suggère que le vecteur de panier de biens q doit être mis à jour tous les cinq ans.

³⁴ Cet indice est réellement introduit et justifié par Drobisch (1871a ; 147) un peu avant Laspeyres. Laspeyres (1871 ; 305) a reconnu le fait que Drobisch lui a montré le chemin. Toutefois, les contributions de Drobisch ont été oubliées pour la plupart par des écrivains sûrement parce qu'il a agressivement défendu le ratio de deux valeurs unitaires comme la « meilleure » formule d'indice.

³⁵ Bien que Drobisch (1871b ; 424) ait été le premier à définir explicitement et à justifier cette formule, il l'a rejeté en faveur de sa formule préférée, le ratio des valeurs unitaires, et une fois de plus, on n'a pas tenu compte de sa suggestion précoce quant à la formule de Paasche.

$$L_{t/0} = \frac{\sum_i q_{i0} P_{it}}{\sum_i q_{i0} P_{i0}} \times 100 = \frac{\sum_i q_{i0} P_{i0} \cdot \frac{P_{it}}{P_{i0}}}{\sum_i q_{i0} P_{i0}} \times 100 = \sum_i s_{i0} I_{t/0}$$

$$\text{avec } s_{i0} = \frac{q_{i0} P_{i0}}{\sum_i q_{i0} P_{i0}} \times 100 \quad \text{et} \quad \sum_i s_{i0} = 100$$

L'indice de Paasche quant à lui, est pondéré par des coefficients qui dépendent cette fois de l'année courante :

$$P_{t/0} = \frac{\sum_i q_{it} P_{it}}{\sum_i q_{it} P_{i0}} \times 100 = \frac{\sum_i q_{it} P_{it}}{\sum_i q_{it} P_{it} \cdot \frac{P_{i0}}{P_{it}}} \times 100$$

ou encore

$$\frac{1}{P_{t/0}} = \frac{\sum_i q_{it} P_{it} \cdot \frac{1}{I_{t/0}}}{\sum_i q_{it} P_{it}} = \sum_i s_{it} \frac{1}{I_{t/0}}$$

Les coefficients s_{it} (respectivement s_{it+1}) représentent la part relative de chaque produit dans la dépense correspondant au panier de consommation de l'année de base (respectivement l'année courante). L'indice de Laspeyres (respectivement Paasche) est alors une moyenne arithmétique (respectivement moyenne harmonique) pondérée des indices élémentaires.

Un simple calcul permet d'établir que les deux indices donnent des résultats très différents. Sur le plan axiomatique, ceci peut se traduire par l'échec de ces indices aux tests de réversibilité temporelle, tant en quantité qu'en prix, ce qui remet en cause la symétrie des nombres indices³⁶. Ils sont donc asymétriques et intransitifs.

Mais leur valeur axiomatique ne remet pas en cause leur signification économique :

Tout d'abord, ces indices sont loin de donner des mesures exactes des mouvements « purs » des prix des produits, étant donné qu'ils ne prennent en compte ni les changements qualitatifs que peuvent subir les produits, ni les changements de revenus, de goût, etc. gardant ainsi le panier inchangé au cours du temps. Ceci entraîne avec le temps l'obsolescence du panier qui reflète de moins en moins les habitudes des consommations. Pour les adeptes de ce concept, il

³⁶ Signalons que quand les dates de références sont inversées, l'indice de Paasche devient l'inverse de l'indice de Laspeyres, est vice-versa. D'après le calcul précédent : $L_{0/t} = \frac{1}{P_{t/0}}$.

n'y a pas de raison pour laquelle les goûts des ménages ni leurs habitudes de consommation changeront et il n'est donc pas nécessaire de mettre à jour le panier. Or, dans la théorie économique, l'agent réagit à une variation de prix par modification de la quantité consommée. Les consommateurs adaptent leur consommation selon les mouvements des prix et les variétés des produits disponibles sur le marché. Ils procèdent d'habitude à des substitutions d'articles afin de se protéger de la hausse des prix de certains articles et pour profiter de la baisse d'autres articles. Ces indices sont, par ailleurs, incapables de déterminer les pouvoirs d'achat des ménages ni leur niveau de vie.

Il est à noter toutefois que les statisticiens apprécient dans l'indice de Laspeyres la facilité de calcul qui n'exige que les pondérations pour l'année de base, raison pour laquelle il est couramment appliqué sur le plan international. Ceci n'est pas le cas de l'indice de Paasche qui, quant à lui, exige de déterminer les budgets de consommation pour chaque année de calcul donc des paniers de consommation variables à travers le temps, ce qui représente une tâche lourde et coûteuse pour les agences statistiques, raison pour laquelle cet indice est rarement utilisé.

Ce type d'indices peut comporter différentes sortes de distorsions sur lesquels on reviendra avec d'amples explications : le *biais de substitution des produits*, le *biais de changement de qualité* et le *biais des nouveaux produits*. Statisticiens et économistes se sont, malgré tout, engagés à perfectionner ces indices afin de réduire les biais susmentionnés.

II.2.2.2. Approche d'indices à panier symétrique : Indices superlatifs et autres

En général, un indice compare deux périodes. Les indices de prix qui utilisent comme pondération des paniers de biens et services constitués de combinaisons des quantités au cours des deux périodes, sont plus pertinents que les indices utilisant les quantités relatives seulement à l'une ou l'autre des périodes. Ces indices sont dits « *indices symétriques* » et peuvent être obtenus de différentes façons.

II.2.2.2.1. Moyennes symétriques des quantités des indices à panier fixe : l'indice de Walsh

Les statisticiens étudiant la formation des prix ont toujours eu tendance à utiliser un concept d'indice de prix basé sur un panier de commodités « représentatif », $q \equiv (q_1, q_2, \dots, q_n)$ avec

des prix pour la période 0 et t, $p^0 \equiv (p_1^0, p_2^0, \dots, p_n^0)$ et $p^t \equiv (p_1^t, p_2^t, \dots, p_n^t)$ respectivement.

Les statisticiens se réfèrent à ce type d'indices comme des *indices de prix purs*³⁷ et ils correspondent à l'indice de prix univoque de Knibbs (1924 ;43) :

$$K(p^0, p^t, q) = \frac{\sum_i p_i^t q_i}{\sum_i p_i^0 q_i} = \sum_i s_i \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)$$

où les parts de dépense s_i correspondent au vecteur des quantités de pondération. :

$$s_i = \frac{p_i^0 q_i}{\sum_i p_i^0 q_i}$$

La raison pour laquelle les statisticiens préfèrent les indices de prix purs univoques est que le concept de *panier fixe* est facile à expliquer au public. Notons que les indices de Laspeyres et Paasche sont des cas spéciaux de concept des *prix purs* si l'on suppose que $q = q^0$ (on aura l'indice de Laspeyres) ou si l'on choisit $q = q^t$ (on aura l'indice de Paasche). Se pose ainsi le problème de choix de la pondération à utiliser dans l'indice.

Walsh (1901, p.105 ; 1921a)³⁸ a suggéré que la $i^{\text{ème}}$ quantité de pondération q_i soit une moyenne de la quantité de la période de base q_i^0 et de celle de la période courante q_i^t afin de ne pas privilégier celui de l'une ou de l'autre des périodes qui fait figure de pondération extrême. Sous cette hypothèse, l'indice de prix pur devient :

$$K(p^0, p^t, q^0, q^t) \equiv \frac{\sum_i p_i^t m(q_i^0, q_i^t)}{\sum_i p_i^0 m(q_i^0, q_i^t)}$$

³⁷ Voir section 7 dans Diewert (2001). Ce concept d'indices de prix date au moins de Lowe (1823).

³⁸ L'économiste anglo-saxon C.M Walsh (1921) a écrit dans « *The problem of estimation* »: « *Commodities are to be weighted according to their importance, or their full values. But the problem of axiometry always involves at least two periods. There is a first period, and there is a second period, which is compared to it. Price variations have taken place between the two, and these are to be averaged to get the amount of their variations as a whole. But the weights of the commodities at the second period are apt to be different from their weights at the first period. Which weights, then, are the right ones-those of the first period? Or those of the second? Or should there be a combination of the two sets? There is no reason for preferring either the first or the second. Then the combination of both would seem to be the proper answer. And this combination itself involves an averaging of the weights of the two periods*» (Walsh [1921a], p.90).

Cette moyenne des quantités peut être arithmétique, et dans ce cas la formule précédente prendra la forme de l'indice de prix de Marshall (1887) et Edgeworth (1925) qui était l'indice de prix préféré de Knibbs (1924 ;56) :

$$ME(p^0, p^t, q^0, q^t) \equiv \frac{\sum_i p_i^t \left(\frac{1}{2}\right) (q_i^0 + q_i^t)}{\sum_i p_i^0 \left(\frac{1}{2}\right) (q_i^0 + q_i^t)}$$

L'utilisation de la formule de Marshall et Edgeworth pose un problème qui a été relevé dans le contexte de comparaisons internationales des prix. Si les niveaux des prix d'un grand pays sont comparés à ceux d'un petit pays utilisant cette formule, alors les quantités du premier vont complètement envahir celles du second. En termes plus techniques, la formule de Marshall et Edgeworth n'est pas homogène de degré 0 en quantités q^t , testée par la formule d'invariance³⁹ :

$$I(p^0, p^t, q^0, \lambda q^t) \neq \lambda I(p^0, p^t, q^0, q^t) \quad \text{pour tout } p^0, p^t, q^0, q^t \text{ et tout } \lambda > 0$$

D'un autre côté, cette moyenne peut être aussi une moyenne géométrique, et dans ce cas la formule prendra la forme de l'indice de prix de Walsh (1901 ; 398), (1921 ; 97) :

$$W(p^0, p^t, q^0, q^t) \equiv \frac{\sum_i p_i^t (q_i^0 q_i^t)^{\frac{1}{2}}}{\sum_i p_i^0 (q_i^0 q_i^t)^{\frac{1}{2}}}$$

Les deux tests de réversibilité et d'invariance, nous permettent de confirmer la supériorité de la formule de Walsh à celle de Marshall et Edgeworth.

Cette première approche qui consiste à prendre la moyenne des quantités des deux périodes étudiées retient l'indice de Walsh. Une seconde approche est basée sur la moyenne des indices à panier fixe (Laspeyres et Paasche).

II.2.2.2.2. Moyennes symétriques des indices à panier fixe : l'indice de Fisher

³⁹ Vogt (1980) a été le premier à proposer ce test.

Les indices de Laspeyres et de Paasche peuvent donner des estimations différentes du changement de prix agrégé entre les périodes 0 et 1 ; de plus, le choix entre l'un ou l'autre comporte un certain arbitraire. C'est pourquoi, il est judicieux de prendre une moyenne pondérée des deux indices comme un seul estimateur du changement de prix entre deux périodes. La moyenne arithmétique conduit à l'indice de Drobisch (1871b ; 425), Sidgwick (1883 ; 68) et Bowley (1901 ; 227)⁴⁰ :

$$D^{t/0} \equiv \left(\frac{1}{2}\right)L^{t/0} + \left(\frac{1}{2}\right)P^{t/0}$$

Et la moyenne géométrique conduit à l'indice idéal de Fisher⁴¹ (1922) défini comme :

$$F^{t/0} \equiv \left(L^{t/0} \cdot P^{t/0}\right)^{\frac{1}{2}}$$

La formule de Fischer doit sa supériorité, par rapport à la formule de Drobisch, à son succès au *test de réversibilité en temps*⁴². En effet, la base de référence du nombre de Fischer n'est plus constituée par les quantités (les prix) initiaux ou finaux, mais par une moyenne géométrique des deux, assurant alors la symétrie recherchée ($I^{t/0}$ est égal à l'indice réciproque $I^{0/t}$). Ainsi on substitue à la base de référence en quantité initiale de l'indice de prix de Laspeyres, et à la base de référence en quantités finales de l'indice de prix de Paasche, une base fictive construite à l'aide d'une moyenne géométrique faisant intervenir les quantités des deux périodes. De plus, l'indice de Fisher remplit la condition de réversibilité des facteurs⁴³.

Toutefois, étant donné qu'une même formule ne peut satisfaire à la fois cette condition et la condition de transitivité, la pertinence des tests axiomatiques est vivement critiquée par Fisher. En effet, convaincu de la supériorité de son indice, Fisher rejettera la validité du test axiomatique –le test de circularité– en raison directe de l'échec de son indice idéal à ce test⁴⁴.

⁴⁰ Voir Diewert (1993a ; 36) pour plus de références sur l'histoire de la théorie des indices de prix.

⁴¹ Bowley (1899 ; 641) paraît le premier à avoir suggéré l'utilisation de cet indice.

⁴² Voir Diewert (1992 ; 218) pour des références sur ce test.

⁴³ La valeur doit être égale au prix multiplié par le volume : $Q_{Fisher} \times P_{Fisher} = Q_{Laspeyres} \times P_{Paasche} = Q_{Paasche} \times P_{Laspeyres}$.

Signalons toutefois que les indices de Laspeyres et de Paasche remplissent ensemble cette propriété mais pas séparément.

⁴⁴ Selon Fisher, « a perfect fulfillment of this so-called circular test should really be taken as proof that the formula which fulfills it is erroneous » (Fisher [1922], p.271).

Samuelson et Swamy (1974) sont clairement opposés à l'abandon du test de circularité, car son abandon implique le renoncement explicite à la transitivité des mesures de comparaison⁴⁵.

Enfin, l'utilisation de l'indice de Fisher pose un problème quant à son utilisation, à savoir l'indisponibilité des informations (pondérations relatives à la période en cours) nécessaires pour le calcul de la partie Paasche de l'indice. Cependant, cet indice reste le préféré du point de vue théorique⁴⁶.

Les deux approches exposées ci-dessus aboutissent à des indices qui se réfèrent au panier de la période de base et celui de la période courante de façon symétrique. Prendre la moyenne des indices de Laspeyres et de Paasche, conduit à l'indice idéal de Fisher. Faire une moyenne des quantités de pondérations et valoriser ensuite ce panier moyen avec les prix appartenant aux deux situations considérées nous conduit à l'indice de prix de Walsh. Ces deux indices Fisher et Walsh, peuvent être exprimés en fonction des parts de dépenses de la période de base s_i^0 , de celles de l'année en cours s_i^t et du ratio des prix p_i^t/p_i^0 . Supposons que les agences statistiques aient des informations sur ces trois ensembles de variables, quelle formule d'indice doivent-elles utiliser en pratique ? Diewert (1978, pp 887-889) a montré que les deux indices donnent le même résultat à un niveau d'approximation très élevé. Les indices de Walsh et de Fisher sont des exemples d'indices dits « *superlatifs* ».

II.2.2.2.3. Les indices superlatifs

Les indices superlatifs sont des indices symétriques. D'un point de vue théorique, ils sont considérés comme les indices optimaux à presque toutes les fins.

Le concept d'un '*indice superlatif*' a été introduit par Diewert (1976). Selon l'auteur : « *un indice de prix est superlatif s'il est 'exact' pour un agrégateur flexible* » (Diewert [1976], p117). Le terme de flexibilité a été aussi employé par Diewert pour caractériser la possibilité de décrire une forme fonctionnelle par un ensemble le plus arbitraire possible d'élasticité de

⁴⁵ Fisher, fort d'avoir constaté un écart raisonnable sur la valeur de l'indice idéal selon le chemin emprunté (ou les pondérations utilisées), considère que l'utilisation de nombres indices supporte l'échec au test de circularité. Or, Samuelson et Swamy explicitent le risque concluent que le test de circularité est autant désirable que la propriété de transitivité elle-même. Conclusion : « *So long as we stick to the economic theory of index numbers, the circular test is as required as the property of transitivity itself.* » (Samuelson et Swamy [1974], p.576).

⁴⁶ Voir Silver, M. S., « *Criteria for choosing between alternative consumer price index number formulae with special reference to chained indexes* », *The Statistician*, n°33, 1984, p. 224-237.

substitution entre les facteurs de production⁴⁷. Initialement, les économètres ont cherché des formes fonctionnelles compatibles avec l'hypothèse de rationalité du consommateur (ou du producteur), suffisamment simples pour que les techniques économétriques puissent être appliquées. Ces formes fonctionnelles doivent être également suffisamment *flexibles*⁴⁸, de telle sorte que les goûts (ou la technologie), ne soient pas contraints de façon triviale. Le critère pour décider si une forme fonctionnelle est flexible est de déterminer si elle est compatible avec un ensemble arbitraire d'élasticité de substitution (Diewert [1974b], p.119).

Parmi les formes fonctionnelles flexibles, la fonction *translog* de Christensen, Jorgenson et Lau (1971) est souvent utilisée. Comme nous le verrons dans la section suivante, dans la théorie des nombres indices, il est souhaitable que la forme fonctionnelle des agrégateurs économiques, à partir desquels sont dérivés les indices exacts, soient *flexibles*. En d'autres termes, il est souhaitable que la forme fonctionnelle supposée puisse être une approximation d'une fonction arbitraire de l'agrégateur.

Comme préalablement signalé, les indices de Walsh et de Fisher sont des exemples d'indices superlatifs. Un autre exemple d'indices de prix symétriques est l'indice de *Törnqvist* (1936) qui est également un indice superlatif⁴⁹.

L'indice de prix de *Törnqvist* (1936) est une moyenne géométrique pondérée des ratios de prix pour les deux périodes considérées. Les pondérations correspondent non pas aux quantités de l'une ou l'autre des périodes, mais à la moyenne arithmétique des dépenses pour chaque bien dans chacune des périodes. La pondération repose alors sur le budget moyen consacré à chaque bien. Il est défini par :

$$T^{t/0} = \prod_i \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{\frac{1}{2} \left(\frac{p_i^0 q_i^0}{\sum_i p_i^0 q_i^0} \right) + \frac{1}{2} \left(\frac{p_i^t q_i^t}{\sum_i p_i^t q_i^t} \right)}$$

⁴⁷ La description proposée par Diewert concerne le seul domaine de la substitution des facteurs de production. Elle peut être aisément transcrite dans le domaine du consommateur pour ce qui concerne les élasticités de substitution de biens entre eux et les élasticités revenus des biens.

⁴⁸ « Une forme fonctionnelle flexible est une forme de fonction qui permet d'obtenir une approximation d'ordre deux d'une fonction homogène du premier degré continûment différenciable jusqu'au deuxième ordre, arbitrairement choisi » (Fisher [1981], p 185).

⁴⁹ Diewert (1992, p.212) qualifie les indices *Törnqvist* d'indices *translog* car l'indice de prix *translog* est l'unique indice exact pour l'agrégateur *translog* de la fonction coût.

L'indice de Törnqvist est un indice géométrique, contrairement aux indices de Laspeyres et de Paasche. Il prend en considération, de manière explicite, les variations de pondérations entre la période de référence et celle de comparaison.

Au final, il est important de signaler que ces indices sont relativement équivalents⁵⁰. En effet, selon Hill (1993, p.384) : « *Thus the economic theory suggests that, in general, a symmetric index that assigns equal weights to the two situations being compared is to be preferred to either the Laspeyres or Paasche indices on their own. The precise choice of superlative index –whether Fisher, Törnqvist or other superlative index–may be of only secondary importance as all the symmetric indices are likely to approximate each other, and the underlining theoretic index fairly closely, at least when the index number spread between the Laspeyres and Paasche is not very great* ».

II.2.3. INDICES A BASE FIXE VERSUS INDICES EN CHAÎNE

Dans cette section nous discutons l'avantage de l'utilisation d'un *système de chaînage*⁵¹ pour construire des indices de prix par rapport à l'utilisation d'un système à base fixe.

II.2.3.1. Vieillessement de l'année de base

L'approche de calcul d'indices la plus couramment utilisée consiste à prendre une période donnée comme période de base pendant plusieurs années. Il s'agit de calculer ensuite les indices à base fixe pour les périodes ultérieures en comparant ces périodes ultérieures à la période de base. Avec cette approche, les pondérations restent inchangées d'une période à l'autre. L'utilisation répétée des pondérations fixes de l'année de référence devient nécessairement de moins en moins satisfaisante au fur et à mesure que l'année de base s'éloigne. En effet, plus on s'éloigne de l'année de base, plus le panier initial ne reflète plus la structure de consommation des ménages⁵². En effet, à mesure qu'on avance dans le temps,

⁵⁰ Les découvertes récentes dans la théorie des indices permettent de calculer un indice qui s'approche d'un **indice superlatif** sans disposer d'informations sur les pondérations de la période en cours, en utilisant une élasticité de substitution supposée entre les articles figurant dans le panier — « *l'élasticité de substitution constante* ». Cette méthode permet de produire des indices superlatifs sans avoir à utiliser d'informations sur les pondérations relatives à la période en cours, et elle permet d'éviter d'avoir recours à des mises à jour fréquentes et onéreuses du panier et de la pondération. Ce type d'indice va être exposé dans le chapitre suivant.

⁵¹ Fisher (1911, p.203) a introduit le terme « *système de chaînage* ».

⁵² Citons le rapport qui a longuement fait échos dans le monde de l'économie et des statistiques, le rapport de BOSKIN « *Toward a more accurate measure of the cost of living* » », (4/12/1996).

certaines produits disparaissent pour cause d'obsolescence et d'autres apparaissent grâce au progrès technologique, et les consommateurs en tiennent compte lors de leur comportement d'achat.

Il est important de souligner que le problème principal auquel se heurtent les statisticiens n'est pas celui du choix entre les diverses formules d'indices, mais plutôt la difficulté pratique liée au fait que de nombreux produits ne se trouvent que dans l'une des situations considérées.

Par ailleurs, il est impossible de changer de base dans l'indice sans refaire tous les calculs, ce qui est considéré comme un inconvénient sérieux par les statisticiens. Pour l'indice de Laspeyres par exemple, le fait de changer de base donne un tout nouvel indice avec des pondérations complètement différentes de celles de l'année de base et qui sont très différentes des consommations effectives à l'origine. Supposons que l'on souhaite connaître la progression du coût de la vie d'une année $t+2$ à $t+3$, alors que l'année de base est t :

$$L_{t+2/t} = \frac{\sum_i q_{it} P_{it+2}}{\sum_i q_{it} P_{it}} \times 100 \quad \text{et} \quad L_{t+3/t} = \frac{\sum_i q_{it} P_{it+3}}{\sum_i q_{it} P_{it}} \times 100$$

On calcule l'indice sur la base $t+2$:

$$\frac{L_{t+3/t}}{L_{t+2/t}} \times 100 = \frac{\sum_i q_{it} P_{it+3}}{\sum_i q_{it} P_{it+2}} \times 100 = \frac{\sum_i q_{it} P_{it+2} \cdot \frac{P_{it+3}}{P_{it+2}}}{\sum_i q_{it} P_{it+2}}$$

Il s'agit d'un nouvel indice de Laspeyres de base, cette fois, $t+2$ dont les pondérations sont $q_{it} P_{it+2}$. Cet indice reflète des coefficients budgétaires dont les quantités sont celles de l'ancienne année de base et dont les prix correspondent à la nouvelle base.

Par ailleurs, même en remédiant au problème de vieillissement de la période de base, l'indice de Laspeyres pose un autre sérieux problème. Sa construction est telle qu'il est impossible de faire un raccordement exact entre deux indices de bases différentes alors qu'en pratique, un tel procédé est nécessaire suite au changement de l'année de base. Dès lors, on ne peut disposer d'un indice suivi mais plutôt de deux ou plusieurs indices de bases différentes. Les indices de type Laspeyres ne satisfont pas la condition de *circularité*. Algébriquement ceci se traduit comme suit :

$$L_{t+3/t}(p) \neq L_{t+3/t+2}(p) \cdot L_{t+2/t+1}(p) \cdot L_{t+1/t}(p)$$

II.2.3.2. Le passage d'un indice à pondérations fixes à un indice-chaîne

Les pondérations dans les indices à base fixe perdent leur signification à mesure qu'on avance dans le temps. Pour avoir des pondérations pertinentes et représentatives, il faut les mettre à jour fréquemment et mesurer les variations des prix sur des périodes courtes. Ainsi, au lieu de calculer un indice de Laspeyres sur une période de base fixe, l'indice pour chaque période successive peut être basé sur la période qui précède (qui peut être un mois ou une année). Les indices entre chaque paire successive de périodes peuvent ensuite être raccordés pour former un *indice en chaîne* et avoir une mesure dynamique des variations des prix.

Techniquement, ceci consiste à changer de base à chaque nouveau calcul, ce qui nous permet d'avoir une série d'indices par exemple, qu'on appelle des *chaînon*⁵³ successifs. Chaque chaînon est calculé selon une formule de Laspeyres (ou de Paasche ou simplement selon une moyenne arithmétique simple d'indices), soit par exemple $L_{t+3/t+2}, L_{t+2/t+1}, L_{t+1/t}$. L'indice Laspeyres en chaîne (*LC*) est obtenu en faisant leur produit :

$$LC_{t+3/t} = L_{t+3/t+2} \times L_{t+2/t+1} \times L_{t+1/t}$$

Les théoriciens des indices semblent accorder une place croissante aux indices-chaînes⁵⁴. En effet, chaîner permet principalement de retenir des poids qui reflètent le comportement économique et ceci grâce à une mise à jour plus fréquente des pondérations sur la base des dépenses de consommation des ménages les plus actuelles possibles. Les indices-chaînes calculés sur la base de deux dates éloignées peuvent être décomposés en plusieurs indices à dates très rapprochés. Ceci permet de comparer des produits similaires. Ainsi la quantité d'informations exploitables sera beaucoup plus importante. De plus, l'avantage de tels indices est que les produits utilisés pour calculer le chaînon par exemple pour les périodes t à $t+1$ peuvent différer des produits utilisés pour les périodes $t+1$ à $t+2$ et de ceux pour les périodes de $t+2$ à $t+3$ permettant ainsi une actualisation de l'échantillon. Le fait que certains produits disparaissent pour être remplacés par d'autres est l'une des raisons principales de l'utilisation des indices en chaîne.

Une critique peut être toutefois adressée au chaînage. La littérature a démontré que lorsqu'on enchaîne les indices, surtout pour une longue période, l'indice global risque de ne plus avoir de signification économique : la valeur économique de chaque indice disparaît dès que les indices sont en chaîne. Ce manque de signification économique augmente de plus en plus à mesure que la chaîne s'allonge.

⁵³ D'autres termes sont utilisés comme anneaux ou encore maillons.

Les indices en chaîne soulèvent un problème tout aussi grave que celui associé aux indices renvoyant à une période de référence fixe : par construction, la méthode de chaînage ne satisfait pas la propriété d'*additivité*⁵⁵. En effet, le chaînage détruit, pour des raisons mathématiques, les équations comptables (Berthier, 2002) ; si bien qu'un agrégat chaîné n'est plus égal à la somme de ses composantes chaînées séparément. Pas plus que ses sous-agrégats ne sont égaux à la somme des leurs. Qui plus est, l'écart entre les deux chiffres tend à se creuser au fil du temps⁵⁶. Concrètement, il se peut qu'un indice-chaîne relatif aux céréales, par exemple, soit supérieur à la somme de tous les sous-indices qui le composent (blé, orge, etc.)

⁵⁷

Par ailleurs, il est important de comparer les indices-chaînes à leurs homologues calculés directement. Un indice en chaîne est généralement différent d'un indice direct. Algébriquement, le problème peut être formulé ainsi :

$$LC_{t+3/t}(p) = L_{t+3/t+2}(p) \cdot L_{t+2/t+1}(p) \cdot L_{t+1/t}(p) \neq L_{t+3/t}(p)$$

Certaines études ont montré que l'enchaînement tendrait à atténuer l'écart entre les indices de Laspeyres et de Paasche. Néanmoins, d'autres études attestent que l'enchaînement n'aurait pas forcément pour effet de restreindre cet écart et pourrait même l'accroître. Autrement dit, l'indice de Laspeyres chaîné pourrait être supérieur, et l'indice de Paasche chaîné inférieur, à leurs homologues directs. Szulc (1983) a démontré que les deux cas sont possibles.

L'auteur a montré que si les prix relatifs évoluent progressivement, sans grandes fluctuations, sur la période étudiée, l'indice chaîne de Laspeyres se situera juste au-dessous, et l'indice chaîne de Paasche juste au-dessus, de leurs homologues directs. Ainsi l'enchaînement aura tendance à réduire, dans des proportions parfois importantes, l'écart entre les indices de Laspeyres et de Paasche. Par un raisonnement analogique, on obtient le résultat inverse dans le cas où les prix relatifs tendent à fluctuer (certains produits commencent par devenir relativement bon marché avant de redevenir relativement chers en fin de période).

⁵⁴ Le principe de chaînage a été introduit à la littérature économique par Lehr (1885, pp. 45-46) et Marshall (1887, 9.373). Les deux auteurs ont souligné l'avantage du chaînage à pallier le problème d'introduction de nouveaux produits sur le marché. Ce point a été aussi mentionné par Hill (1993, p.388).

⁵⁵ Pour plus de détails voir Hill (1993).

⁵⁶ Ceci peut causer un sérieux problème pour certains utilisateurs, notamment les modélisateurs macro-économiques habitués à utiliser les équations comptables dans leurs modèles, ainsi qu'à additionner les agrégats. Le fait que ceci ne soit pas possible avec les séries en chaîne constitue une critique fondamentale.

⁵⁷ Cet inconvénient est très contraignant lorsqu'il s'agit par exemple de calculer le PIB chaîné qui n'est plus égal à la somme de ses composants chaînés séparément.

Szulc parle de « rebondissement » des prix relatifs. Deux cas se présentent. Premièrement, si l'effet de « rebondissement » est prépondérant, alors l'indice chaîne de Laspeyres sera généralement supérieur, et celui de Paasche inférieur, à l'indice direct correspondant ; cela signifie que l'écart entre les indices sera accentué par l'enchaînement. Deuxièmement, si certains prix relatifs évoluent lentement tandis que d'autres rebondissent, les indices-chaînes peuvent ne pas s'écarter sensiblement de leurs homologues directs (Hill, 1988).

Il serait intéressant de vérifier s'il existe une formule d'un nombre indice qui donne le même résultat lorsqu'on utilise une base fixe ou que l'on procède à l'enchaînement. Ceci n'est possible que si la formule en question remplit la condition de circularité. Signalons que les indices superlatifs satisfont ce test à un niveau d'approximation élevé. Dès lors, peu importe que l'on utilise un système à base fixe ou un système de chaînage avec les indices superlatifs.

En conclusion, les indices à panier fixe et les indices symétriques ont été proposés en leur temps soit sur des bases peu formalisées dans le contexte de la théorie micro-économique (Laspeyres, Paasche, Walsh), soit générés à l'aide de tests axiomatiques (Fisher, Törnqvist). Les indices élaborés dans une perspective micro-économique (Könus) seront présentés dans la section suivante lorsque nous nous pencherons sur les fondements économiques des nombres indices.

SECTION 2 : FONDEMENTS MICROECONOMIQUES DE LA THEORIE DES NOMBRES INDICES

Dans la section précédente, nous nous sommes concentrés sur les propriétés axiomatiques des indices. Dans cette section nous étudions les nombres indices sous l'angle de la théorie économique. Nous passons en revue les développements de la théorie et de la pratique du calcul de l'indice théorique à utilité constante.

III. L'APPROCHE DE LA THEORIE ECONOMIQUE

Dans la théorie économique des nombres indices, les prix et les quantités ne sont pas traités indépendamment, étant donné que les quantités sont supposés être fonction des prix. Dès lors, pour l'indice théorique économique, on ne se réfère pas à deux vecteurs indépendants, l'un de prix, l'autre de quantités mais plutôt à deux vecteurs de prix liés à une relation fonctionnelle associant les quantités aux prix dans les deux situations observées. Or, les éléments de cette fonction sous-jacente sont généralement très difficiles à estimer dans la plupart des situations de la vie réelle. Il s'en suit que, malgré leur définition précise, les indices théoriques économiques ne peuvent être calculés dans la pratique (sauf dans des conditions particulières) (Hill, 1988).

L'approche économique des nombres indices cherche à définir des indices de prix par référence à des fonctions d'utilité ou de production sous-jacentes. Afin de conserver une terminologie plus neutre, Diewert (1981) a proposé de parler pour les deux types de fonctions liant les quantités aux prix de « *fonction d'agrégation* ».

Ainsi, deux bases théoriques peuvent être adoptées comme cadre pour la construction des nombres indices : nous pouvons distinguer les indices calculés dans le cadre de la théorie du producteur (Court et Lewis, 1942-43), et ceux calculés dans le cadre de la théorie du

consommateur⁵⁸. Dans le premier cadre, les indices de prix et de quantités sont associés grâce à la dualité existant entre la fonction de production et la fonction coût (Shephard, 1953)⁵⁹. Dans le second, les indices de prix et de quantité sont associés grâce à la dualité existant entre la fonction d'utilité et la fonction d'utilité indirecte (Houthakker, 1951-52)⁶⁰.

Dans le cadre de ce travail, nous nous limitons aux indices de prix et fonction d'utilité en laissant de côté les indices de quantité et les fonctions de production.

Nous présenterons dans un premier temps les nombres indices élaborés dans le cadre de la théorie du consommateur initialement par l'économiste russe Konüs (1924). Dans un deuxième temps, nous analysons ce que la recherche dans le domaine des nombres indices a proposé comme solutions pour construire un indice à utilité constante.

III.1. L'INDICE THEORIQUE DE KONÜS

III.1.1. FORMULATION D'UN INDICE A UTILITE CONSTANTE

Konüs (1924) et Diewert (1976) ont utilisé une approche économique pour définir un *indice théorique à utilité constante* (alternativement *indice du coût de la vie* qu'on note *COLI*).

En prenant le consommateur comme référence, Pollak a défini cet indice comme : « *le rapport des dépenses minimum nécessaires pour se trouver sur une courbe d'indifférence donnée dans deux régimes de prix distincts* » (1971, p.94). Samuelson et Swamy (1974)⁶¹ définissent cet indice comme le nombre égalisant le ratio du coût minimum d'un niveau de vie donné dans deux systèmes de prix différents. Autrement dit, c'est l'évolution minimale des dépenses entre une période de base et une période courante, nécessaire pour maintenir à la période courante le niveau d'utilité de la période de base face à la variation des prix. Ainsi, on

⁵⁸ Les nombres indices de prix calculés dans le contexte de la théorie du producteur ou dans celui de la théorie du consommateur prennent des formes fonctionnelles similaires. Voir Diewert (1983, 1051-52) pour une comparaison des deux approches.

⁵⁹ La dualité existant entre les fonctions de production et de coût fut partiellement mise en lumière antérieurement par Hotelling [1932], p.594.

⁶⁰ La dualité existant entre les fonctions d'utilité directe et indirecte fut partiellement mise en lumière antérieurement par Konüs [1924] et explicitement montrée par Konüs et Byshgens [1926], p.157. On doit cependant le qualificatif de fonction d'utilité indirecte à Houthakker [1951-52].

⁶¹ Samuelson et Swamy [1974], p.567.

notera que l'indice dépend non seulement des deux séries de prix mais aussi d'un diagramme d'indifférence ou d'un classement de préférences spécifique et du choix d'une courbe d'indifférence de base (Hill, 1988).

Dans la théorie du consommateur, il est supposé que sur un marché où il existe x biens, "le" consommateur, supposé rationnel, essaye de maximiser son utilité \bar{u} à la période de base soit $t-1$ sous une contrainte budgétaire égale aux quantités des biens valorisées par les prix associés : $R = \sum p_i q_i$. On dit que cette fonction d'utilité *rationalise* les données (prix et quantités).

$$U(q^t) = \text{Max} \{ U(q), p^t q, \leq p^t q^t, \} \quad \forall t, \quad (1)$$

Cette équation explique qu'à chaque période t , le panier de biens q_t doit être optimal pour un niveau d'utilité U sous la contrainte budgétaire $p^t q^t$. L'essence de ce modèle est en deux étapes d'optimisation. Dans la première étape, le consommateur minimise ses coûts. Dualement, l'équation (1) peut être écrite :

$$C(p, q) = p^t q^t = \text{Min} \{ \sum p^t q, U(q) \geq U(q^t) \} \quad \forall t, \quad (2)$$

Où p est le vecteur de prix pour x et $C(p, q)$ la fonction coût duale à la fonction de production. Il s'agit de trouver la dépense minimale que le consommateur doit payer pour garder un niveau d'utilité donné \bar{u} .

Dans la deuxième étape, le consommateur maximise son utilité sous la contrainte budgétaire :

$$V(p, y) = \text{Max} \{ U(q) : y \geq C(p, q) \} \quad (3)$$

Où y est la dépense totale de consommation et $V(p, y)$ sa fonction d'utilité indirecte. On note $e(p, u)$ la fonction des dépenses duale à V permettant d'atteindre ce niveau d'utilité lorsque le consommateur affronte le prix de la période t soit p_t à celui de la période $t-1$ soit p^{t-1} :

$$e(p, u) = \text{Min} \{ C(p, q), U(q) \geq u \} \quad \forall t,$$

Le ratio des dépenses à t par rapport à $t-1$, n'est autre que l'indice à utilité constante définie algébriquement par le rapport :

$$IUC(p^t, p^{t-1}, \bar{u}) = \frac{e(p^t, \bar{u})}{e(p^{t-1}, \bar{u})}$$

Afin de mettre en évidence la différence de cet indice par rapport à l'approche à panier fixe, nous pouvons réécrire le rapport ci-dessus en fonction de panier de biens et services. Pour ceci, soit q^{t-1} le panier à la période t-1 garantissant au consommateur un niveau d'utilité $U(q^{t-1})$. Ce panier n'étant plus optimal lorsque les prix relatifs changent et donc le consommateur cherche à réduire au minimum les dépenses nécessaires pour maintenir le même niveau d'utilité. Il sera contraint de remplacer les biens et les services devenus relativement plus chers par les biens et les services devenus relativement moins chers. On devra alors calculer les *quantités hypothétiques* de biens et de services qui seraient achetés au prix de la seconde période.

Soit \tilde{q}^t le nouveau panier qui assure au moindre coût et sous le nouveau système des prix p^t , le niveau d'utilité initial $U(q^{t-1})$. L'équation précédente devient :

$$IUC (p^t, p^{t-1}, u^{t-1}) = \frac{p^t \tilde{q}^t}{p^{t-1} q^{t-1}}$$

Ainsi défini, le véritable indice de coût de la vie exprime l'augmentation de revenu nécessaire pour maintenir le niveau d'utilité de référence \bar{u} après le changement des prix entre deux périodes de p^{t-1} à p^t . Contrairement aux indices qui mesurent la variation de valeur d'un panier déterminé de biens et de services, un indice du coût de la vie compare les valeurs de deux paniers différents (en quantités) de biens et de services.

Or, un indice du coût de la vie ne peut être calculé directement⁶², car aucun organisme statistique ne peut déterminer en pratique les *quantités hypothétiques* nécessaires. C'est la raison pour laquelle l'IUC a été utilisé en tant que norme permettant d'évaluer le comportement des indices de prix qui peuvent être effectivement calculés, comme les indices de prix de Laspeyres et de Paasche ou certains indices superlatifs.

III.1.2. USAGES : UN INDICE DE COUT DE LA VIE OU UN INDICE DE PRIX PUR ?

⁶² Il faut mentionner toutefois qu'en France, et depuis longtemps, le terme « indice de coût de la vie » a un sens différent de celui qu'il a aux Etats-Unis. Dans ce pays, ce terme renvoie à la théorie économique du consommateur (cf. l'indice à utilité constante) et a un aspect plus conceptuel que pratique. En France, l'indice de coût de la vie renvoie à la notion de « *budget type minimum* ». Sur la double signification du terme « indice de coût de la vie », voir aussi M. Glaude (1997).

Afriat (1977) s'est souvent demandé si dans les situations les plus pratiques, la théorie de l'indice de coût de la vie et les fonctions d'utilité et de coût associées contribuent réellement à des utilisations pratiques dans les agences statistiques : « *Utility functions give service in theoretical discussions where they contribute structure which is an essential part of the matter. But the data used in practice cannot support that structure. Practice can stand without theory* »⁶³.

Cette relation entre la formulation théorique d'un indice de prix et ses usages en pratique est un point sur lequel l'opinion des experts est partagée. Selon certains, un indice théorique de coût de la vie est approprié pour compenser l'inflation, mais qu'il n'est pas pertinent comme mesure de l'inflation elle-même. Pour d'autres, l'indice de coût de la vie doit être une référence pour toute mesure d'indice de prix. Objectivement, il y a des arguments dans un sens comme dans l'autre.

Ceci devient une question complexe à propos de laquelle les avis des différents économistes divergent. En effet, il y a un débat sur le fait de savoir si un indice de l'inflation doit être identifié via l'IUC. Hill (1997, 1999) donne un avis négatif à ce propos : « *A cost of living index does not measure the change in the value of fixed basket of goods and services so that its meaning as a measure of price change is not self evident* » (Hill, 1997)⁶⁴. Holloway (1999) a placé, de son côté, l'IUC (ou COLI) sur l'extrémité d'un *continuum*. A l'autre extrémité elle a mis le « *not COL* » (ou alternativement l'indice de prix pur). Selon l'auteur: « *Anything which relates to consumer preferences [and] behaviour...moves a pure price index toward a cost of living index.* » Donc, **un indice de prix pur doit être un indice dans lequel n'interviennent ni le comportement ni les préférences du consommateur**. L'auteur confirme qu'utiliser les dépenses comme pondérations dans un indice introduit un élément du comportement du consommateur. Dès lors, un indice qui utilise ces pondérations n'est pas à l'extrémité du *continuum* et n'est donc pas un indice de prix pur.

Triplett (1999) a confirmé que la définition de ce *continuum* proposée par Holloway ne peut être acceptée par les agences statistiques. Pour la plupart d'entre eux, un indice « *not COL* » est probablement un indice de Laspeyres à panier fixe. L'auteur indique néanmoins qu'à partir du moment où le comportement du consommateur est introduit dans le calcul de l'indice de prix pur à travers les pondérations, il est aussi plausible d'intégrer une autre forme de ce comportement.

⁶³ Afriat (1977), p.3.

⁶⁴ Le HICP est désigné explicitement comme un indice mesurant l'inflation et non pas comme un IUC.

Triplett argu qu'un IUC est précisément adapté pour une mesure de l'inflation. Rappelons que l'IUC mesure les variations du bien-être qui maintient constant le niveau de vie entre deux périodes. Si un indice de prix pur s'écarte de l'objectif de l'IUC et ne maintient donc pas un même niveau d'utilité, cet indice doit nécessairement augmenter lorsque certaines (ou toutes) composantes du niveau de vie du consommateur augmentent. Le principe de maintenir un panier fixe devient alors aberrant étant donné qu'avec l'augmentation de niveau de vie du consommateur, le panier doit nécessairement changer⁶⁵.

Hill (1997), confirme qu'il n'existe aucun conflit entre la mesure de l'inflation (ou l'effet prix pur) et la mesure des variations du coût de la vie, en dépit de l'impression répandue selon laquelle les indices à pondération fixe seraient biaisés. Selon Hill, les indices à pondération fixe peuvent être biaisés, mais seulement lorsqu'ils utilisent des pondérations biaisées, qui ne sont pas représentatives de toute la période couverte par l'indice. Ces indices ne donnent pas non plus satisfaction en tant que mesure de l'effet prix pur. Une mesure objective de l'effet prix pur devrait traiter les deux périodes comparées de façon symétrique. Il s'agit généralement des indices symétriques parmi lesquels on compte les indices superlatifs de Fisher et de Törnqvist dont on peut attendre qu'ils se rapprochent de l'indice de coût de la vie.

Dans le paragraphe suivant, nous expliquons comment les substitutions auxquels procèdent les consommateurs sont à l'origine même de la différence entre un indice à panier fixe et un indice à utilité constante.

III.2. DE L'INDICE A PANIER FIXE A L'INDICE A UTILITE CONSTANTE EN PASSANT PAR LA THEORIE DE LA DEMANDE

Plusieurs théoriciens ont utilisé la théorie de la demande pour conclure que la principale différence entre un indice à panier fixe et indice à utilité constante est due à un *effet de substitution*. Ce biais résulte de l'insuffisante prise en compte, pour les indices à panier fixe, des transferts d'achats des consommateurs entre produits en fonction de l'évolution différenciée des prix. La théorie de la demande utilise le modèle général des choix de consommation et permet d'analyser l'effet d'une variation du prix sur les choix des consommateurs.

La variation du prix d'un bien à un double effet. D'une part, l'*effet de substitution* (ou effet-prix) exprime la variation du taux auquel un consommateur peut échanger ce bien suite à la

⁶⁵ Selon Lebow, Roberts (1994) et Shapiro et Wilcox (1996), si une banque se fixe comme objectif un niveau

modification de son prix relatif contre un autre devenant plus intéressant. D'autre part, *l'effet revenu* (ou effet pouvoir d'achat du revenu), lorsqu'une variation du prix entraîne une modification du pouvoir d'achat (revenu réel) que le consommateur répercute sur ses achats. La baisse du prix d'un bien permet au consommateur d'acheter davantage de ce bien pour un même revenu.

Ces deux effets peuvent être mis en évidence de deux façons différentes. La « méthode Slutsky »⁶⁶ consiste à raisonner à *pouvoir d'achat constant* tandis que la « méthode de Hicks » consiste à raisonner à *utilité constante*. Les deux méthodes s'opposent sur la définition de la notion de revenu réel. Pour Slutsky, le revenu réel est constant lorsqu'il permet d'acquérir le *même panier de biens* que celui de la situation initiale, ceci malgré la variation du prix du bien et indépendamment de la carte d'indifférence du consommateur. Alors que pour Hicks, le revenu réel est constant lorsqu'il permet de conserver le *même niveau d'utilité* atteint à la situation initiale⁶⁷.

III.2.1.EFFET DE SUBSTITUTION A PANIER CONSTANT : LA METHODE DE E.SLUTSKY (1915)

Selon Slutsky, le pouvoir d'achat est constant si le consommateur peut encore s'offrir le panier de consommation qu'il avait choisit avant le changement dans le vecteur des prix. C'est *l'effet de substitution de Slutsky*.

Supposons deux biens x_1 et x_2 . Le consommateur désire malgré une augmentation de prix du bien x_1 , accéder au même panier optimal (A) qu'à la période de base, c'est à dire de bénéficier du même pouvoir d'achat. Pour cela, il faudrait une modification de son revenu nominal de R à R'.

En termes plus techniques : $R = p_{x_1}^0 x_1^0 + p_{x_2}^0 x_2^0$ et $R' = p_{x_1}^1 x_1^0 + p_{x_2}^1 x_2^0$.

d'inflation 0, le COLI peut servir comme standard pour savoir si l'objectif a été atteint ou pas.

⁶⁶ Eugène Slutsky (1880-1948), économiste russe ayant étudié la théorie de la demande.

⁶⁷ Contrairement à la méthode de Hicks, la méthode de Slutsky ne nécessite pas la connaissance de la carte du consommateur. Cela explique qu'elle soit d'application économétrique plus facile et qu'elle ait été adoptée par Samuelson, le théoricien des « préférences révélées ». De plus, c'est le principe même de l'approche des indices de prix à panier fixe.

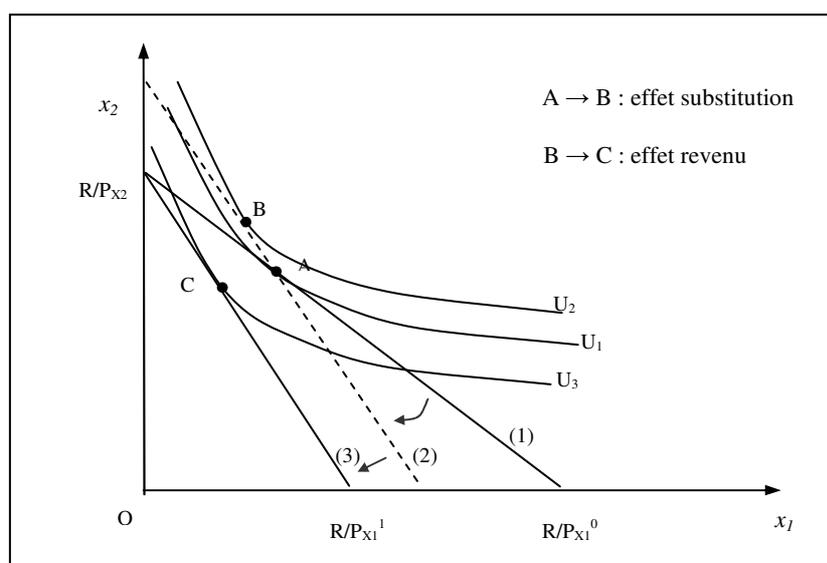
La variation de revenu nominal ΔR est le montant nécessaire au consommateur pour pouvoir se procurer le même panier optimal initial malgré la variation du prix du bien x_1 . Seul le prix du bien x_1 a changé (donc $p_{x_2}^1 = p_{x_2}^0$), la variation de revenu nominal ΔR est égal à :

$$\Delta R = x_1^0 \times (p_{x_1}^1 - p_{x_1}^0) = x_1^0 \times \Delta p_{x_1}$$

l'effet de substitution de Slutsky sur la demande de x_1 est la quantité optimale de ce bien qui serait demandée par le consommateur s'il disposait du revenu R' , en tenant compte du nouveau rapport des prix entre x_1 et x_2 .

D'après la figure 1, l'effet de substitution ($A \rightarrow B$) se traduit par la rotation de la droite du budget (1) autour du panier initial (A) pour prendre une nouvelle pente égale au nouveau rapport des prix. Il y aura alors une baisse de la consommation du bien x_1 dont le prix a augmenté et à une augmentation de la consommation de x_2 . Ceci se traduit par une variation compensatrice du revenu qui accompagnerait la variation de prix et conduirait la droite de budget à se déplacer de (1) à (2) de façon que le consommateur puisse accéder au même panier (A). L'effet de revenu ($B \rightarrow C$) correspond à la variation de la demande de x_1 quand le revenu du consommateur passe de R' à R . Il se traduit par le déplacement, parallèlement à elle-même, de la droite de budget fictive (2) après l'effet de substitution, jusqu'à sa position finale (3).

Figure 1 : Effet de substitution de Slutsky



Il est important de signaler que l'effet de substitution est souvent appelé « *variation de la demande compensée* » parce que la variation du prix du bien est compensée par une variation

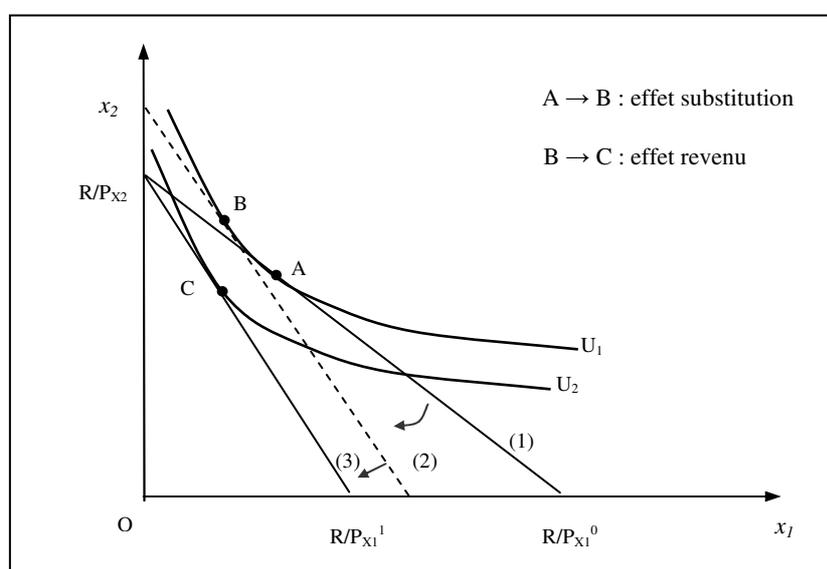
du revenu juste suffisante pour permettre au consommateur d'acheter le panier initial. L'effet de substitution correspond ainsi à un *effet de compensation*.

III.2.2. EFFET DE SUBSTITUTION A UTILITE CONSTANTE : LA METHODE DE J.Hicks (1946)

Selon Hicks, le pouvoir d'achat est constant si le consommateur peut encore s'offrir un panier de biens qui lui apporte la même satisfaction que le panier qu'il avait choisi avant le changement dans le vecteur de prix. C'est l'*effet de substitution de Hicks*.

Dans ce cas, on établit une relation entre les prix et les quantités qui correspond uniquement à un déplacement le long de la courbe d'indifférence. Cette relation s'appelle la *courbe de demande compensée de Hicks*. Elle est telle qu'en chacun de ses points le niveau de satisfaction est le même. Cette courbe de demande est construite par ajustement du revenu quand le prix varie de façon à maintenir l'utilité constante. Le consommateur est donc « compensé » pour la variation du prix et son utilité est la même en tout point de la courbe de demande de Hicks.

Figure 2 : Effet de substitution de Hicks



La baisse de prix du bien x_1 à la période suivante s'accompagne d'une modification de la contrainte budgétaire (1 à 3) et d'un nouvel équilibre C, caractérisé par un niveau d'utilité U_2 inférieur à celui de la situation initiale. Cependant, au point B qu'on aura en traçant une droite de budget (2) tangente à la courbe d'indifférence initiale, le consommateur conserve le même niveau d'utilité initial U_1 . On pose ici l'hypothèse que l'augmentation du prix du bien est

accompagnée par d'une variation du revenu qui est telle que la satisfaction du consommateur reste à son niveau initial. Le passage de A à B mesure l'effet de substitution, c'est-à-dire l'ajustement de la demande au prix relatif quand le revenu est adapté de façon à maintenir constant l'ancien niveau de vie avec des prix plus élevés. La variation compensatrice du revenu n'existant pas dans la réalité, il convient de la soustraire pour aboutir à la situation finale. On passe de B à C en bougeant la nouvelle droite du budget pour mettre en évidence la baisse du pouvoir d'achat du consommateur (Figure 2).

Ces éléments nous permettrons de mettre en évidence la différence, du point de vue économique, entre un indice à panier fixe et un indice à utilité constante.

III.2.3. QUELLE DIFFERENCE ENTRE UN INDICE A PANIER FIXE ET UN INDICE A UTILITE CONSTANTE ?

Le lien pouvant exister entre un indice à utilité constante et un indice de prix à panier fixe s'explique par la façon dont chacun de ces indices traduit le comportement des agents face à des systèmes de prix différents.

Rappelons que l'indice à utilité constante est défini par la variation de revenu nécessaire pour maintenir le niveau d'utilité atteint lors de la période de référence, soit :

$$IUC = \frac{C(u^1, p^2)}{C(u^1, p^1)}$$

On peut alors dire que l'indice à utilité constante prend en compte l'effet de substitution de Hicks qui maintient l'utilité constante plutôt qu'un panier de consommation. De ce fait, la contrainte budgétaire au lieu de pivoter autour du panier initial comme dans le cas de Slutsky, « roule » le long de la courbe d'indifférence initiale. Dans ce cas, le consommateur est confronté à une nouvelle droite budgétaire ne lui permettant plus d'acheter le même panier initial, mais un panier équivalent. Deux cas de figure se présentent. Si le coût du panier acheté à la période 2 est supérieur à celui acheté à la période 1⁶⁸, le ratio est alors supérieur à 1 et on dit qu'il y a augmentation du coût de la vie entre 1 et 2. Réciproquement, si le coût du panier acheté à la période 2 est inférieur à celui acheté à la période 1⁶⁹, le ratio est alors inférieur à 1 et on dit qu'il y a augmentation du pouvoir d'achat entre 1 et 2.

⁶⁸ $C(u^1, p^2) > C(u^1, p^1)$.

⁶⁹ $C(u^1, p^2) < C(u^1, p^1)$.

Par ailleurs, afin de mettre en évidence la différence entre un indice à panier fixe (tel que l'indice de Laspeyres), et un indice à utilité constante, reprenons l'exemple du paragraphe précédent. Les deux indices peuvent être formulés comme suit :

$$\text{Laspeyres} = \frac{p_{x_1}^2 x_1^A + p_{x_2}^2 x_2^A}{p_{x_1}^1 x_1^A + p_{x_2}^1 x_2^A} \times 100$$

$$IUC = \frac{p_{x_1}^2 x_1^B + p_{x_2}^2 x_2^B}{p_{x_1}^1 x_1^A + p_{x_2}^1 x_2^A} \times 100$$

L'indice de Laspeyres et l'*IUC* ont le même dénominateur mais un numérateur différent. Le numérateur de Laspeyres correspond au revenu nécessaire à l'achat du panier initial avec le vecteur de prix de la période 2. Tandis que le numérateur de l'*IUC* représente le revenu minimal qu'il suffit d'avoir pour obtenir avec le vecteur de prix de la période 2, la même utilité U_1 . Rappelons que l'*IUC* compare les dépenses entre un point (A) sur la courbe d'indifférence où le consommateur se situe effectivement et un second point B sur la même courbe où le consommateur se placerait si les prix étaient différents. Nous avons ainsi deux points d'équilibre sur la même courbe d'indifférence. Or, les quantités x_1^B et x_2^B sont optimales puisqu'elles assurent la même utilité à moindre coût. L'*IUC* est donc toujours inférieur à l'indice de Laspeyres.

Contrairement aux indices de prix à panier fixe qui mesurent la variation de valeur d'un panier déterminé de biens et services, un indice à utilité constante compare les valeurs de deux paniers différents de biens et services. En effet, la finalité d'un indice de Laspeyres est de voir si le consommateur garde le même revenu réel, tel qu'il pourra acquérir le même panier initial malgré un système de prix différent. Or, l'indice de Laspeyres ne ressent pas les remplacements que les consommateurs peuvent opérer en réponse à des changements des prix relatifs. En revanche, un *IUC* mesure la variation de dépense nécessaire pour que le consommateur puisse garder le même niveau de satisfaction qu'à la période de base. Face à une variation des prix, le consommateur adopte des substitutions qui lui permettent d'acquérir un nouveau panier équivalent au panier initial. Ce nouveau panier donne accès à des nouveaux produits mais procurant néanmoins le même niveau de satisfaction que le panier initial. Donc, l'*IUC* fait intervenir à la fois l'effet de revenu et l'effet de substitution.

Tous ces éléments nous permettent d'avancer que **la différence entre un indice de prix à panier fixe et un indice à utilité constante s'explique essentiellement par les effets de substitution** (At What Price ?, 2002 pp.90)⁷⁰.

Toutefois, un indice à utilité constante, malgré sa supériorité théorique, ne peut être calculé directement. Car, aucun office statistique ne peut déterminer en pratique les *quantités hypothétiques*, à savoir les quantités que le consommateur achèterait pour rester sur la même courbe d'indifférence face à une variation des systèmes de prix. L'indice à utilité constante est resté, de ce fait, un concept théorique qu'on ne peut calculer.

La section suivante permettra d'illustrer comment la problématique de construction d'un indice à utilité constante n'a trouvé de solution que grâce au détour tardif par la « *théorie des préférences révélées* ». On s'intéressera essentiellement aux études empiriques qui s'y rapportent.

IV. UN INDICE A UTILITE CONSTANTE, TOUJOURS UN CONCEPT THEORIQUE ?

Un indice à utilité constante a longtemps été considéré comme une illusion de la théorie économique sans rapport concret avec la réalité. Certains théoriciens ont dès lors essayé de soumettre cette approche au test, car restant sur un plan purement théorique, perdrait tout intérêt. Nous reviendrons dans un premier temps sur la théorie des « *préférences révélées* » permet de minimiser les disjonctions entre les études empiriques et la théorie. Dans un deuxième temps, on donnera un aperçu des travaux théoriques et empiriques qui ont fait recours à cette théorie afin de construire des indices à utilité constante.

IV.1. LES AXIOMES DE LA THEORIE DES PREFERENCES REVELEES

L'objet de la *théorie micro-économique des préférences révélées* est de déterminer à quelles conditions les choix observés de consommation d'un individu sont cohérents avec l'hypothèse de maximisation sous contrainte d'une fonction d'utilité continue, croissante et concave. En particulier, les axiomes proposés par cette théorie permettent de juger de la cohérence des

⁷⁰ Une remarque importante est cependant nécessaire. Si les substitutions sont faibles ou si l'augmentation des prix est générale, alors l'indice de Laspeyres constitue une bonne approximation de l'indice à utilité constante fondé sur la période de base.

choix de consommation à partir des relations de pré-ordre révélées au travers des observations, d'une part, sur les prix auxquels le consommateur a été confronté, et, d'autre part, sur les quantités effectivement consommées.

Soit $q_i = (q_i^1, \dots, q_i^k)$ le vecteur des quantités de k biens choisies par un consommateur face au vecteur des prix correspondants, $p_i = (p_i^1, \dots, p_i^k)$. Soient R^D la relation de préférence entre les paniers de biens signifiant "directement révélé préféré à", R^{SD} la relation signifiant "directement révélé strictement préféré à", et R^I la relation signifiant "indirectement révélé préféré à". ces relations de préférences définies par les trois équivalences suivantes :

- $\forall i \neq j, q_i R^D q_j \Leftrightarrow p_i' q_i \geq p_i' q_j$

Cette première équivalence signifie que si q_i est le panier de bien qui a été choisi sous p_i , il est donc préféré à tout autre panier q_j induisant une dépense inférieure ou égale pour le même vecteur de prix p_i . *A contrario*, tout panier de biens q_i qui serait préféré au panier q_i choisi sous le vecteur de prix p_i se trouve nécessairement hors de la contrainte de budget du consommateur et induit donc pour les mêmes prix p_i une dépense supérieure : le consommateur ne pourrait consommer q_i qu'à la suite d'une augmentation exogène de son revenu.

- $\forall i \neq j, q_i R^{SD} q_j \Leftrightarrow p_i' q_i > p_i' q_j$

Cette équivalence n'est que la forme stricte de la précédente.

- $\forall i \neq h \neq k \neq \dots \neq l \neq j, q_i R^I q_j \Leftrightarrow p_i' q_i \geq p_i' q_h, p_h' q_h \geq p_h' q_k, \dots, p_l' q_l \geq p_l' q_j$

Autrement dit, q_i est indirectement révélé préféré à q_j s'il existe une séquence de paniers telle que : $q_i R^D q_h, q_h R^D q_k, \dots, q_l R^D q_j$. Cette équivalence résulte donc d'une propriété de transitivité de la relation R^D .

Sur la base des définitions précédentes, il est possible d'établir un certain nombre de conditions combinant logiquement entre elles les relations R^D , R^{SD} et R^I . il s'agit des trois « axiomes » de la théorie des préférences révélées :

- L'*axiome faible des préférences révélées* (WARP), établi par Samuelson (1948), stipule que si $q_i R^D q_j$ et $q_i \neq q_j$, alors il n'est logiquement pas possible d'avoir $q_j R^D q_i$.

- L'axiome fort des préférences révélées (SARP), introduit par Houthakker (1950), indique que si $q_i R^I q_j$ ou $q_i R^D q_j$ et $q_i \neq q_j$, alors il n'est logiquement pas possible d'avoir $q_j R^I q_i$, ni $q_j R^D q_i$.
- L'axiome généralisé des préférences révélées (GARP), constitue la formulation la plus générale des conditions de cohérence logique entre les choix de consommation observés. Il précise que si $q_i R^I q_j$, alors il n'est logiquement pas possible d'avoir $q_j R^{SD} q_i$.

En généralisant les premiers résultats d' Afriat (1967, 1973, 1976), les travaux de Varian (1982) permettent d'énoncer le "théorème central de la théorie des préférences révélées" : « Tout ensemble fini $\{p, q\}$ de prix et de quantités observés qui satisfait l'axiome généralisé des préférences révélées peut être rationalisé par une fonction d'utilité continue, croissante et concave ». A contrario, toute violation de GARP implique « l'irrationalité » des choix observés, c'est-à-dire l'incohérence de ces choix au regard de la théorie microéconomique du consommateur.

Dans la suite de ce travail, nous présentons les méthodes de construction d'indices par application des différents tests exposés ci-dessus.

IV.2. LES METHODES DE CALCUL D'UN INDICE A UTILITE CONSTANTE A LA LUMIERE DE LA THEORIE DES PREFERENCES REVELEES

La littérature économique liée à la théorie des préférences révélées, a proposé deux méthodes pour construire un indice à utilité constante⁷¹. Une première méthode, qualifiée de « paramétrique », consiste à maximiser une fonction d'utilité flexible sous une contrainte budgétaire. Elle est en rapport direct avec les indices des prix « superlatifs »⁷². Une deuxième méthode, dite « non-paramétrique » consiste à calculer des bornes non-paramétriques à l'indice théorique (Lerner, 1935-36 ; Pollak, 1971 ; Afriat, 1977 ; Varian, 1982 ; Manser et MacDonald, 1988). Cette deuxième méthode s'appuie essentiellement sur la théorie des préférences révélées développée par Afriat (1967). D'autres économistes ont donné une suite concrète à cette démarche encore théorique, notamment Varian (1982 et 1983)⁷³. En outre,

⁷¹ Voir Diewert et Nakamura (1993).

⁷² Voir Diewert (1976).

⁷³ On peut suivre les développements ultérieurs dans la synthèse de Chiappori (1990).

l'originalité de la méthode consiste dans le fait qu'elle n'exige pas d'hypothèses sur la forme de la fonction à estimer.

IV.2.1. LA METHODE PARAMETRIQUE : LES INDICES DE PRIX « CES »

Calculer un IUC nécessite de mettre en évidence une fonction d'utilité qui *rationalise* les données (prix et quantités), c'est-à-dire une fonction d'utilité par rapport à laquelle les choix des consommateurs sont rationnels. Cela signifie qu'à chaque période, les quantités acquises maximisent le niveau d'utilité sous la contrainte de budget. On dit qu'une telle fonction d'utilité rationalise les données (Magnien et Pougard, 2000).

Dans son article célèbre sur les *préférences révélées*, Samuelson (1938a) propose des '*tests*' sur les demandes observées permettant d'éprouver la possibilité de « remonter » à la fonction d'utilité à partir des *préférences révélées* d'un consommateur. Il s'agit donc d'abandonner le procédé indirect qui avait été progressivement mis en place par les économistes néo-classiques, des concepteurs de Pareto (1906a, 1909), puis par Slutsky (1915), dans lequel la théorie de la demande trouve son concept premier dans l'utilité ordinaire⁷⁴ et que les préférences étaient définies en termes d'utilité⁷⁵.

Samuelson a pu montrer que dans le cas de deux biens, on peut remonter de la fonction de demande, soumise à *l'axiome faible des préférences révélées*, à une notion d'utilité ordinaire d'où provienne cette fonction de demande (Mongin, 2000). L'intérêt théorique de cet axiome tient au fait que, s'il est vérifié pour tous les choix du consommateur, il serait possible de connaître la relation de préférences de celui-ci. Cette condition permet de contourner le problème posé par la détermination des fonctions d'utilité. Il s'agit donc d'une idée fondamentale selon laquelle, **si nous disposons de suffisamment d'observations sur les choix du consommateur, nous pouvons alors estimer la fonction d'utilité qui a généré ces choix ou préférences.**

Il existe plusieurs façons de représenter ces préférences, cependant, les *fonctions d'utilité à élasticité de substitution constante (CES)* sont les plus connues.

⁷⁴ Selon les fondateurs de l'école parétienne, les fonctions de demande, ne peuvent être obtenues autrement que par la maximisation d'une fonction d'utilité. Ceci revient alors à fonder l'étude de phénomènes observables sur des principes qui ne le sont pas, notamment le concept de l'utilité, qui d'après Samuelson, même ramené à de simples propriétés de classement (utilité ordinaire), reste toujours problématique à observer.

⁷⁵ Un panier A est dit préféré à un autre panier B implique que le panier A procure un niveau d'utilité supérieur au panier B.

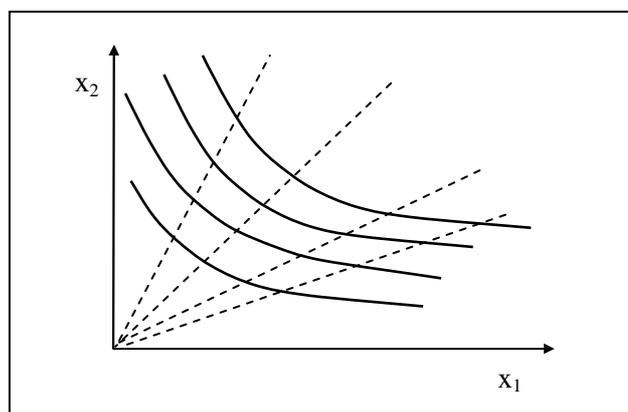
IV.2.1.1. Les formes fonctionnelles de type CES et les indices superlatifs

IV.2.1.1.1. Préférences homothétiques

Rappelons d'abord que l'IUC est défini comme un indice mesurant le montant dont les dépenses doivent être modifiées entre les deux périodes pour permettre au consommateur de rester sur la courbe d'indifférence de la période de référence choisie. Ainsi, la définition strictement économique de l'IUC présente une caractéristique essentielle : elle ne fait intervenir qu'une seule courbe d'indifférence. En effet, un indice à utilité constante ne vise pas à comparer deux situations dans lesquelles les cartes d'indifférence sont différentes. Supposons que la période 1 est retenue comme période de référence. Pour calculer l'IUC, nous devons calculer les quantités hypothétiques de biens et services qui seraient achetés aux prix de la période 2, sous l'hypothèse que le consommateur minimise la dépense qui lui permet de rester sur la courbe d'indifférence de la période 1. Inversement, si la courbe d'indifférence de la période 2 est retenue comme référence, nous obtenons un IUC différent.

Toutefois, il est possible que les IUC associés à différentes courbes d'indifférence pour le même consommateur ne conduisent pas à des valeurs numériques différentes. Il s'agit du cas particulier où l'ordre de préférence du consommateur est « *homothétique* ». Une structure de *préférence homothétique* d'un consommateur représentatif suppose que la demande augmente dans la même proportion que le revenu. Supposons que les préférences du consommateur ne dépendent que du rapport entre les biens 1 et 2. Ceci implique que si le consommateur préfère (x_1^A, x_2^A) à (x_1^B, x_2^B) , alors il préfère systématiquement $(\lambda x_1^A, \lambda x_2^A)$ à $(\lambda x_1^B, \lambda x_2^B)$. Les préférences qui ont cette propriété sont appelées des *préférences homothétiques* (Figure 3). Les substituts parfaits, les compléments parfaits et le cas Cobb-Douglas sont des exemples des préférences homothétiques.

Figure 3 : Préférences homothétiques



Par ailleurs, avec des préférences homothétiques, l'IUC est indépendant de la courbe d'indifférence choisie comme référence. En effet, à condition que l'ordre de préférence ne varie pas entre deux périodes, les IUC établis pour la première et la deuxième période coïncident lorsque les préférences prennent cette forme fonctionnelle particulière. On doit à P.A.Samuelson et S.Swamy [1974] la généralisation des propriétés d'invariance des nombres indices issus d'agrégateurs homothétiques aux fonctions d'utilité et d'utilité indirecte. L'homothétie constitue pour les auteurs le seul cas dans lequel un nombre indice à utilité constante unique puisse avoir un sens.

IV.2.1.1.2. Les formes fonctionnelles flexibles de type CES

Initialement, les économètres ont cherché des formes fonctionnelles qui représentent le mieux ce type de préférences homothétiques⁷⁶, et suffisamment simples pour que les techniques économétriques puissent être appliquées. La forme fonctionnelle communément choisie par les économistes étant de type *translog* dont la flexibilité autorise même la non homothéticité. Les *fonctions d'utilité à élasticité de substitution constante* (CES) représentent un cas particulier de la fonction de production *translog* pour le cas des préférences homothétiques.

Les fonctions de type CES sont apparues lorsque Solow (1956) les a utilisées comme exemple de fonction de production néoclassique. Les chercheurs ont ensuite bénéficié de sa flexibilité pour l'employer excessivement. Arrow, Chenery, Minhas et Solow (1961) ont utilisé cette fonction pour estimer la substitution entre les facteurs. Ils ont aussi montré que les fonctions Cobb-Douglas, Leontieff et les fonctions de production linéaires étaient toutes des cas particuliers de la fonction CES. Cette spécification est aussi la plus utilisée dans les modèles théoriques de la différenciation et était appliquée par Dixit et Stiglitz (1977). Anderson, de Palma et Thisse (1987, 1992) ont montré comment une fonction de préférences CES peut être interprétée comme une fonction d'utilité agrégée représentative d'un marché d'agents hétérogènes. L'analyse théorique a pu ainsi proposer des solutions au problème que pose la construction d'un indice à utilité constante.

Dans les travaux appliqués (généralement analyses économétriques), une première démarche consiste, partant d'une certaine « paramétrisation » de la fonction d'utilité, à résoudre le programme du consommateur, et à en déduire la fonction de demande⁷⁷. Cette première

⁷⁶ Et qui soient compatibles avec l'hypothèse de rationalité du consommateur (ou du producteur).

⁷⁷ Rappelons que les fonctions de demande *marshaliennes* sont déduites d'une maximisation de l'utilité sous contrainte du revenu.

méthode dite « paramétrique », repose sur l'hypothèse que la fonction d'utilité est d'une forme spécifique de type CES (quadratique, Cobb-Douglas, etc.).

Une fonction d'utilité de type CES s'écrit sous la forme :

$$U(x_1, \dots, x_n) = \left[\sum_i x_i^\sigma \right]^{\frac{1}{\sigma}}$$

où le paramètre σ estime l'élasticité de substitution entre les produits.

L'indice à utilité constante associé à cette fonction est qualifié d'« exact », selon la terminologie de Diewert (1976), pour la forme d'utilité retenue.

IV.2.1.2. Les indices CES comme approximation aux indices à utilité constante

Diewert (1976, 1978, 1981, 1983) a réalisé d'importants progrès théoriques en introduisant le concept d'indice « superlatif ». L'idée est de ne plus recenser les cas particuliers de construction d'indices, mais de chercher une base réelle de généralisation en utilisant des formes fonctionnelles « flexibles ». Une forme fonctionnelle flexible est une forme de fonction qui permet d'obtenir une approximation d'une fonction d'agrégation⁷⁸ arbitrairement choisie⁷⁹. Après avoir identifié une forme fonctionnelle flexible, il est possible de préciser l'indice théorique. Diewert qualifie un indice de « superlatif » s'il est « exact » pour une quelconque forme fonctionnelle flexible⁸⁰. Or, comme préalablement démontré dans le chapitre 1, les indices superlatifs sont difficiles à calculer par les agences statistiques puisque les données pour les périodes courantes ne sont pas disponibles.

Moulton (1996), Shapiro et Wilcox (1997) ont apporté une nouvelle approche par laquelle les indices superlatifs peuvent être calculés grâce à des fonctions de type CES. Pour ceci, les auteurs affirment qu'il suffit d'imposer des valeurs au paramètre représentant l'élasticité de substitution dans ces fonctions. Autrement dit, il s'agit d'une formule de calcul d'indice avec un paramètre prenant en compte le degré de substituabilité entre produits.

Afin d'illustrer cette procédure, soit une fonction coût de type CES :

⁷⁸Un agrégateur économique est une fonction de transformation. La fonction de production de Cobb-Douglas est un agrégateur transformant des quantités d'inputs en quantités d'outputs. La fonction de coût est un agrégateur transformant des quantités de facteurs consommés en coût total des facteurs consommés. La fonction d'utilité est un agrégateur transformant des quantités de biens en un niveau d'utilité.

⁷⁹Diewert (1981), p.185.

$$C(p,u) = \left[\sum_i \alpha_i p_i^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$$

où $u > 0$ est le niveau d'utilité, σ est l'élasticité de substitution et $\alpha_i > 0$ dénote le paramètre de goût pour la variété i et p_i le vecteur des prix. L'indice à utilité constante de la période t relatif à la période 0 est alors définie par :

$$IUC_{(CES)} = \frac{C(p^t, u)}{C(p^0, u)} = \left[\frac{\sum_i \alpha_i (p_i^t)^{1-\sigma}}{\sum_i \alpha_i (p_i^0)^{1-\sigma}} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$$

Rappelons que grâce à la propriété des *préférences homothétiques* l'indice est indépendant du niveau de l'utilité u retenu comme référence. L'indice à utilité constante de Moulton (1996a) peut être formulé de la façon suivante :

$$IUC_{(CES)} = \left[\sum_i s_i^0 \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$$

où s_i^0 représente les parts de dépense à la période de base et p_i^t/p_i^0 les prix relatifs entre la période de base et la période courante. Les agences statistiques disposent de l'information sur ces deux paramètres⁸¹. En conséquences, il suffit d'estimer le paramètre σ qui représente l'élasticité de substitution dans ces fonctions⁸². Il est alors possible d'estimer un IUC en utilisant la même information utilisée pour calculer un indice de Laspeyres. Ainsi, les agences statistiques peuvent se baser sur leur expérience passée sur les substitutions auxquelles procèdent les consommateurs pour donner des valeurs au paramètre σ . Néanmoins, trois cas standards sont connus.

⁸⁰ Diewert (1976), p.117.

⁸¹ Il s'agit des données utilisées généralement pour calculer des indices de type Laspeyres.

⁸² Voir (Shapiro et Wilcox, 1997a, pp 121-123) pour la première application de cette méthodologie (dans le contexte de calcul d'un Indice de Prix à la Consommation). Les auteurs ont calculé un indice superlatif de Törnqvist pour les Etats-Unis pour la période 1986-95. Ils ont calculé ensuite un IUC pour la même période en utilisant plusieurs valeurs de σ . Les auteurs ont ensuite choisi la valeur de σ (0,7) qui rapproche le plus possible l'IUC d'un indice de Törnqvist. La même méthodologie a été aussi utilisée par Alterman, Diewert et Feenstra (1999) dans leurs études sur les indices d'importation et d'exportation pour les Etats-Unis. Pour une méthode alternative d'estimation du paramètre σ , voir Balk (2000b).

1) *Le cas d'une substitution nulle* : $\sigma = 0$

La fonction CES correspond à une fonction à facteurs parfaitement complémentaires de type Walras-Leontieff. On montre aisément que la formule de l'IUC prend dans ce cas la forme d'un indice de type :

$$\text{- Laspeyres : } L_{t/0} = \sum_i s_i^0 \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right) \text{ si la période de référence est la période de base}^{83},$$

$$\text{- Paasche : } P_{t/0} = \sum_i s_i^t \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right) \text{ si la période de référence est la période courante}^{84}.$$

Les indices de Laspeyres et de Paasche sont ainsi *exacts* lorsque les courbes d'utilité des consommateurs sont dites de Leontieff, c'est à dire que l'élasticité de substitution entre produits est nulle. Autrement, un indice de Laspeyres est un IUC lorsque le consommateur est incapable de substituer les produits et les consommés en proportions fixes. Ainsi, si les prix relatifs changent entre les périodes 0 et t, ces consommateurs vont affronter un niveau de vie plus élevé que les consommateurs qui réagissent aux changements des prix en substituant les produits dont le prix ont baissé à ceux dont le prix a augmenté. On en déduit que l'indice de Laspeyres surestime l'effet-prix (ou l'inflation) mesurée sur la base de l'IUC, dès que l'élasticité de substitution est supérieure à zéro⁸⁵. En outre, les indices de Laspeyres et de Paasche représentent respectivement, sous l'hypothèse acceptable à court terme d'homothétie des courbes d'utilité, la borne supérieure et inférieure d'un indice à utilité constante. Il est important de signaler qu'un indice CES *non pondéré*, sous cette hypothèse d'élasticité de substitution nulle, correspond à l'indice de Carli⁸⁶.

2) *Le cas d'une substitution infinie (ou parfaite)* : $\sigma = -\infty$

Nous sommes dans le cas de biens parfaitement substituables.

⁸³ $s_i^0 = \frac{p_i^0 x_i^0}{\sum_i p_i^0 x_i^0}$ est la part du bien i dans la dépense totale à la période 0.

⁸⁴ $s_i^t = \frac{p_i^t x_i^t}{\sum_i p_i^t x_i^t}$ est la part du bien i dans la dépense totale à la période t.

⁸⁵ Lau (1979) a prouvé ceci, mais dans le sens inverse, en partant plutôt de l'hypothèse que si l'indice de coût de la vie est de la forme (2.3) et que la structure des préférences est homothétique, alors la fonction coût ainsi que la fonction d'utilité duale a une structure fonctionnelle de type CES.

⁸⁶ Voir Section 1 de ce chapitre.

3) *Cobb-Douglas* : $\sigma = 1$

La fonction CES correspond dans ce cas à la fonction d'agrégation Cobb-Douglas. On montre que la formule de l'IUC prend dans ce cas la forme d'un indice de type moyenne géométrique pondérée⁸⁷ :

$$MG_{t/0} = \prod_{i=1}^n \left(\frac{p^t}{p^0} \right)^{s_i^0}.$$

Cette formule les dépenses sont implicitement égales pour tous les produits. Elle est largement utilisée par les agences statistiques pour calculer les micro-indices.

Par ailleurs, pour les indices superlatifs, Diewert (1976) a montré de la même façon que l'indice de :

$$- \text{Törnqvist} : T_{t/0} = \prod_{i=1}^n \left(\frac{p^t}{p^0} \right)^{\frac{(s_i^0 + s_i^t)}{2}}, \text{ est l'unique indice exact pour l'agrégateur translog}^{88}.$$

⁸⁷ Nous pouvons démontrer ces résultats de la façon suivante :

Soit le programme de maximisation d'utilité $u(q_1, q_2)$ sous la contrainte budgétaire R :

$$\begin{cases} \text{Max } u(q_1, q_2) = A x_1^a x_2^b \\ \text{s/c } R = p_1 x_1 + p_2 x_2 \end{cases}$$

La résolution du Lagrangien nous donne : $a = \frac{p_1 x_1}{R}$ et $b = \frac{p_2 x_2}{R}$

$$\text{aussi : } R = \left(\frac{p_1}{a} \right)^a \left(\frac{p_2}{b} \right)^b u(x_1, x_2)$$

Comme nous l'avons déjà expliqué, un indice à utilité constante est le ratio du budget avec le vecteur des prix de la période courante sur le budget de la période de base avec une utilité constante pour les deux périodes, l'IUC s'écrit :

$$IUC = \frac{\left(\frac{p_1^1}{a} \right)^a \left(\frac{p_2^1}{b} \right)^b u(x_1, x_2)}{\left(\frac{p_1^0}{a} \right)^a \left(\frac{p_2^0}{b} \right)^b u(x_1, x_2)}$$

En simplifiant par les termes a et b ainsi que par l'utilité, on aura :

$$IUC = \left(\frac{p_1^1}{p_1^0} \right)^a \left(\frac{p_2^1}{p_2^0} \right)^b = \prod_{i=1,2} \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^{s_i^0} \quad \text{avec} \quad s_i^0 = \frac{p_i^0 x_i^0}{\sum_i p_i^0 x_i^0}$$

Cette formule n'est autre que la moyenne géométrique pondérée par la part de chaque produit dans les dépenses du consommateur.

⁸⁸ Diewert (1992), p.212.

- Fisher : $F_{t/0} = \sqrt{L_{t/0} \cdot P_{t/0}}$, est *exact* pour la fonction d'utilité quadratique homogène de type : $U(q) = \sqrt{\sum_i ax_i^\alpha}$.

Il est important de souligner une différence fondamentale entre les deux indices superlatifs susmentionnés. Comme signalé à la première section de ce chapitre, les deux indices de Fisher et de Törnqvist sont l'un et l'autre des indices symétriques qui semblent tendre en pratique vers des résultats analogues⁸⁹. Cependant, la validité théorique de l'indice idéal de Fisher (malgré son caractère superlatif), repose sur l'hypothèse restrictive de préférences homothétiques. Samuelson et Swamy (1974) insistent pour prendre l'hypothèse de préférences homothétiques avec prudence dans la mesure où l'homothétie des préférences est empiriquement illusoire. En effet, l'homothétie équivaut à l'élasticité unitaire des revenus aux prix, elle exclue de ce fait toute réaction des ménages aux fluctuations des prix. Inversement, l'indice de Törnqvist, par sa construction (fonction translog) échappe à cette hypothèse. C'est pourquoi Diewert (1983) semble porter son choix sur l'indice de Törnqvist⁹⁰.

En outre, un indice CES *non pondéré*, sous l'hypothèse d'élasticité de substitution égale à l'unité, correspond à l'indice de Jevons⁹¹.

En conclusion, si les paramètres de préférences (l'élasticité de substitution σ) sont connus, il est possible de calculer un IUC. Cet indice prend dans certains cas la forme d'indices à panier fixe de type Laspeyres et dans d'autres cas la forme d'indices superlatifs⁹².

Toutefois, deux critiques peuvent être adressés à cette méthodologie. D'une part, les mouvements antérieurs (moyens) des prix relatifs utilisés pour estimer le paramètre d'élasticité de substitution, ne constituent pas un indicateur fiable des mouvements présents ou futurs de ceux-ci. Dès lors, l'indice de prix CES basé sur une procédure historique pour estimer σ , peut générer des estimations erronées d'un indice superlatif. D'autre part, dans une optique pragmatique, c'est une forte hypothèse de supposer que la demande agrégée est générée par des préférences agrégées de type CES.

⁸⁹ Les résultats empiriques obtenus par Hansen et Lucas (1984, pp.032-33) confirment l'idée que les deux indices se comportent généralement de manière très semblable.

⁹⁰ Diewert (1983), p.187.

⁹¹ Voir Section 1 de ce chapitre.

⁹² Pour les préférences de type CES l'indice exact calculé n'est pourtant valide que selon l'hypothèse où l'univers des biens vendus entre deux périodes est le même. Feenstra (1994) a suivi les travaux de Sato

Ces limites ont amené les chercheurs à développer la théorie des préférences révélées qui imposait jusque-là de postuler une forme fonctionnelle (au moins générale) pour les fonctions de demande ou d'utilité. Afriat (1967) a énoncé le test de l'« *Axiome fort des préférences révélées* » (SARP) qui échappe à cette restriction : par nature, ce test est « *non-paramétrique* ». Or, avec un nombre quelconque de périodes et de produits, l'existence et la construction d'une fonction d'utilité homothétique et rationalisante devient très compliqué. Afriat (1967, 1981), Diewert (1973) et Varian (1982, 1983) assurent l'existence d'une telle fonction sous la condition de l'« *axiome généralisé des préférences révélées* » (GARP). Ces développements de la théorie des préférences révélées constituent la base de la deuxième approche dite « *non-paramétrique* » utilisée pour la construction d'un IUC.

IV.2.2. LA METHODE NON PARAMETRIQUE

Cette deuxième approche est généralement préférée à la première pour calculer les agrégats statistiques étant donné qu'elle n'exige pas des spécifications *ad hoc* des formes fonctionnelles des demandes. En effet, les fonctions homothétiques de type CES ne sont pas très flexibles avec un nombre de biens supérieur à 2. C'est justement grâce à l'*axiome fort des préférences révélées*⁹³ que ce problème a pu être surmonté. En effet, l'axiome fort échappe à la restriction concernant la forme fonctionnelle de demande ou d'utilité étant donnée qu'il n'y a pas de paramètres à estimer : il est, par nature, « *non-paramétrique* »⁹⁴.

En outre, le nombre de périodes étudiées constitue un autre problème que la théorie des préférences révélées a résolu. Afriat (1967, 1981), Diewert (1973) et Varian (1982, 1983) ont développé la condition nécessaire pour assurer l'existence d'une fonction d'utilité qui rationalise des données en prix et en quantité pour un ensemble *quelconque* de périodes. Cette condition est l'*axiome homothétique des préférences révélées* (HARP) : « *Il existe une fonction d'utilité homothétique rationalisant des données (p_t, q_t) de prix et de quantités sur un ensemble E de périodes si et seulement si :*

$$\frac{p_i q_j}{p_i q_i} \frac{p_j q_k}{p_j q_j} \dots \frac{p_n q_j}{p_n q_n} \geq 1 \quad \text{pour tout « cycle » de périodes } i, j, \dots, n, i \in E$$

(1976) pour construire un indice *exact* pour les préférences de type CES avec des univers de biens dynamiques.

⁹³ Voir aussi Varian, (1983) et Chiappori (1990) pour le développement de cet axiome.

⁹⁴ A côté d'Afriat, Houthakker semble avoir été l'un des premiers à concevoir des tests pour la théorie de la préférence révélée ; voir ses remarques sur la « *nature non-paramétrique* » de l'axiome faible (1982, p.60).

Notons que le membre de gauche de l'inégalité est un indice de quantités de type Laspeyres chaîné. Les fonctions d'utilité rationalisantes dont la condition HARP révèle l'existence sont des fonctions homothétiques. Elles offrent un avantage décisif : l'IUC associé ne dépend pas du niveau d'utilité de référence (Pougnard et Magnien, 2000). Si la condition HARP n'est pas satisfaite, il est toujours possible de montrer qu'il existe une fonction d'utilité qui rationalise les données observées. Cette fonction n'est toutefois pas nécessairement homothétique. Varian (1982), partant des travaux d'Afriat et Diewert (1973), a montré que ceci est le cas si et seulement si l'axiome généralisé des préférences révélées (GARP) est satisfait.

Donc il existe bien une façon directe pour vérifier la consistance d'un ensemble fini de données avec un modèle de comportement néoclassique.

Cependant, sur le plan pratique, tester la condition HARP sur ces données est très pénible dès que le nombre de mois d'observations dépasse quelques unités. Varian (1982, 1983) a proposé un algorithme (l'algorithme de Warshall [1962]) qui permet d'y arriver⁹⁵. Ce procédé permet de vérifier si les prix observés et les quantités échangées sur le marché sont effectivement rationalisables par une fonction d'utilité *homothétique*⁹⁶. Sachant maintenant qu'il existe des fonctions d'utilité homothétiques rationalisant les données scanner (ou données scannographiques ou micro-données)⁹⁷, il reste à déterminer les IUC associés à chacune d'elles entre deux dates quelconques.

Plusieurs études empiriques (Afriat, 1981 ; Diewert et Parkan, 1985 ; Dowrick et Quiggin, 1994 ; Dowrick et Quiggin, 1997) ont étudié les implications de la condition HARP dans la théorie et les mesures des nombres indices⁹⁸. Manser et McDonald (1988) ont déterminé, lorsque la condition HARP est satisfaite, les bornes inférieure et supérieure de la plage des IUC d'une période i par rapport à une période j : elles valent respectivement $1/\Delta_{ji}$ et Δ_{ij} avec :

⁹⁵ Voir Magnien et Pougnard (2000).

⁹⁶ La vérification de la condition HARP nécessite de connaître les quantités en plus des prix à un niveau très détaillé. Comme nous l'avons déjà mentionné, les données scannées ont permis de résoudre ce problème d'informations. Les travaux empiriques qui ont été menés jusqu'à présent sont, notamment, ceux de Manser et MacDonald (1988) qui ont utilisé les données agrégées sur la période 1959-1985 aux Etats-Unis. En France, c'est l'INSEE qui a pu profiter de ce type de données pour trois produits (huiles alimentaires, lessives et cafés) et qui recouvrent une période de trois ans de 1994 à 1996. Ces données comportent une description très poussée des produits permettant ainsi de prendre pleinement en compte les substitutions entre produits.

⁹⁷ Voir Magnien et Pougnard (1998 ; 2000) pour une description détaillée de ce type de données et les perspectives d'utilisation dans la construction des indices de prix.

⁹⁸ Pour une démonstration intéressante sur l'utilisation des axiomes GARP et HARP dans la construction d'un indice théorique de Konüs, voir Balk (2004), « Direct and Chained Indices : A review of Two Paradigms », document de travail proposé à International Conference on The Index Number Theory and the Measurement of Prices and Productivity, Vancouver, 2004.

$$\Delta_{ij} = \frac{p_i q_i}{p_j q_j} \text{Min}_{i,k,l,\dots,n,j} \left\{ \frac{p_i q_k}{p_i q_i} \frac{p_k q_l}{p_k q_k} \dots \frac{p_n q_j}{p_n q_n} \right\}$$

pour toute séquence de périodes $i, k, l, \dots, n, j \in E$.

Dans leur étude sur quelques produits de consommation courante (café, lessive, huiles alimentaires), Magnien et Pougard (2000) montrent qu'il existe une plage d'indices à utilité constante, dont les valeurs extrêmes coïncident quelquefois avec les indices de Laspeyres et de Paasche ; Cet ensemble d'indices contient presque toujours l'indice de Fisher.

En conclusion, **l'indice à utilité constante n'est plus désormais un concept théorique : son existence est établie sur des produits de grande consommation** (Magnien et Pougard, 2000).

CONCLUSION DU CHAPITRE I

Au terme de ce premier chapitre, deux conclusions principales s'imposent.

Premièrement, il n'existe pas de conflit entre la mesure des variations des prix purs et la mesure des variations du coût de la vie, en dépit de l'impression répandue selon laquelle les indices à pondération fixe doivent être biaisés.

Une mesure objective de l'effet prix pur devrait traiter les deux périodes comparées de façon symétrique. Il s'agit généralement des indices symétriques parmi lesquels on compte les indices superlatifs de Fisher et de Törnqvist dont on peut s'attendre à ce qu'ils se rapprochent d'un indice à utilité constante. Le fait qu'un indice superlatif soit à la fois une approximation d'un indice à utilité constante et un indice de prix pur, atteste que les objectifs respectifs des deux types d'indices ne sont pas nécessairement divergeants. Nous avons d'ailleurs montré que l'écart ne se présente que si les quantités relatives utilisées dans un indice de prix pur favorisant l'une des deux périodes aux dépens de l'autre, comme dans un indice de Laspeyres et de Paasche.

Deuxièmement, les récentes découvertes sur la théorie des nombres indices permettent de calculer, sous certaines conditions, une approximation d'un indice à utilité constante dans l'espace des biens.

Plus précisément, calculer un indice à utilité constante nécessite de mettre en évidence une fonction d'utilité par rapport à laquelle les choix des consommateurs sont rationnels. Le cadre de la théorie des nombres indices et de la théorie des préférences révélées nous a permis de mettre en lumière les spécifications fonctionnelles permettant de contourner le problème posé par la détermination des fonctions d'utilité. Il s'agit des formes fonctionnelles CES qui peuvent être interprétées comme une fonction d'utilité agrégée représentative d'un marché d'agents hétérogènes.

Dans ce contexte, les indices superlatifs (Fisher et Törnqvist) se sont avérés être une bonne approximation à l'indice à utilité constante. Généralement, ces d'indices, définis en fonction des quantités de la période en cours, ne peuvent être calculés en réalité qu'avec un décalage. Grâce à l'utilisation des formes fonctionnelles de type CES, il est possible de calculer un indice qui s'approche d'un indice superlatif sans disposer d'informations sur les pondérations de la période en cours, en utilisant une élasticité de substitution supposée entre les articles inclus dans l'indice, -« l'élasticité de substitution constante ». La formule de

l'élasticité de substitution constante permet ainsi de proposer une approximation fondée tant du point de vue de la théorie que de la pratique d'un indice à utilité constante. Elle présente l'avantage que, dès lors que les élasticités de substitution pertinentes ont été estimées, l'indice superlatif peut être mesuré en temps réel. En effet, elle ne nécessite d'informations que sur les seuls prix et quantités intervenant dans le calcul des indices conventionnels de type Laspeyres. Les institutions statistiques ont actuellement les moyens de produire un tel indice. Cette spécification fonctionnelle présente cependant l'inconvénient qu'elle exige des estimations fiables et solides de ces élasticités, une tâche qui suppose que cette méthode soit élaborée plus avant, avec le suivi nécessaire, et que soient établies des hypothèses concernant l'évolution de la substitution dans le temps.

Par ailleurs, les indices superlatifs, sont eux-mêmes une approximation de l'indice théorique à utilité constante. Une deuxième approche non-paramétrique n'exigeant pas de spécifications *ad hoc* des formes fonctionnelles d'utilité a été utilisée dans plusieurs travaux empiriques sur les mesures d'indices à utilité constante. Ces travaux ont montré qu'un IUC n'est plus un concept théorique dans la mesure où il a été calculé pour des produits de grande consommation. Toutefois, le champ opérationnel des indices est restreint compte tenu du caractère contraignant de la condition d'homothéticité des fonctions d'utilité, sans laquelle le calcul d'un IUC devient problématique puisqu'il dépend alors du choix d'un niveau d'utilité de référence. Samuelson et Swamy mettent clairement en garde contre l'hypothèse simpliste d'homothéticité des préférences, dans la mesure où elle est empiriquement illusoire. En effet, on s'attend généralement à ce que les préférences des consommateurs soient modifiées avec l'évolution des possibilités de consommation dans le temps. On peut toutefois arguer que les changements des goûts et préférences ont nécessairement une incidence sur le bien-être des consommateurs, mais un indice de coût de la vie ne vise pas à mesurer des variations de coût de la vie dans le temps sauf si les préférences demeurent les mêmes. Un indice à utilité constante, implique par construction, une comparaison statique entre deux situations au moyen d'une seule courbe d'indifférence. Une production très fréquente de ces indices (mensuelle) permet de pallier le biais dû aux changements des préférences dans le temps.

CHAPITRE II

BIAIS DE MESURE ET METHODES D'AJUSTEMENT DES INDICES

Le chapitre précédent nous a permis de saisir la différence entre un indice conventionnel dit à panier fixe et l'indice théorique de Konüs à utilité constante, IUC (alternativement un indice de coût de la vie, COLI). Nous avons montré que les indices à panier fixe ne sont biaisés que dans la mesure où ils favorisent le panier de l'une des deux périodes par rapport à l'autre et n'actualisent pas les pondérations. Nous avons vu que certains indices symétriques sont des indices de prix pur qui ne varient qu'en réponse aux variations effectives des prix et ne sont pas affectés par des substitutions en réponse à des variations de prix relatifs. Les indices symétriques sont aussi des indices superlatifs c'est à dire qu'ils sont exacts pour des fonctions d'agrégation flexibles (fonction d'utilité ou fonction de production) et constituent dès lors une bonne approximation d'un IUC. Gordon et Griliches (1997) définissent d'ailleurs un indice de prix calculé entre deux régimes de prix et gardant un même niveau d'utilité, comme un indice de prix pur. Selon les auteurs « *a cost-of-living index measures the effect of 'pure' price movements relative to a particular reference period, trying to hold the average 'utility' level and all other attributes of that period constant* ».

Ces constatations sont correctes lorsque les goûts n'ont pas évolué et que les mêmes biens et services sont disponibles au cours des deux périodes. La situation se complique si l'une ou l'autre de ces conditions n'est pas satisfaite, ce qui est souvent le cas dans la réalité. D'abord, les préférences des consommateurs peuvent changer dans le temps sur la base de nouvelles informations. Ces changements des préférences affectent nécessairement le bien-être des consommateurs. Rappelons toutefois qu'un IUC ne vise à mesurer des variations de coût de la vie dans le temps que si les préférences demeurent les mêmes. Ensuite, à long terme, l'apparition de nouveaux produits peut avoir des incidences beaucoup plus importantes sur le bien-être des consommateurs que les changements des goûts. L'élargissement de la gamme de produits entre lesquels le consommateur peut faire son choix doit améliorer sa condition de vie.

Plusieurs spécialistes sont néanmoins pessimistes quant à la possibilité de mesurer un IUC correct dans un environnement dynamique de biens, notamment en présence de changements

de qualité⁹⁹. En effet, il est très difficile d'évaluer le gain de bien-être dû à l'évolution de la qualité et de l'apparition de nouveaux produits et de l'introduire dans le calcul de l'indice. En pratique, économistes et statisticiens se contentent, en l'absence de meilleure alternative, d'ajuster les indices de prix sur la variation de la qualité, abandonnant dans ce procédé le concept d'utilité et de bien-être (Turvey, 2000). Le changement de qualité et les nouveaux produits interviennent presque de la même façon dans l'indice de prix. Ils sont introduits dans l'indice de deux façons. Premièrement, on les substitue à des produits qui disparaissent. Deuxièmement, les nouveaux produits de qualité meilleure sont introduits par substitution à des vieux produits de moindre qualité. Certains produits existeraient alors dans une période mais pas dans l'autre. D'où la difficulté de rendre compte des substitutions possibles à cause de manque de certains prix dans l'une ou l'autre des deux périodes. Pour y parvenir, il est essentiel d'estimer la variation de prix entre l'ancien et le nouveau produit en tenant compte des différences de qualité.

Rappelons que la finalité de tout indice est de refléter avec fidélité l'indice théorique correct à utilité constante. Or, la construction d'un IUC suppose que la qualité soit constante entre les deux périodes observées. Donc tout changement de qualité doit être ajusté dans le calcul de l'IUC sinon, cet IUC sera biaisé. Économistes et statisticiens essayent ainsi de prendre en compte dans les indices de prix les substitutions dues aux changements de qualité (nouveaux produits) afin que les indices soient à qualité constante (Jorgenson et Slesnick, 2001). Un indice à qualité constante doit isoler, mesurer et supprimer les changements de qualité entre le produit en disparition et le produit en remplacement afin de retenir le changement de prix pur entre les deux périodes. Comme expliqué auparavant, les nouveaux produits et le changement de qualité sont introduits dans l'indice de prix à travers la substitution. Dans un indice à qualité constante, le traitement des substitutions peut être effectué grâce à plusieurs méthodes d'ajustement de la qualité que nous analyserons dans ce chapitre qui est organisé en deux sections.

Dans une première section, nous définissons, d'une part, les différents biais de mesure identifiés par la littérature et nous présentons, d'autre part, les solutions théoriques et pratiques à ces biais. Dans une deuxième section, nous exposons les principes des différentes méthodes d'ajustement d'indices de prix sur la qualité afin de pouvoir justifier au final notre choix de méthode qui porte sur l'approche hédonique.

⁹⁹ Voir *At What Price ?* (2002).

SECTION 1 : LES BIAIS DE MESURE DES INDICES CONVENTIONNELS PAR RAPPORT À L'INDICE THEORIQUE

« Before we can discuss sources of bias in the computation of consumer price indexes, it is necessary to note that “bias” is a relative concept. Thus when we speak of bias, we have in mind some specific conceptual framework or purpose for the price index and if we have complete information, this underlying “truth” could be measured and “bias” would be relative to this “true index” ».

W.E. Diewert, *The Economics of New Goods* (1997)

Une littérature abondante (Dalén, 1999a ; Diewert, 1996c ; Lequiller, 1997 ; Moulton, 1996b ; Moulton et Moses, 1997 ; Boskin et al., 1996) a montré que la plupart des indices, notamment les indices à panier fixe comportent par construction des « *biais de mesure* » par rapport à l'indice théorique idéal. D'après ces auteurs, l'utilisation d'un même panier-type durant une longue période ne permet pas de rendre compte des modifications des habitudes de consommation, des changements de qualité ainsi que de l'apparition des nouveaux produits. Chacun de ces éléments peut affecter la qualité de mesure d'un indice de prix.

Différentes taxonomies des biais sont apparues dans la littérature citée ci-dessus. Trois types de biais sont considérés comme étant les plus importantes et signalées par le rapport final de la Commission consultative d'étude de l'IPC des États-Unis (Commission Boskin)¹⁰⁰.

¹⁰⁰ La Commission Boskin a affirmé que l'indice américain des prix à la consommation était « biaisé » et qu'il surestimait le « vrai » renchérissement et donc la croissance du coût de la vie d'environ 1.1% par an. Les effets cumulatifs des biais éventuels identifiés, si petits soient-ils, peuvent avoir des conséquences financières considérables sur le budget de l'État à long terme. Le rapport de Boskin montre d'ailleurs que cette surestimation se cumulerait d'une année sur l'autre, et serait automatiquement égale à 11.5% au bout de dix ans. Or l'IPC est directement utilisé aux États-Unis pour indexer les prestations sociales et les tranches de l'impôt sur le revenu. Une surestimation induirait un creusement intempestif du déficit fédéral. Les prestations versées seraient alors trop élevées et les impôts reçus seraient minorés. La commission a estimé aussi que la dette publique serait plus élevée d'environ 100 milliards de dollars en 2008 de ce simple fait, et

D'abord, l'utilisation d'un panier fixe avec les quantités d'une seule période, soit la période de base ou la période courante, respectivement l'indice de Laspeyres ou l'indice de Paasche, surestime l'IUC et entraîne un « biais de substitution »¹⁰¹. Ensuite, l'introduction de nouveaux produits entraîne un effet dit « biais de nouveaux produits »¹⁰². Enfin, le changement de qualité des biens existants engendre un « biais de qualité »¹⁰³ dans la mesure d'un IUC correct.

Nous nous concentrons ainsi sur l'indice à utilité constante qui constitue, selon la littérature économique, l'outil théorique correct pour mesurer l'effet des changements des prix, de changement de qualité et d'introduction des nouveaux produits sur le *bien-être* du consommateur (Hausman, 2002). Rappelons qu'un indice à utilité constante indique la compensation en revenu nécessaire pour maintenir un consommateur disposant d'un budget initial fixé sur la même courbe d'indifférence en quantités consommées quand les prix fluctuent d'une période à l'autre. Ce concept de *compensation*, plus exactement *variation compensatoire* (VC) est défini algébriquement selon Hicks par :

$$VC(p^0, p^1, R^0) = e(p^1, u^0) - e(p^0, u^0)$$

On le verra, la variation compensatoire est la base même de la solution aux à certains biais de mesure dans un indice à utilité constante.

I. BIAIS DE SUBSTITUTION

I.1. DEFINITION ET SOURCE DU BIAIS

ceci ne présente qu'un seul exemple des conséquences que pourrait avoir une telle surestimation sur les mesures macro-économiques. Théoriciens et statisticiens ont affirmé que la construction d'un indice à utilité constante « correct » peut être entachée par trois biais de mesure et un travail considérable sur la méthodologie des indices de prix a été effectué au niveau international ces dernières années, à la suite de la création de l'*International Working Group on Price Indices*. Ce groupe, connu sous le nom d'« *Ottawa Group* », a été créé en 1994 sous les auspices de la Commission des statistiques de l'Organisation des Nations Unies avec pour mission de promouvoir les discussions techniques sur les aspects conceptuels de l'IPC, et en particulier sur la possibilité d'estimer les biais liés aux changements de qualité, à l'apparition de nouveaux produits, etc.

¹⁰¹ L'utilisation des quantités de la période 2, soit l'approche de Paasche, entraîne une sous-estimation de l'IUC. Konüs (1924) a démontré que l'IUC (ou COLI) est borné par les indices de prix de Laspeyres et de Paasche. Bowley (1899) et Fisher (1922) ont recommandé l'utilisation de la moyenne géométrique des deux indices. Ceci permet de prendre en compte les effets de substitution.

¹⁰² Marshall (1887) a discuté les problèmes de mesure dans l'IUC dus à l'introduction de nouveaux produits.

¹⁰³ Sidgwick (1883) a discuté le problème de changement de qualité.

Théoriquement, les substitutions se produisent à court terme entre deux produits d'utilité voisine en réponse à des variations de leurs prix relatifs¹⁰⁴. Un consommateur rationnel ajustera sa consommation en remplaçant les produits devenus relativement plus chers par ceux devenus relativement moins chers.

Dans un indice de prix, on peut distinguer deux niveaux d'agrégation à travers lesquels le biais de substitution est susceptible de se manifester : un niveau élémentaire et un niveau agrégé.

- *au niveau élémentaire (micro-indices)*

Il s'agit de calculer un indice élémentaire en tant que moyenne non pondérée des prix (ou des prix relatifs) pour un petit ensemble relativement homogène d'articles. A ce niveau, le biais de substitution dépend fortement de la formule utilisée pour déterminer la moyenne des prix. Les trois formules les plus couramment utilisées sont¹⁰⁵:

- la moyenne arithmétique des prix relatifs (MA) correspond à l'indice de Carli;
- le ratio des moyennes arithmétiques des prix (RA) correspond à l'indice de Dutot; et
- la moyenne géométrique des prix relatifs (MG) correspond à l'indice de Jevons.

Plusieurs travaux théoriques et empiriques (Dalén,1992 ; Diewert,1995 ; Schultz,1994) ont montré que la moyenne arithmétique accorde plus d'importance aux prix qui augmentent rapidement qu'à ceux qui augmentent lentement. Autrement dit, cette formule surestime une augmentation générale des prix et sous-estime une baisse générale des prix. La moyenne géométrique quant à elle, suppose que les consommateurs maintiennent un niveau fixe de *dépenses*, mais pas des quantités fixes et tolère dans ce sens les substitutions.

Le choix entre telle ou telle formule dépend de l'objectif fixé par le statisticien. La formule de la moyenne géométrique est exacte pour un indice à utilité constante lorsque les préférences sont de type Cobb-Douglas¹⁰⁶. Rappelons que ceci revient à supposer que l'élasticité de substitution est proche de 1 et donc que les biens sont très substituables. Tandis que la formule des moyennes arithmétiques correspond à des préférences de type Leontief correspondant à un

¹⁰⁴ Voir Moulton (1996).

¹⁰⁵ Voir Dalen (1992), Diewert (1995 et 2003b) pour plus de détails sur ces formules.

¹⁰⁶ Des simulations effectuées par l'Insee ont montré que l'utilisation de la moyenne géométrique conduit en France, toutes choses égales par ailleurs, à une baisse de l'indice de l'ensemble estimé à 0,1% par an. Pour plus de détails sur ce point voir S.Montiel (1996) « Impact sur l'IPC de la moyenne géométrique », notes internes Insee, n°90/F320 du 21/5/1995, n°114/F320 du 24/5/1995, n°361/F320 de juillet 1996.

comportement de substitution zéro et donc à des biens complémentaires¹⁰⁷. L'idéal serait d'estimer, pour chaque ensemble de variété d'un même produit (dit aussi agrégat élémentaire) les chances de substitution entre elles et de décider, sur cette base, la formule appropriée¹⁰⁸.

- *au niveau agrégé (indice global)*

A ce niveau, le biais de substitution se produit lorsqu'on utilise l'une des nombreuses formules à panier fixe, exposées à la première section de ce chapitre, pour agréger les indices élémentaires. La formule la plus utilisée dans la plupart des statistiques officielles, est celle de Laspeyres caractérisée par une base fixe et des quantités fixes. L'indice de Laspeyres suppose que les quantités varient très peu ou pas sous l'effet des variations des prix relatifs entre la période de référence et la période en cours. Ce procédé n'autorise donc pas les substitutions en réponse à des variations des prix relatifs.

Généreux (1983)¹⁰⁹ a montré comment les substitutions se produisent en réponse à plusieurs facteurs autres que le changement des prix relatifs, par exemple changements des goûts, de mode, de revenu et de technologie. Il faut remarquer, toutefois, que ces changements sont susceptibles de se produire plutôt à long terme pour dévoiler un changement graduel des structures de consommation.

De façon général, plusieurs études (Aizcorbe et Jackman,1993 ; Généreux,1983 ; Rapport de Boskin,1996) ont montré que les substitutions sont plus importantes au niveau élémentaire qu'au niveau agrégé¹¹⁰.

I.2. APPROXIMATION DU BIAIS DE SUBSTITUTION DANS L'IUC

Afin d'illustrer la différence entre un IUC et un indice à panier fixe de type Laspeyres en termes de substitutions, rappelons qu'un IUC entre deux périodes est le ratio des deux

¹⁰⁷ Ces différents types de substitutions seront amplement étudiées dans le chapitre suivant.

¹⁰⁸ Les micro-données (scanner data) sont de grande utilité dans ce domaine puisqu'elles permettent d'évaluer l'ampleur de substitution entre produits. Certaines études utilisant ce type de données (Silver, 1995 ; Reinsdorf, 1996) ont montré que les substitutions sont généralement significatives suggérant ainsi une préférence pour les formules permettant les substitutions.

¹⁰⁹ Généreux (1983), p.497-498.

¹¹⁰ A titre d'exemple, un consommateur est plus susceptible de substituer le poulet au bœuf si celui-ci devient plus cher, plutôt que de substituer le pain à la viande.

fonctions de dépenses *hypothétiques*¹¹¹ face à un système différencié de prix. Plusieurs travaux (Hausman, 2002 ; Diewert, 1993) ont montré que ces fonctions de dépenses peuvent être rapprochées par une approximation de deuxième ordre de Taylor¹¹² comme suit :

$$e(u^0, p^t) \approx e(u^0, p^0) + \sum_i \frac{\partial e(u^0, p^0)}{\partial p_i} (p_i^t - p_i^0) + \frac{1}{2} \sum_j \sum_i \frac{\partial^2 e(u^0, p^0)}{\partial p_i \partial p_j} (p_i^t - p_i^0)(p_j^t - p_j^0)$$

En utilisant le *lemme de Shephard* (Shephard, 1952, pp.11) selon lequel les quantités demandées sont les dérivées partielles de la fonction de dépense par respect aux prix :

$$\frac{\partial e(u, p)}{\partial p_i} = q_i(u, p)$$

et par différenciation de l'équation précédente pour le produit i par rapport au prix d'un autre produit j , on obtient :

$$\frac{\partial q_i(u, p)}{\partial p_j} = \frac{\partial^2 e(u, p)}{\partial p_i \partial p_j} \equiv s_{ij}(u, p)$$

Cette équation montre que l'effet d'un changement du prix du bien j sur la demande du bien i est le même que l'effet d'un changement du prix du bien i sur la demande du bien j , lorsque le consommateur est sur la même courbe d'indifférence. Il s'agit de l'effet de substitution entre deux biens i et j représenté par la matrice de substitution $S = s_{ij}(u, p)$ ¹¹³.

Supposons que le niveau de prix et d'utilité de référence sont u^0 et p^0 , on note $S^0 = S(u^0, p^0)$. La fonction de dépenses peut être reformulée comme suit :

$$e(u^0, p^t) \approx e(u^0, p^0) + \sum_i q_i^0 (p_i^t - p_i^0) + \frac{1}{2} \sum_j \sum_i s_{ij}^0 (p_i^t - p_i^0)(p_j^t - p_j^0)$$

¹¹¹ Rappelons que ces fonctions sont hypothétiques parce qu'elles font intervenir deux ensembles de quantités hypothétiques, à savoir les quantités que le consommateur achèterait pour atteindre l'utilité retenue comme référence si les prix changeaient entre les périodes observées.

¹¹² Le développement de Taylor permet d'obtenir des valeurs approchées d'une fonction avec une précision aussi grande qu'on le désire. De plus, l'intérêt de l'approximation par un polynôme de Taylor par rapport à d'autres méthodes d'approximation (telle que l'approximation de Chebychev, l'approximation Minimax) vient de la simplicité de ses coefficients.

¹¹³ La matrice de substitution du consommateur est nommée aussi *matrice de Slutsky*.

Rappelons que $e(u^0, p^0) = p^0 \cdot q^0$, ainsi, le premier terme à droite de l'équation ci-dessus $e(u^0, p^0)$ est annulé par le deuxième terme dans les premières parenthèses de l'équation. En divisant tous les paramètres de la même équation par $p^0 q^0$, on obtient une relation approximative entre un indice de Laspeyres et un indice IUC en fonction des substitutions éventuelles entre les produits (avec la période de base comme référence)¹¹⁴ :

$$IUC_0^t - L^t = \frac{1}{2} \frac{(p^t - p^0) \cdot S^0 \cdot (p^t - p^0)}{p^0 q^0}$$

Ainsi, la différence entre un indice de Laspeyres et un IUC est nulle lorsque les substitutions sont faibles ou nulles ($s_{ij} \approx 0$). Une augmentation du prix du bien i n'entraîne que peu ou pas de report de dépense en bien j .

En conclusion, les calculs précédents nous permettent d'avancer que **la différence essentielle entre un indice à utilité constante et un indice à panier fixe de type Laspeyres¹¹⁵ dépend du degré de substitution ainsi que de la différence entre les vecteurs de prix entre la période de base et la période courante.**

I.3. SOLUTIONS POSSIBLES

Diewert (1990) a expliqué comment la *faiblesse* du biais de substitution de l'indice de Laspeyres (Paasche) par rapport à l'IUC résulte d'une relation appropriée entre la variation *relative* des prix d'une part et la substituabilité des produits de la période de base (courante) d'autre part (Magnien, Pougard, 2000).

Dans la section précédente, nous avons examiné les indices CES (proposés par Lloyd, 1975 et récemment par Shapiro et Wilcox, 1997) définis comme :

$$IUC_{(CES)} = \left[\sum_i s_i^0 \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (\sigma \neq 1)$$

¹¹⁴ Voir Hausman (2002) et Consumer Price Index Manual (2004, pp.330-331) pour une démonstration plus détaillée sur l'approximation de l'effet de substitution.

¹¹⁵ Le même calcul peut être fait pour l'indice de Paasche.

Rappelons que le paramètre σ représente l'élasticité de substitution entre les produits étudiés. Il reflète, en moyenne, le degré auquel les différents produits se substituent les uns aux autres¹¹⁶. L'avantage principal de cet indice est qu'il assure, à un bon degré d'approximation, l'absence du biais de substitution en n'exigeant pas plus de données que l'indice de Laspeyres. Or, comme préalablement démontré, un indice de Laspeyres est lui-même un indice CES avec une élasticité de substitution égale à l'unité. Un bon choix du paramètre d'élasticité de substitution fournit un indice qui est au moins aussi bien que l'indice de Laspeyres¹¹⁷. La seule difficulté consiste à estimer le paramètre σ ¹¹⁸, or en pratique, l'historique des données dont dispose les agences statistiques permet de donner une valeur approximative du degré de substitution entre les produits¹¹⁹.

Par ailleurs, plusieurs travaux ont montré que le chaînage, par une mise à jour des pondérations, permet de pallier le biais de substitution au niveau agrégé¹²⁰. En France, Montiel et Viglino (1995) ont montré que l'écart entre un indice non chaîné et un indice chaîné serait de +0,11% au bout de cinq ans, soit une moyenne de +0,02% l'an¹²¹.

II. BIAIS DES NOUVEAUX

« Ignoring new goods could lead to a substantial overestimation of price inflation and a corresponding underestimation of real growth rates, especially in advanced market economies where millions of new goods are introduced each year ». Diewert (1987, pp.779)

¹¹⁶ Signalons aussi qu'une critique peut être portée à un indice CES, c'est qu'il traite tous les produits analysés comme étant également substituables. Une solution permet de remédier à ce problème est d'utiliser ce type d'indice à un niveau d'agrégation très faible (indices élémentaires de type Carli et Jevons).

¹¹⁷ Voir « At What Price ? », Shultze et Mackie édés (2002) pp 61.

¹¹⁸ Pour une estimation de ce paramètre, voir Balk (1999): « On curing the CPI's substitution and new goods bias ». Papier soumis par Statistics Netherlands au joint ECE/ILO Meeting on Consumer Price Indices, 3-5, November 1999.

¹¹⁹ Cette formule est aujourd'hui utilisée par le BLS aux Etats-Unis.

¹²⁰ Dans le cas de l'IPC, l'adoption des indices chaînés s'est heurtée, sur la scène politique, à l'opposition de groupes d'intérêts pour la comptabilisation du revenu national et du produit national, notamment à cause du problème de « non-additivité ». En effet, le fait d'enchaîner en utilisant des liens multiplicatifs pour chaque composant de façon indépendante produira des agrégats qui ne correspondent pas à l'addition des composantes raccordées. Dans le tableau de PIB, il y a des postes qui s'appellent « valeur résiduelle » qui reflètent, justement, la « non-additivité ». Elle représente la différence entre la valeur d'un agrégat et la somme de ses parties, mais n'a aucune signification économique. Par contre, les directives internationales (Eurostat, et al., 1993) préconisaient le passage à des indices en chaîne, technique qui est donc désormais appliquée dans de nombreux pays.

¹²¹ Montiel S. et Viglino L. (1995), « Effet du chaînage annuel », Note interne de l'Insee, n°176/F320 du 17/6/1993.

II.1. DÉFINITION ET SOURCES DU BIAIS

Baldwin, A.Nakamura et M.Nakamura (2003), énoncent deux définitions au concept d'un *nouveau produit*. Une première définition inspirée de la littérature économique, notamment de l'approche des prix imputés, recommandée par Hicks et Diewert : « *A new good is a good that is available in the present period for which there was no demand in the previous period because potential customers believed it could not be supplied at any price they would be willing to pay and for which there was no supply because potential producers believed it could not be sold at any price for which they would be willing to produce the good* ».

Cette première définition théorique d'un nouveau produit renvoie aux grandes inventions qui engendrent la création d'un produit inexistant auparavant. De tels produits (tel que l'électricité, l'Internet, ect.) entraînent un bouleversement du mode de vie du consommateur moyen sur une longue période.

Les auteurs donnent une deuxième définition plus « opérationnelle » au concept d'un *nouveau produit*, adoptée cette fois par les agences statistiques officielles : « *A new good is a good that is included (or being considered for inclusion) in an index number basket in the current period for this index but that was not included in previous periods, or a previously included good for which the pricing status has been, is going to be, or some feel should be, upgraded* ».

Cette définition, contrairement à la première, implique plutôt qu'un nouveau produit dans le panier de consommation peut être juste le résultat d'une transformation et/ou d'une amélioration des produits déjà existants.

A partir de ces deux définitions, il est possible d'identifier les complications qu'entraîne l'apparition de nouveaux produits dans la mesure d'un indice de prix. Hill (1988) explique ces difficultés comme suit : « *In general, it may be concluded that in the real world, price indices which fail to capture the improvement of welfare associated with an enlargement of the set of the consumption possibilities. The benefits brought by the introduction of new goods are not generally taken into account in price indices in the period in which the goods first make their appearance* » (Hill, 1988, pp138).

Une première problématique qu'engendre l'apparition d'un nouveau produit concerne la **mesure de l'impact de ce nouveau produit sur le bien-être du consommateur**¹²². La littérature économique assure qu'à long terme, l'apparition de biens et services complètement

¹²² Pour un exemple de l'incidence de la baisse du prix relatif d'un produit nouveau selon la date de son introduction, voir Piriou (1992, p60-61).

nouveaux influe largement le bien-être des consommateurs, en leur permettant de profiter d'un type de produit inaccessible auparavant¹²³. Ce gain de bien-être peut aussi provenir d'un simple élargissement de la variété d'un produit déjà existant (par ex. un nouveau modèle de téléviseur)¹²⁴. L'extension des choix de consommation due soit à l'un ou à l'autre facteur améliore nécessairement le niveau de vie du consommateur, toutes choses égales par ailleurs. Elle permet au consommateur d'atteindre le même niveau de satisfaction à moindre coût (de façon similaire, d'atteindre un niveau de satisfaction plus élevé avec la même dépense)¹²⁵. Il s'agit d'un gain de bien-être qui n'est pas reflété dans l'indice et qui peut être une source de biais à la hausse. Ce biais dans un indice de prix engendré par l'apparition de nouveaux produits est dit aussi « *biais de surplus du consommateur* »¹²⁶.

La deuxième problématique concerne selon Hausman (1999) **le choix de la date d'introduction des nouveaux produits** dans l'indice de prix. Au cours des dernières décennies, beaucoup de produits et services nouveaux sont apparus (ordinateurs personnels, téléphones cellulaires etc.). Dans la plupart des cas, leur prix au moment de leur introduction sur le marché est relativement élevé. La standardisation et l'optimisation des procédés de production ont par la suite abaissés les coûts de production ; ceci à son tour a provoqué un développement des ventes et une accélération de la baisse des prix. Si un produit avec des prix à la baisse et des ventes à la hausse (e.g. la téléphonie mobile) a été introduit tardivement dans l'indice de prix, la période durant laquelle les prix ont baissé ne sera pas prise en compte et l'indice de prix serait biaisé à la hausse. Si au contraire, le nouveau produit est introduit dans un indice à pondération fixe peu après son apparition, la baisse du prix relatif ne se répercute qu'en partie dans l'indice, car sa pondération est alors faible¹²⁷. Encore une fois, l'indice global serait biaisé à la hausse¹²⁸. Triplett (1993, pp.200) désigne ce biais dû au choix de la date d'introduction d'un nouveau produit dans l'indice de prix par "*new-introductions bias*".

Marshall (1887, pp.373), Hicks (1940, pp.114), Griliches (1979, pp.97), Diewert (1980, pp.498-505; 1987, pp.779; 1993, pp.59-63) et Gordon (1981, pp.130) soulignent que le *biais*

¹²³ Dans le contexte de nouveaux produits, la littérature économique énumère quelque uns comme étant les plus importants à savoir : l'électricité, les produits électriques et électroniques (telle que la lampe, la radio, la télévision, magnétoscope, disque compact, ordinateur individuel, etc.), les téléphones (filaire et cellulaires), certains médicaments (tels que les anesthésiques, les antiseptiques, les antibiotiques, etc.). Cette liste de nouveaux entièrement nouveaux n'est pas exhaustive.

¹²⁴ Voir Ducharme (1997) pour plus de détail sur ce type de biais.

¹²⁵ Diewert (1996a), p5.

¹²⁶ Selon la terminologie utilisée dans un rapport de la Conférence européenne des statisticiens (1999) : « A Review of bias in the CPI ».

¹²⁷ Les premières ventes d'un produit nouveau sont généralement modestes.

¹²⁸ Si le prix du nouveau produit augmente, on obtient le résultat inverse.

des nouveaux produits peut être fortement réduit en introduisant les nouveaux produits dans le panier suivi au moment de leur apparition¹²⁹. Cependant, dans les statistiques officielles, la date d'introduction des nouveaux produits est systématiquement décalée par rapport à celle de leur apparition sur le marché. Elle correspond en général au moment où leur diffusion auprès des ménages devient suffisamment importante. Selon Magnien (2003), la part d'un nouveau produit dans la consommation totale est généralement très faible au départ¹³⁰. L'auteur suppose alors qu'introduire les nouveaux produits à temps mais à prix forts (de façon similaire, une introduction tardive mais à prix plus faibles) aura une incidence limitée sur l'indice.

II.2. LES NOUVEAUX PRODUITS FONT BAISSER L'INDICE A UTILITE CONSTANTE

L'un des avantages théoriques d'un indice à utilité constante est qu'il prend en considération les produits nouveaux, même si ces derniers n'avaient aucun prix pendant la première période. Rappelons toutefois qu'un IUC a pour objet une comparaison statistique fondée sur les préférences ainsi que sur l'ensemble des produits disponibles à un moment donné. Lorsqu'un nouveau produit apparaît et qui n'existait pas au cours de la première période, il n'est pas possible de l'inclure dans l'IUC fondé sur cette période. Ils sont toutefois pris en compte par l'IUC fondé sur la deuxième période.

Feenstra (1994) partant d'une fonction coût CES a illustré l'effet de l'introduction des nouveaux produits sur un indice à utilité constante. Reprenons l'argumentation de Feenstra, soit la fonction coût :

$$c(p_t, A_t, b_t) = \left[\sum_{i \in A_t} b_i^t (p_i^t)^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad \sigma > 1$$

avec σ le paramètre d'élasticité de substitution, A_t l'ensemble de variété de produits disponibles à la période t , b_i^t est le paramètre de goût (ou de préférence) pour la variété i à la période t qui varie dans le temps. Supposons que les produits sont les mêmes dans les deux

¹²⁹ Selon Hill, « *In general, it may be concluded that in the real world, price indices which are inevitably restricted to commodities found in both situations will fail to capture the improvement of welfare associated an enlargement of the set of consumption possibilities. The benefit brought by the introduction of new goods are not generally taken into account in price indices in the period in which the goods first make their appearance* » (1988, pp.138).

périodes t-1 et t et que le paramètre de goût est constant ($b_i^{t-1} = b_i^t = b_i$), l'indice de prix exact prendra alors la forme de l'un des indices illustrés dans la section 2 de ce chapitre. Cet indice exact a la particularité de ne pas dépendre du paramètre du goût b_i mais sera seulement une fonction des prix et des quantités observés :

$$\frac{c(p_t, A, b)}{c(p_{t-1}, A, b)} = I(p_{t-1}, p_t, x_{t-1}, x_t, A)$$

Cet indice est un indice conventionnel, dans le sens où il utilise seulement les produits existants durant les deux périodes étudiées et ignore les produits en disparition et les nouveaux produits.

L'auteur a ensuite montré comment un tel indice peut être généralisé dans un **univers dynamique de produits**. Pour ceci Feenstra a considéré un ensemble de variétés de produits $A \neq \emptyset$ disponibles dans les deux périodes t-1 et t et pour lesquels les préférences des consommateurs sont constantes ($b_i^{t-1} = b_i^t = b_i$). Un indice exact est le ratio :

$$\frac{c(p_t, A_t, b_t)}{c(p_{t-1}, A_{t-1}, b_{t-1})} = \pi(p_{t-1}, p_t, x_{t-1}, x_t, A) = I(p_{t-1}, p_t, x_{t-1}, x_t, A) \cdot \left(\frac{s_t}{s_{t-1}} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}}$$

Ainsi, un indice exact est un indice conventionnel multiplié par le terme $(s_t/s_{t-1})^{1/(\sigma-1)}$. Notons que s_t est la part de dépenses à la période t pour les produits $i \in A$ ($A = A_{t-1} \cap A_t$) relativement à l'ensemble entier des produits $i \in A_t$. Autrement dit, s_t mesure 1 moins la part de dépenses portant sur les produits nouveaux. Si ces nouveaux produits représentent une part importante des dépenses, alors s_t prendra une petite valeur et l'indice exact $\pi(p_{t-1}, p_t, x_{t-1}, x_t, A)$ sera significativement plus faible que l'indice $I(p_{t-1}, p_t, x_{t-1}, x_t, A)$. De façon similaire, s_{t-1} mesure 1 moins la part des dépenses portant sur les produits qui ne sont plus disponibles à t. Si plusieurs produits disparaissent entre les deux périodes t-1 et t, alors s_{t-1} prendra une petite valeur et par conséquent fait augmenter l'indice de prix exact. L'auteur est parvenu ainsi à montrer que l'introduction de nouveaux produits a vocation à faire baisser l'indice de prix exact alors que la disparition de certains produits le fait augmenter.

¹³⁰ D'une manière générale, les nouveaux produits devraient être introduits dans l'indice de prix à la consommation dès qu'ils atteignent un volume de vente supérieur à une part pour mille de l'ensemble des dépenses des consommateurs (Eurostat [1999], p.17).

L'indice de prix exact $\pi(p_{t-1}, p_t, x_{t-1}, x_t, A)$ dépend aussi du paramètre σ (l'élasticité de substitution). Si σ est élevé, alors $(s_t/s_{t-1})^{1/(\sigma-1)}$ sera proche de l'unité et l'indice de prix exact sera égal à l'indice conventionnel. L'auteur conclut donc que le fait d'ignorer les nouveaux produits (et les produits en disparition) n'aura aucun effet sur l'indice de prix si ces produits nouveaux sont des substituts proches des produits existants. Cependant, si la valeur de σ est proche de 1, alors le terme $(s_t/s_{t-1})^{1/(\sigma-1)}$ tend vers zéro (l'infini) selon que $s^t < (>) s^{t-1}$ indiquant que les nouveaux produits et les produits qui disparaissent ont un effet significatif sur l'indice de prix exact.

Feenstra souligne que pour pouvoir interpréter correctement l'effet d'introduction des nouveaux produits (la disparition de produits) sur l'indice de prix exact, il faut considérer le prix d'un produit lorsqu'il n'est pas disponible comme étant égal au *prix de réservation* pour lequel la demande pour ce produit est nulle. Pour la fonction CES, la demande pour un produit approche zéro seulement lorsque son prix approche l'infini. Dès lors, les nouveaux produits sont introduits dans l'indice avec une baisse de prix de l'infini au prix actuel de son apparition sur le marché. Ceci a pour effet de baisser l'indice de prix global. Le fait que les prix des nouveaux produits aient pu diminuer par rapport aux prix de réservation pour atteindre le niveau des prix actuels pendant la seconde période permet de mieux voir pourquoi l'élargissement de l'ensemble des possibilités de consommation tend à abaisser un IUC.

II.3. SOLUTIONS POSSIBLES

Les études de Diewert résument les différentes solutions au biais des nouveaux produits proposées par la littérature économique. Une première solution consiste simplement à ignorer le nouveau produit à la première période à laquelle il a été introduit et l'intégrer au panier de consommation en utilisant l'approche de chaînage proposée par Marshall (1887). Une deuxième approche consiste à estimer un prix « virtuel » au nouveau produit pour la période antérieure à son introduction, lorsqu'il vient juste d'apparaître. Enfin, une troisième approche utilisée par certaines agences statistiques, consiste à définir les strates d'articles en termes de « fonction » des produits et non pas en termes des produits eux-mêmes.

II.3.1. LES « PRIX VIRTUELS » POUR ESTIMER L'EFFET DES NOUVEAUX PRODUITS SUR LE BIEN-ETRE DU CONSOMMATEUR

« Obviously, the quantity of a 'new' good produced or consumed in the period before its introduction is zero. However, the economic theory of index numbers requires a price to go along with the zero quantity—what should this price be ?

(Diewert [1993a], pp.25).

Théoriquement, le biais de nouveaux produits peut être résolu grâce au concept du « *prix de réservation* » de Hicks (1940). Selon Hicks, juste avant l'introduction du nouveau produit, il existe un *prix hypothétique* suffisamment élevé qui, s'il était proposé aux consommateurs les dissuaderait d'acheter le produit. La variation du prix du nouveau produit est alors calculée en utilisant son *prix de réservation* théorique et le prix observé après son introduction¹³¹.

L'approche la plus connue pour calculer le changement de bien-être est l'estimation paramétrique¹³² de la demande. Afin d'identifier le prix virtuel d'un nouveau produit, il s'agit d'une application empirique de l'approche de Hicks (1940) et de Rothbarth (1941)¹³³ utilisée, entre autres, par Hausman (1996, 1997a, 1999, 2002) pour l'introduction des nouveaux produits¹³⁴. Comme l'a montré Hicks (1940), le prix à utiliser pour les nouveaux produits à la période de pre-introduction est le « *prix virtuel* »¹³⁵. Ce prix est fictif parce qu'il est utilisé principalement pour les produits sans référent du marché. L'estimation du prix virtuel nécessite une estimation de la fonction de demande, qui à son tour fournit une fonction de dépense qui permet enfin de calculer l'IUC.

En théorie, il existe des consommateurs qui auraient acheté le produit à des prix variants entre le prix virtuel et le prix effectif auquel le nouveau produit est vendu lorsqu'il est apparu sur le marché¹³⁶. La baisse effective du prix virtuel au prix d'introduction du produit nouveau n'est pas capturée par les indices statistiques. Car, en pratique, les offices statistiques ne sont pas en

¹³¹ Diewert (1993a, pp.62) note que Hofsten (1952) a utilisé l'approche de Hicks pour traiter le problème des produits en disparition ; Fisher et Shell (1972) ont construit la *courbe de prix de réservation de la demande* de Hicks; Diewert (1980) a utilisé l'indice de prix de Fisher comme contexte afin d'explorer les conséquences d'une fixation des prix de réservation à zéro versus l'alternative d'ignorer l'existence des nouveaux produits à la première période à laquelle ils sont introduits (méthode de Marshall).

¹³² Heckman (1974) a discuté l'économétrie des prix virtuels dans le cadre de l'offre de travail.

¹³³ Diewert (1980) avait déjà examiné l'application de l'approche de Hicks au problème des nouveaux produits.

¹³⁴ Voir aussi Diewert (1980, 1993) et Nevo (2003) pour une discussion sur l'utilisation de l'approche de Hicks aux nouveaux produits.

¹³⁵ Le terme « prix virtuel » est introduit par Rothbarth (1941). Il est synonyme au terme « *prix de réservation* » utilisé souvent dans la littérature.

¹³⁶ Les consommateurs ne seront pas tous au courant du nouveau produit en même temps, ce qui veut dire que les prix virtuels doivent être calculés non seulement pour la période juste avant l'introduction du nouveau produit sur le marché, mais aussi pour les périodes ultérieures, lorsque les consommateurs sont plus informés sur le produit (At what price ?, p158).

mesure d'établir des évaluations acceptables des prix virtuels. Toutefois, la courbe de demande qui trace les prix virtuels que certains consommateurs sont disposés à payer pour un produit peut être, en théorie, estimée économétriquement.

Hausman (1981, 1999) a utilisé le concept de *compensation* pour mesurer les changements du bien-être du consommateur dus à l'apparition de nouveaux produits sur un indice à utilité constante¹³⁷.

La méthode consiste à estimer pour un nouveau produit x_n à une période de temps t , une fonction de demande q_n par rapport aux prix de tous les produits et du revenu R :

$$q_n^1 = g(p_1, \dots, p_{n-1}, p_n, R^1)$$

Le nouveau produit n'étant pas disponible à la période 0, il est possible d'en déduire le prix de réservation p_n^* pour lequel la demande est nulle :

$$0 = q_n^1 = g(p_1, \dots, p_{n-1}, p_n^*, R^1)$$

Pour ceci, Hausman a utilisé la courbe de demande de Hicks qui permet de garder le même niveau d'utilité et permet ainsi une meilleure évaluation du bien-être¹³⁸. L'auteur a ensuite la fonction de dépense¹³⁹ des ménages qui permet, à partir du prix fictif du nouveau produit et des prix observés des autres produits, d'inférer le niveau d'utilité u^1 du consommateur *avant* l'introduction du nouveau produit :

$$R^1 = e(p_1, \dots, p_{n-1}, p_n, u^1)$$

L'auteur calcule ensuite la dépense minimale assurant ce même niveau d'utilité après l'introduction du nouveau produit, en prenant en compte cette fois les prix observés des produits, y compris celui du nouveau produit :

$$R^* = e(p_1, \dots, p_{n-1}, p_n^*, u^1)$$

¹³⁷ Hausman (1997a) a donné un résultat approximatif du gain de bien être dû à l'apparition de la téléphonie mobile mobile non pris par les mesures de l'IPC américain. Notons qu'aux Etats-Unis l'IPC est désigné comme approximation d'un indice du coût de la vie.

¹³⁸ Une estimation de la courbe de demande *marshalienne* fournit l'information nécessaire pour calculer la courbe de demande *hicksienne* (Hausman, 2002).

¹³⁹ Voir Hausman (1891) et Hausman et Newey (1995).

Le rapport des deux dépenses de consommations décrites ci-dessus n'est autre que l'IUC (ou indice de coût de la vie) :

$$IUC(p, p^*, u^1) = \frac{R^*}{R^1}$$

Comme préalablement fait pour l'approximation du biais de substitution, une approximation de Taylor permet de donner l'effet du biais des nouveaux produits sur l'IUC :

La variation des dépenses nécessaire pour maintenir un niveau d'utilité constant avec l'introduction d'un nouveau produit, $R - R^*$, est la variation compensatoire.

$$R^1 - R^* = (p_n^* - p_n^1) \cdot q_n(p, R) = (p_n^* - p_n^1) \frac{\partial e(p, u^1)}{\partial p_n} \approx CV$$

L'auteur assure que la seule hypothèse pour calculer cette dernière équation¹⁴⁰, est de spécifier une forme paramétrique à la fonction de la demande (Hausman, 1981, 1996, 1999).

Il est important de souligner que la méthode d'Hausman a suscité un large débat sur son applicabilité dans les statistiques officielles. Plusieurs théoriciens (Bresnahan, 1997, Turvey, 2000)¹⁴¹, confirment que malgré l'intérêt théorique de la méthode, elle implique beaucoup d'incertitude pour être utilisée comme base pour produire un indice régulier par les agences statistiques. De plus, il est très difficile de supposer que les offices statistiques sont en mesure d'établir des évaluations acceptables des prix de réservation (Hill, 1997)¹⁴².

II.3.2. LE CHAINAGE POUR INTRODUIRE LES NOUVEAUX PRODUITS

¹⁴⁰ Selon Hausman, estimer (3.5) exige la connaissance du revenu courant $R^l = p^l q^l$. Ceci est possible aujourd'hui grâce aux données scannées pour les nouveaux produits.

¹⁴¹ Voir Bresnahan T (1997) "The Apple Cinnamon Cheerios War: Valuing New Goods, Identifying Market Power and Economic Measurement", <http://www.stanford.edu/~tbres/research/hausman%20recomment.pdf>. Voir aussi « Reply to Prof. Bresnahan by Jerry Hausman », MIT and NBER, July 21, 1997.

¹⁴² Blow et Crawford (2004) ont utilisé une approche non-paramétrique qui fait recours à la théorie des préférences révélées pour caclurer une borne inférieure non-paramétrique à la courbe du *prix virtuel* d'un nouveau produit. Cette borne étant choisie tel que les données soient consistants avec l'Axiome Généralisé des Préférences Révélées (GARP) et donc consistantes avec un comportement de maximisation d'utilité.

Alfred Marshall (1887) suggère l'utilisation du chaînage pour incorporer les nouveaux produits dans les indices de prix, ceci lors de la mise à jour des pondérations¹⁴³. Jusqu'à maintenant, cette méthode reste la 'seule' solution pratique pour traiter le biais des nouveaux produits. Cependant, le chaînage ne permet pas de prendre en compte l'effet du gain de bien-être dû à l'apparition des nouveaux produits.

II.3.3. DEFINITION DES CLASSES HOMOGENES DE PRODUITS

Plusieurs autres solutions pratiques ont été proposées essentiellement par des agences statistiques pour le problème de l'introduction de nouveaux produits. A titre d'exemple, une approche proposée par le BLS (Bureau of Labour Statistics) consiste à définir les strates d'articles en terme de « *fonction* » des produits et non pas en termes des produits eux-mêmes (par exemple, reproduction audio au lieu de phonographe et radio cassette). Ce procédé, utilisé d'ailleurs par les Statistiques Canada, devrait largement réduire le biais dû à l'apparition de nouveaux articles. Car, en général, les nouveaux produits qui ne correspondent à aucune des classes d'articles existantes, sont de ce fait écartés du calcul de l'indice jusqu'à ce qu'une nouvelle classe leur est affectée (Shultze et Mackie, p167). Ainsi, si un nouveau produit apparaît dans une classe déjà existante, il sera alors inclus dans un indice élémentaire qui existe déjà. Lorsqu'un produit apparaît et ne peut être classé dans aucune des classes existantes, ceci donne naissance à une nouvelle classe et à un nouvel indice élémentaire (Baldwin, Desprès, A.Nkamura, M.Nakamura, 1997).

III. BIAIS DE CHANGEMENT DE QUALITE

« If a poll were taken of professional economists and statisticians, in all probability they would designate (and by a wide margin) the failure of the price indices to take full account of quality changes as the most important defect of these indices, and they almost as large a majority, they would believe that this failure introduces a systematic upward bias in the price indices—that quality changes have on average been quality improvements ».

The 1961 Price Statistics Review Committee (Stigler et al. P. 35)

III.1. DEFINITION ET SOURCES DU BIAIS

¹⁴³ En France, les pondérations sont révisées tous les ans.

La définition et l'ajustement des variations de la qualité est probablement l'étape la plus difficile dans la construction d'un indice de prix. Il s'agit de mesurer le changement de prix d'un produit ayant subi un changement de ses caractéristiques. La finalité d'un indice de prix serait alors d'isoler la proportion de la variation totale des prix due à une variation de qualité de celle due à une variation de prix pure. Cette distinction est problématique et aboutit souvent au biais de changement de qualité (Saphiro et Wilox, 1996c ; Lebow, Roberts et Stockton, 1994).

La définition même du concept de '*changement de qualité*' est problématique dans le sens où il y a une réelle confusion entre un produit dont la qualité a changé et un nouveau produit. Selon Turvey (2000), la différence entre les deux concepts « *...is that the wholly new products have some price-relevant characteristics which are not present in any of the products being sold previously. Quality differences, on the other hand, arise when a product entering the market has a different combination of the price-relevant characteristics of the products that were available in the price reference and weight-reference periods. It may have more or fewer of them than some products already on the market* ».

III.1.1.LE CHANGEMENT DE QUALITE COMME SOURCE DE NOUVEAUX PRODUITS

Le biais de changement de qualité est fortement corrélé au biais des nouveaux produits. Des nouvelles versions ou de nouveaux modèles d'un même produit ne sont pas, pour la plupart, des nouveaux produits. Il s'agit parfois d'un vieux produit auquel a été ajoutée une nouvelle option ou caractéristique non disponible auparavant. Un nouveau produit peut aussi être une nouvelle combinaison des caractéristiques des produits déjà existants. Dans ces deux cas de figure, on parle d'une amélioration de la qualité d'un ancien produit et donc d'une nouvelle variété et non pas d'une innovation radicale de produit.

Dans les indices de prix, comme on le verra ultérieurement, plusieurs techniques permettent de relier les nouvelles variétés d'un produit à celles déjà existantes.

III.1.2.CHANGEMENT DE QUALITE ET UTILITE

Le changement des prix observés est le résultat, en théorie, des changements de qualité, des changements des goûts et préférences des consommateurs et des changements de technologies de production. La séparation des effets des changements des goûts et préférences des changements de qualité est possible, en partie, grâce au chaînage. En effet, le chaînage permet une mise à jour des pondérations (qui reflètent les préférences des consommateurs) par un renouvellement régulier de la période de base.

Or, le chaînage implique plutôt les caractéristiques observables des produits. Certaines caractéristiques sont toutefois inobservables (telle que la fiabilité, les conditions de vente, etc.) mais qui sont néanmoins source d'amélioration de la qualité. Ceci nous ramène à une problématique particulièrement délicate qui consiste à estimer l'effet d'un changement des spécifications du produit sur l'utilité du consommateur. Il est important de signaler dans ce sens que selon certains économistes (Baker, 1997) toute amélioration de la qualité n'est pas systématiquement traduite en surcroît d'utilité. Dans le même ordre d'idées, une variation de l'utilité ne peut pas être due seulement à une variation de la qualité. En effet, l'utilité du consommateur peut changer, entre autres, suite à des modifications des goûts et des préférences. Ceci entraîne une certaine confusion entre changement de qualité, changement d'utilité et effets de substitutions.

Définir le changement de qualité en termes de ses effets sur l'utilité est d'une grande importance dans l'approche économique des nombres indices. Fixler et Zieschang (1992), Feenstra (1995), Triplett (1987) et Diewert (2003a) ont présenté des éléments théoriques pour un IUC permettant d'incorporer les biens et services dont la qualité a changé. Les travaux empiriques de Silver et Heravi (2001a et 2003) et de Kokoski et al. (1999) ont utilisé ces éléments théoriques. L'approche basée sur l'utilité permet d'analyser la question de savoir comment les consommateurs choisissent entre les différentes qualités. La réponse, en partie, est qu'un produit de bonne qualité fournit au consommateur une utilité supérieure à celle fournit par un produit de qualité moindre et donc les consommateurs le préfèrent. Mais ceci n'explique pas pourquoi un produit est plus acheté qu'un autre. Pour ceci, il est aussi nécessaire de connaître le prix relatif d'un produit par rapport à un autre, parce que si le produit de plus faible qualité est moins cher, il sera toujours acheté.

III.2. APPROXIMATION DU BIAIS

Le biais de qualité peut se présenter, selon Triplett (2003), sous deux formes : « à l'intérieur de l'échantillon » et « en dehors de l'échantillon ». Le premier type de biais se produit lorsqu'il y a changement de qualité des produits déjà pris en compte pour le calcul de l'indice. Le deuxième type de biais apparaît lorsque des nouveaux produits qui ne faisaient (encore) pas partie de l'indice apparaissent sur le marché. Il est souvent difficile de distinguer les deux types de biais dans le calcul de l'indice (Mulligen, 2003).

Par ailleurs, signalons d'abord que la littérature des nombres indices n'est pas très claire quant au lien entre un changement de qualité et un indice à utilité constante. De façon générale, l'évaluation d'un changement de qualité est essentiellement une estimation du montant additionnel qu'un consommateur est disposé à payer pour une nouvelle caractéristique issue d'une nouvelle qualité. Ce montant supplémentaire n'est pas une augmentation du prix

puisqu'il représente la valeur de la satisfaction additionnelle ou l'utilité procurée par la nouvelle qualité. Naturellement, si l'ancienne qualité est meilleure que la nouvelle, les consommateurs ne sont disposés à acheter la nouvelle qualité que si elle est moins cher.

Le travail d'Hausman est tout à fait original dans ce sens, puisqu'il utilise le même concept de *prix virtuel* pour aborder la problématique des changements de qualité. Il est important de noter que l'auteur considère qu'un produit dont la qualité a changé est en quelque sorte un produit nouveau. Hausman calcule ensuite la *variation compensatoire* comme la différence entre les deux fonctions de dépenses d'un bien n (ancienne qualité) qui existe à la période 1 et un bien $n+1$ (nouvelle qualité) qui existe à la période 2, avec les prix virtuels qui supposent une demande nulle.

$$R^2 - R^1 = e(p_1, \dots, p_{n-1}, p_n^*, p_{n+1}, u^1) - e(p_1, \dots, p_{n-1}, p_n, p_{n+1}^*, u^1)$$

avec p_n^* et p_{n+1}^* , les prix virtuels qui supposent une demande nulle. Hausman insiste sur la nécessité de disposer de données sur les quantités afin de pouvoir estimer l'effet de changement de la qualité sur l'IUC. Il donne une approximation de l'effet du changement de la qualité d'un produit sur le bien-être du consommateur.

Hausman (2002) conclut que **l'introduction de nouveaux produits et l'amélioration de la qualité des produits existants ont, en réalité, des effets économiques similaires et sont introduits de la même façon dans l'IUC.**

III.3. SOLUTIONS POSSIBLES

Une hypothèse très importante pour mesurer un IUC est de maintenir la qualité constante entre les deux périodes observées. Donc tout changement de qualité doit être ajusté dans un IUC autrement, il sera biaisé. Economistes et statisticiens essayent ainsi de prendre en compte dans les indices de prix des variations de la qualité dans le temps. Un indice à qualité constante, doit isoler, mesurer et supprimer les variations de qualité entre le produit en disparition et le produit en remplacement et retenir le changement de prix pur entre les deux périodes. Deux approches permettent d'y parvenir.

III.3.1. EVALUATION DE LA DISPOSITION A PAYER POUR LA QUALITE

Comme préalablement expliqué, l'évaluation d'un changement de qualité est essentiellement une estimation du montant additionnel qu'un consommateur est disposé à payer pour une nouvelle caractéristique issue d'une nouvelle qualité. Ce montant supplémentaire représente la

valeur de la satisfaction additionnelle ou l'utilité procurée par la nouvelle qualité. Or, les caractéristiques qui définissent la qualité d'un produit sont valorisées différemment par les consommateurs. Afin d'analyser les perceptions et les choix des consommateurs concernant ces caractéristiques, les économistes ont proposé certaines méthodes qui permettent de mesurer leur disposition à payer. La disposition à payer des consommateurs pour telle ou telle caractéristique est le supplément de prix qu'ils sont prêts à payer pour bénéficier d'une caractéristique additionnelle particulière. Deux méthodes distinctes de valorisation sont utilisées : la méthode d'*évaluation contingente* et la méthode de *l'économie expérimentale*.

La méthode d'*évaluation contingente* consiste à demander directement aux consommateurs leur disposition à payer pour bénéficier d'une «qualité supérieure»¹⁴⁴. Elle représente néanmoins l'inconvénient qu'elle repose sur un sondage. Un biais dans les réponses peut exister en raison notamment de l'absence de paiement effectif de la somme révélée dans le cadre de l'enquête.

La méthode issue de *l'économie expérimentale* vise à limiter le biais présenté par la méthode exposée ci-dessus. Elle consiste à regrouper un échantillon de consommateurs en laboratoire. Chaque consommateur sélectionné reçoit des dotations financières et doit réaliser ses choix d'achat et de consommation révélant ainsi correctement ses préférences et sa disposition à payer¹⁴⁵.

Toutefois, ces méthodes ne peuvent être utilisées à grande échelle pour un grand nombre de produits par les instituts statistiques. De plus, elles ne donnent pas une évaluation objective de la variation de la qualité d'un produit en termes d'utilité pour tous les consommateurs. Turvey (2000) confirme dès lors qu'il est préférable que les statisticiens ne justifient pas leurs procédures d'ajustement des prix sur la qualité en se référant à la notion d'utilité (ou de préférences). Plusieurs méthodes d'ajustement des indices sur la qualité sont utilisées par les agences statistiques.

III.3.2. METHODES D'AJUSTEMENT DES INDICES DE PRIX SUR LA QUALITE

¹⁴⁴ Cette méthode est généralement utilisée pour les services pour lesquels la qualité n'est pas directement valorisée par un prix de marché tel que l'environnement, la santé, le transport... Pour ces services aucune demande observable n'existe. Les décideurs publics font généralement recours à cette méthode afin de connaître la disposition à payer pour les confronter aux coûts liés aux différentes options de choix publics (Coestier et Marette, 2004).

¹⁴⁵ Voir Noussair et al. (2002) pour une application de la méthode d'économie expérimentale pour évaluer la réaction des consommateurs à l'introduction des organismes génétiquement modifiés (OGM).

En pratique, les produits et leurs composants inclus dans un indice de prix peuvent connaître des changements de qualité très variables dans le temps. Les méthodes utilisées pour tenir compte des changements de qualité doivent aussi varier. Plusieurs méthodes sont proposées pour ajuster les prix aux changements de qualité. Il s'agit essentiellement des méthodes d'ajustement implicite et celles d'ajustement explicite. Ces méthodes font l'objet du chapitre suivant.

SECTION 2 : DIFFERENCES DE QUALITE ET METHODES D'AJUSTEMENT DES INDICES

La finalité d'un indice de prix est de mesurer les variations de « prix purs », de telle façon que la quantité et la qualité des biens et des services contenus dans le panier restent constants. Or, dans la réalité, la qualité des produits est constamment modifiée avec l'arrivée sur le marché de nouveaux modèles. Afin de conserver un indice à qualité constante, certains ajustements sont nécessaires lors du calcul de l'indice, afin d'éliminer « l'effet qualité », c'est-à-dire toute évolution du prix qui serait imputable à une différence qualitative entre produit remplacé et produit remplaçant. Une priorité des agences statistiques est donc d'ajuster les prix pour tenir compte de tout changement qualitatif des biens et services auxquels l'indice se réfère. L'idée principale est que, lorsqu'un changement de qualité est détecté, une valeur doit lui être attribuée afin de pouvoir estimer le mouvement de prix *pur* des variations de qualité.

L'ajustement des indices aux variations de qualité est reconnu par les experts comme l'un des problèmes les plus complexes, voire le plus complexe, lors de la construction d'un indice de prix (Boskin et *al.*, 1996 et 1998 ; Diewert, 1996 ; Hoffmann, 1998 ; Abraham et *al.*, 1997 et 1998).

Dans cette section nous expliquons les différentes méthodes d'ajustement proposées par la littérature. Les méthodes d'ajustement utilisées par les instituts statistiques sont également analysées afin de pouvoir justifier notre choix de méthode qui porte sur l'approche hédonique.

I. POURQUOI LE CHANGEMENT DE LA QUALITE EST-IL UN PROBLEME DANS LA CONSTRUCTION DES INDICES ?

Un indice de prix, par construction, compare les prix de produits identiques à des dates différentes. Or, dans la réalité, les caractéristiques des produits changent constamment, des produits disparaissent, d'autres apparaissent. Un produit peut ne plus être proposé sur le marché à la période courante t , et la comparaison des prix ne peut plus être effectuée entre les deux périodes comparées. Un produit de remplacement peut alors apparaître à t . Selon Turvey

(2000), trois approches possibles permettent de juger de la différence de qualité d'un produit nouveau et d'un produit qui disparaît :

- 1- Évaluer la disposition à payer des consommateurs pour une différence de qualité entre deux produits. Cette méthode ne peut pas être utilisée dans les agences de statistiques nationales pour un grand nombre de produits ;
- 2- Se baser sur l'avis des experts après examens et tests des deux produits : leur jugement se base sur des examens techniques et des tests des produits. Ils fournissent dès lors des informations sur ces produits qui ne sont pas visibles pour une majorité des consommateurs ;
- 3- Faire des déductions à partir des comportements d'achats observés des consommateurs : les préférences révélées des consommateurs permettent d'établir une hiérarchisation des qualités des produits mais ne donnent pas une valeur de la différence de qualité entre ces produits.

L'application de ces trois approches donne des résultats différents. D'une part, le jugement des experts prend en compte des caractéristiques qui ne sont pas visibles pour les consommateurs. D'autre part, le jugement des consommateurs sur la différence de qualité prend en compte des éléments qui sont ignorés par les experts. Ainsi, les consommateurs peuvent valoriser un modèle plus qu'un autre à cause du style ou de la présentation du produit, alors que les experts jugent selon la fonctionnalité du produit.

Selon Turvey (2000), aucune des trois méthodes susmentionnées n'est suffisamment appropriée pour un ajustement correct des indices aux variations de qualité. L'ajustement des indices peut être effectué en pratique, selon Turvey, en se basant sur l'évaluation objective des différentes caractéristiques par des statisticiens.

Concrètement, si un produit disparaît à la date t et qu'il est remplacé par un nouveau produit, deux cas de figure se présentent. Soit le produit de remplacement est de même qualité que le produit disparu et son prix est utilisé pour continuer la série de prix utilisée dans le calcul de l'indice ; Soit, il est de qualité différente et plusieurs options sont généralement utilisées par les agences de statistiques :

- Ignorer la différence de qualité et continuer à comparer le prix du nouveau produit de remplacement à t à celui de l'ancien produit à $t-1$ et le changement de qualité n'a donc aucun effet sur le changement de prix.
- Exclure les produits dont la qualité a changé et calculer l'indice seulement pour ceux dont les caractéristiques sont identiques. Il s'agit d'un *ajustement implicite* sur la qualité qui

suppose que les variations des prix ajustés sur la qualité sont les mêmes pour les produits disparus et ceux de remplacement.

- *Châîner* la variation de prix du nouveau produit de remplacement et celle de l'ancien produit en supposant que l'ancien et le nouveau produit sont observés à la même période t . La variation de prix de l'ancien produit entre les périodes $t-1$ et t étant multipliée par celle du nouveau produit entre t et $t+1$.

Cependant, les produits comparables sont souvent indisponibles et les méthodes d'ajustement implicites de la qualité ne sont pas toujours satisfaisantes (Reinsdorf *et al.*, 1995 ; Armknecht *et al.*, 1997 ; Moulton *et al.*, 1998). Des approches alternatives d'ajustement explicite, notamment l'approche hédonique sont alors apparues pour apporter une solution à la problématique d'ajustement des indices sur la qualité (Silver 1995 et 1999 ; Saglio 1995 ; Reinsdorf 1996 ; Bradley *et al.*, 1997 ; Haan 1998 ; Dalén 1998 ; Lowe 1999 ; Moulton *et al.*, 1999 ; Kokoski *et al.*, 1999 ; Silver and Heravi 2001).

Nous allons exposer dans les paragraphes qui suivent ces différentes méthodes implicites et explicites d'ajustement de qualité afin de pouvoir justifier au final notre choix de méthode qui porte sur l'approche hédonique.

II. LES DIFFÉRENTES METHODES D'AJUSTEMENT DE QUALITÉ

Les statisticiens utilisent souvent différentes méthodes d'ajustement selon les biens ou les services en question. La littérature met en évidence deux approches distinctes d'ajustement : les méthodes d'ajustement implicite et les méthodes d'ajustement explicite. La littérature a aussi montré que selon la méthode employée, les résultats peuvent sensiblement varier (Turvey *et al.*, 1989 ; Moulton and Moses, 1997 ; Armknecht *et al.*, 1996 ; Moulton *et al.*, 1999 ; Triplett, 2003).

II.1. LES METHODES D'AJUSTEMENT IMPLICITE (INDIRECT)

Les méthodes implicites d'ajustement sont généralement utilisées lorsqu'un produit est proposé à la date $t-1$ n'est plus disponible à la date t . Il doit donc être remplacé par un nouvel article. Les deux produits, le remplacé et le remplaçant, peuvent être de qualité différente. Dans certains cas, il sont parfois non comparables.

Soit p_m^{t-1} le prix du produit m à la date $t-1$, p_n^t le prix d'un produit n de remplacement à la date t . La variation de prix de l'ancien produit peut être calculée par le ratio de son prix *fictif* \hat{p}_m^t (estimé à la période t à laquelle il n'est plus disponible) et de son prix p_m^{t-1} à la période précédente, soit \hat{p}_m^{t+1} / p_m^t .

Le prix *estimé* du produit m peut s'écrire comme suit :

$$\hat{p}_m^t = A \cdot p_n^t \quad ^{146}$$

Le paramètre A est un facteur d'ajustement du prix du nouveau produit à la date t (p_n^t) afin que sa qualité égale celle de l'ancien produit s'il était disponible à la même période (\hat{p}_m^t). Le but étant alors d'estimer ce facteur d'ajustement de qualité. Plusieurs méthodes possibles permettent d'estimer le paramètre A .

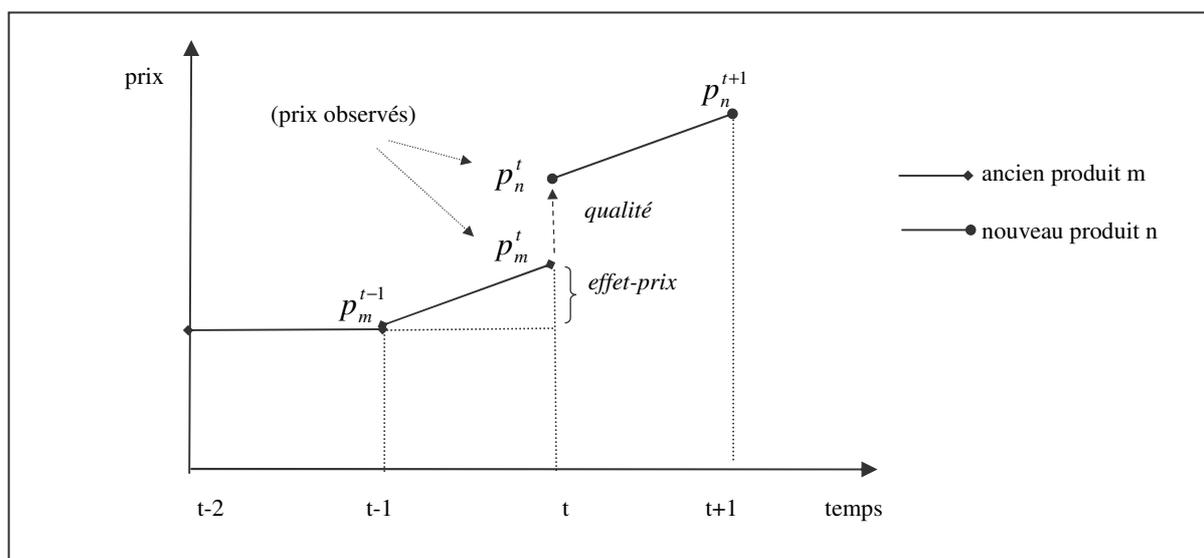
II.1.1. CHAÎNAGE DE MODÈLES APPARIÉS (OVERLAPPING LINK METHOD) ¹⁴⁷

La méthode de chaînage suppose que l'ancien et le nouveau produit sont observés à la même date t . La méthode repose sur une hypothèse très forte selon laquelle la différence de prix entre les deux produits à la date t est exactement égale à la différence de qualité. Comme le montre la figure 4 ci-dessous, la variation de prix de l'ancien produit est utilisée pour mesurer la variation de l'indice entre $t-1$ et t . Puis, l'ancien produit ayant disparu, c'est la variation de prix du nouveau produit qui sera utilisée pour l'indice entre t et $t+1$. Les deux indices sont ensuite chaînés.

¹⁴⁶ Nous pouvons procéder aussi dans le sens inverse et estimer le prix $\hat{p}_{n,t}$.

¹⁴⁷ Cette terminologie est utilisée par Triplett (2003). En effet, la terminologie de cette méthode n'est malheureusement pas standard. Turvey (2000) utilise plutôt le terme « linking in replacements with overlap ».

Figure 4 : Ajustement par chaînage



Ainsi, cette technique d'ajustement exige que les prix de l'ancien et du nouveau produit sur les trois périodes soient disponibles : notamment $P_m^{t-1}, P_m^t, P_n^t, P_n^{t+1}$. Ces vecteurs de prix permettent d'effectuer le *chaînage* des variations de prix du nouveau et de l'ancien produit sur toute la période de $t-1$ à $t+1$ ¹⁴⁸.

Algébriquement, l'indice de prix pour la période de $t-1$ à $t+1$ peut être formulé comme suit :

$$I_{t+1/t-1} = \frac{P_m^t}{P_m^{t-1}} \times \frac{P_n^{t+1}}{P_n^t} = \frac{P_n^{t+1}}{P_m^{t-1}} \times \frac{P_m^t}{P_n^t}$$

Rappelons que $\hat{p}_m^t = A \cdot p_n^t$. Ainsi, la variation de prix entre $t-1$ et t peut être formulée comme suit :

$$\frac{\hat{p}_m^t}{P_m^{t-1}} = A \cdot \frac{P_n^t}{P_m^{t-1}} = \frac{P_n^t}{P_m^{t-1}} \times \frac{P_m^t}{P_n^t}$$

¹⁴⁸ Il est important de signaler que les produits utilisés pour calculer un indice entre deux périodes sont quasiment identiques.

Le facteur d'ajustement est alors égal au prix relatif à la période t , soit $A = R^t = \frac{p_m^t}{p_n^t}$. C'est à

ce niveau qu'intervient l'hypothèse forte selon laquelle la différence de qualité entre deux produits est exactement égale à la différence de leur prix à la période de chaînage. Ainsi avec cette méthode, la variation de qualité n'est pas liée à des spécifications techniques du produit ou à d'autres facteurs, mais plutôt aux prix relatifs que paient les consommateurs. C'est la raison pour laquelle cette méthode s'utilise idéalement avec des variétés homogènes dont les caractéristiques ne varient presque pas dans le temps¹⁴⁹.

Cette méthode n'est donc pas pleinement satisfaisante pour prendre en compte « l'effet-qualité » puisqu'elle ne compare pas le produit remplacé et le produit remplaçant. Cette méthode est donc rarement utilisée par les agences statistiques. Ces dernières se sont orientées vers des alternatives pour le traitement de l'évolution de la qualité.

II.1.2. REMPLACEMENT EN « EQUIVALENT » OU COMPARAISON DIRECTE

Dans le paragraphe précédent, nous avons expliqué comment la méthode utilise les données sur $p_m^{t-1}, p_m^t, p_n^t, p_n^{t+1}$ pour effectuer l'ajustement des prix à la qualité. Or, les agences statistiques ne disposent que de données sur $p_m^{t-1}, p_n^t, p_n^{t+1}$, le prix p_m^t étant non disponible en réalité. Une méthode pour estimer le prix relatif R^t est de choisir un produit remplaçant à la date t de qualité similaire au produit initial proposé à la date $t-1$. Dès lors, toute différence de prix entre les produits remplacé et de remplacement soit p_n^t / p_m^{t-1} , est assimilée à une variation de prix « pur » et ne découle pas d'une variation de qualité (Figure 5).

L'indice de prix est ainsi construit par une « comparaison directe » entre les produits m et n et le facteur d'ajustement de qualité est égal à l'unité. Cette méthode est souvent utilisée pour des produits homogènes. Autrement dit, $\hat{p}_m^t = p_m^{t-1}$ (puisque $A=1$).

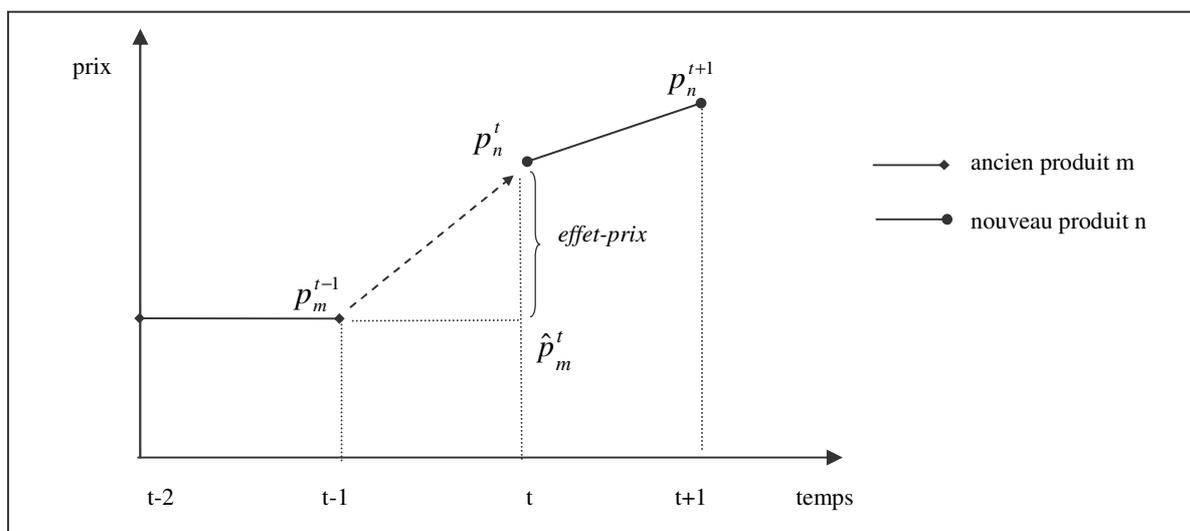
La méthode de remplacement des comparables dépend essentiellement de l'exactitude des spécifications utilisées pour décrire les produits¹⁵⁰.

¹⁴⁹ voir Diewert (1995a) pour une comparaison de cette méthode avec la méthode de valeur unitaire pour le cas des ordinateurs.

¹⁵⁰ Moulton et Moses (1997) indiquent que 65% des produits de remplacement dans le CPI américain en 1995 ont été traités comme des comparaisons directes.

Figure 5 : Remplacement en

équivalent



En outre, bien que cette méthode présente beaucoup d'avantages, il faut cependant se garder de sélectionner des articles « comparables » qui ne le sont pas en réalité. En effet, si la qualité des produits s'améliore, le produit disparu va être de qualité inférieure au nouveau produit de remplacement. Or, cette méthode ignore continuellement les variations de qualité des produits remplaçants et peut conduire à un biais à la hausse dans l'indice (Triplett, 2004). L'ampleur du problème va donc dépendre du degré auquel les produits comparables sont acceptés comme tels, malgré les différences de qualité.

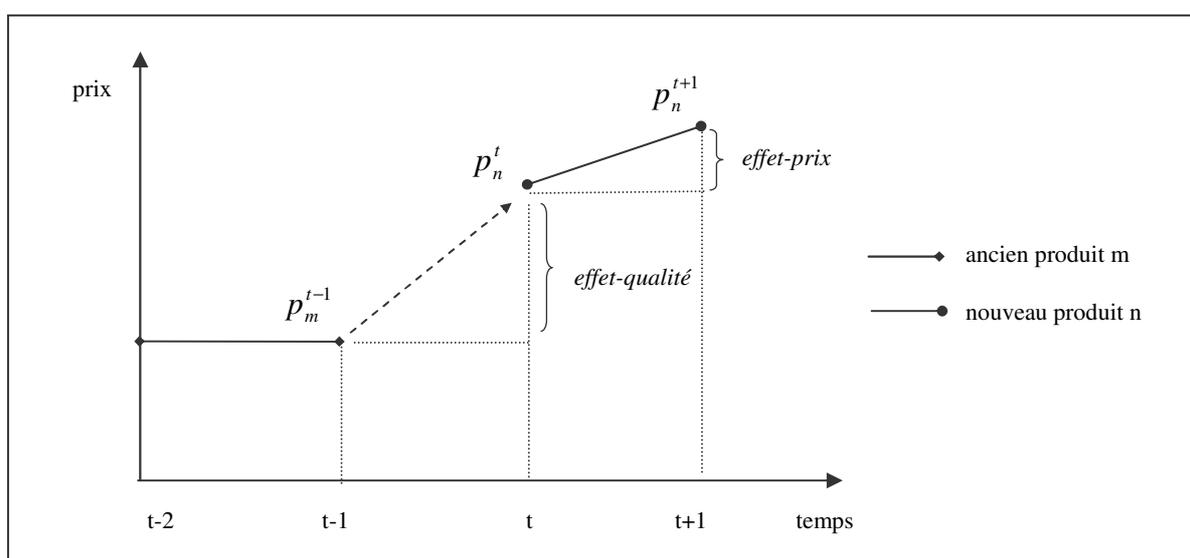
II.1.3. REPLACEMENT EN DISSEMBLABLE¹⁵¹ OU CHAÎNAGE (LINK-TO-SHOW-NO-PRICE-CHANGE METHOD)

La méthode de *remplacement en dissemblable* est apparue pour traiter les cas où des produits remplaçants comparables sont indisponibles et ceux choisis comme tels présentent une grande différence de prix et de qualité. La méthode applique l'hypothèse inverse à celle supposée dans la méthode de comparaison directe. En effet, elle suppose que toute variation de prix entre le nouveau produit et celui qui a disparu est totalement attribuée à une variation de

¹⁵¹ Ici encore, il n'y a pas de terminologie commune. Triplett (2003) utilise le terme « *IP-IQ method* ». IP fait référence au prix imputé alors que IQ est l'ajustement implicite de la qualité. Turvey (2000) utilise plutôt la nomination « *linking in replacements with imputed overlap* ». Récemment, Eurostat a utilisé le terme « *bridged overlap* ». Bascher et Lacroix (1999) utilisent le terme « *dissemblable corrigé* » qu'ils ont traduit en anglais pour être « *adjusted dissimilar* ». Hoven (1999) l'appelle « *imputation method* ». Enfin Silver et Heravi (2002) utilisent à la fois « *imputation* » et « *implicit imputation method* ».

qualité. Néanmoins, il est important de signaler qu'elle diffère de la méthode de chaînage par le fait que les prix des deux produits, remplacé et de remplacement, ne sont pas observés simultanément à la même période t (Figure 6).

Figure 6 : Remplacement en dissemblable



Les prix utilisés dans cette technique sont $p_m^{t-1}, p_n^t, p_n^{t+1}$. Le facteur d'ajustement A est ainsi égal au prix relatif entre les produits m et n :

$$A = \frac{p_n^t}{p_m^{t-1}} = R^t$$

Par ailleurs, la méthode repose sur l'hypothèse très forte selon laquelle le différentiel de prix entre les deux produits à la période t est parfaitement égal au différentiel de qualité : l'effet prix est considéré comme nul.

L'utilisation de cette méthode a été interdite par Eurostat dans les calculs du HIPC¹⁵². Elle a été néanmoins utilisée par plusieurs agences statistiques de plusieurs pays, notamment dans le calcul du CPI canadien¹⁵³, australien et suédois¹⁵⁴.

¹⁵² D'ailleurs, l'article 5 de la Commission de Régulation européenne, n°1749/96 interdit aux Etats membres « d'estimer le changement de qualité comme étant égal à la totalité de la différence de prix entre les 2 articles (le nouveau et l'ancien) sauf si ce choix peut être dûment justifié ». Les remplacements en dissemblables proprement dits devraient donc être évités conformément à ce règlement (Insee Méthodes, 1998).

II.1.4. REPLACEMENT EN DISSEMBLABLE CORRIGÉ (OVER ALL MEAN IMPUTATION)

La méthode de remplacement en dissemblable exposée ci-dessus ignore toute évolution de prix entre la date t-1 et la date t. La méthode du *dissemblable corrigé* remédie en partie à ce problème. La méthode suppose que la variation de prix d'un produit disparu est égale à celle des produits les plus proches du produit disparu, mais qui sont encore disponibles. Cette hypothèse est très forte dans la mesure où la variation de prix pour un produit manquant est imputé à partir des variations des prix d'autres produits dont la qualité n'a pas changé (Triplet, 2003).

Afin d'illustrer cette technique, considérons l'indice élémentaire de Jevons, rappelons qu'il s'agit de la moyenne géométrique des prix relatifs¹⁵³. Les prix des produits manquants à la période courante, soit t, sont imputés en multipliant leurs prix à la période précédente t-1 par la moyenne géométrique des prix relatifs des produits existants simultanément aux deux périodes t-1 et t. Le prix relatif imputé R^t et le facteur d'ajustement de qualité A^t peuvent être formulés de la façon suivante :

$$R^t = \prod_j \left(\frac{p_j^t}{p_j^{t-1}} \right)^{w_j}, \quad j \neq m, n$$

$$A^t = \frac{p_n^t}{p_m^{t-1}} \left/ \left(\prod_j \frac{p_j^t}{p_j^{t-1}} \right)^{w_j} \right., \quad j \neq m, n$$

L'ajustement est ainsi effectué en écartant simplement du calcul les produits manquants dans les deux périodes. Seuls les produits disponibles durant les deux périodes t-1 et t sont utilisés. La variation moyenne de leurs prix est alors multipliée par le prix du produit m disparu à la date t pour avoir son prix fictif à cette même période.

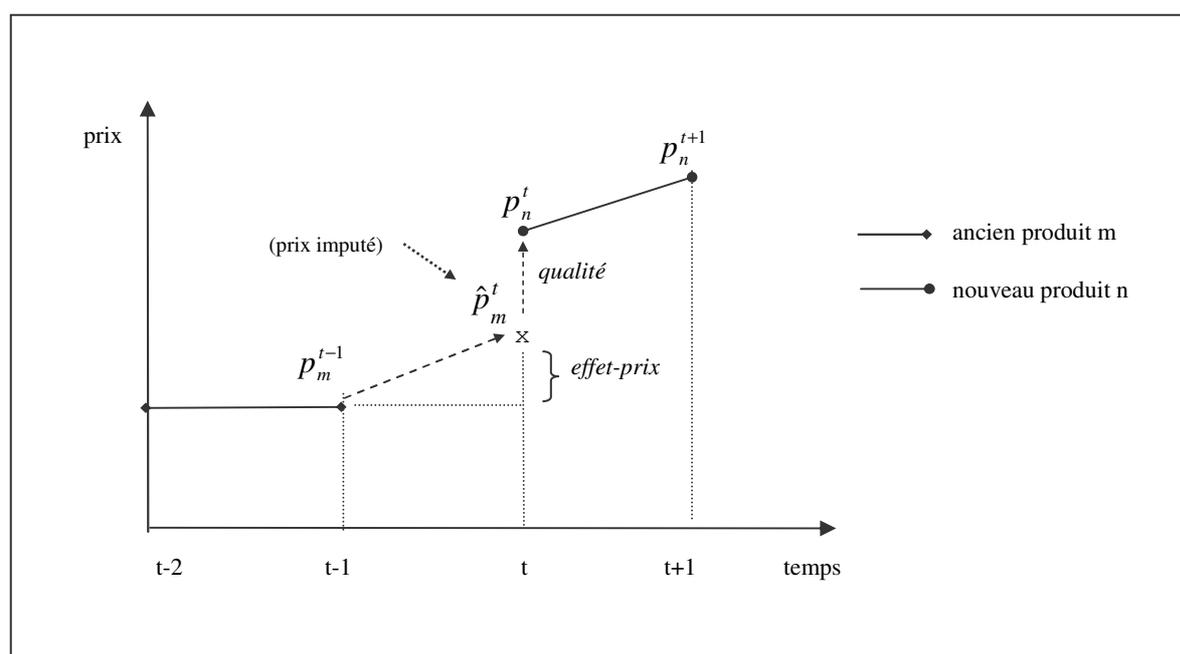
Supposons maintenant que les produits m et n soient de qualité différente. La méthode va ignorer une partie du changement de prix –à la hausse ou à la baisse- parce qu'elle va attribuer de façon inappropriée une partie de la variation de prix (entre \hat{p}_m^t et p_n^t) à une variation de la qualité. Si les prix augmentent, la méthode va implicitement surestimer la variation de la

¹⁵³ Voir Lowe (1999).

¹⁵⁴ Voir Dalén (2002).

qualité et sous-estime par conséquent l'inflation. Par raisonnement analogique, si les prix baissent (c'est généralement le cas des produits de haute technologie), la méthode va systématiquement manquer une partie de la baisse des prix parce qu'elle sous-estime implicitement la variation de la qualité. La direction du biais dans l'indice dépend ainsi plus de la direction de la variation des prix que de la direction de la variation de la qualité (Triplet, 2004).

Figure 7 : Remplacement en dissemblable corrigé



Triplet (2004), afin d'estimer le biais qu'entraîne l'application de cette méthode a réécrit le prix relatif 'correct' pour les produits m et n, qu'on note R^* , comme suit:

$$R^* = \left(\frac{p_n^t}{p_m^{t-1}} \right) / A^*,$$

avec A^* le facteur d'ajustement *correct* sur la qualité. La mesure correcte de la variation du prix d'un produit qui a changé ou qui a été remplacé est le ratio des prix observés de l'ancien et du nouveau produit, ajusté par le paramètre A^* . Le biais dû à l'application de la méthode de dissemblable corrigé peut être formulé de deux façons distinctes :

¹⁵⁵ Voir Section 1 du chapitre 1.

- Premièrement, le biais augmente ou diminue selon que la *vraie* variation de qualité A^* est supérieure ou inférieure à l'ajustement implicite de la qualité A^t estimé par la méthode ($bi\text{ais} = A - A^*$).
- Deuxièmement, l'ampleur du biais varie selon la différence entre la *vraie* variation du prix pur et la variation de prix calculée à partir des produits de qualité inchangée ($bi\text{ais} = R^t - R^*$).

Nous pouvons réécrire R^t en fonction de A^t comme suit :

$$R^t = A^t \left/ \left(\frac{P_n^t}{P_m^{t-1}} \right) \right.$$

Ainsi, Triplett montre qu'il est possible d'analyser empiriquement l'effet de l'application de la méthode des dissemblables corrigés. Il suffit pour ceci de calculer le prix imputé qui apparaît dans R^t et le facteur d'ajustement implicite de la qualité associé A^t .

II.1.5. IMPUTATION DE LA MOYENNE D'UNE CLASSE (CLASS MEAN IMPUTATION)

La méthode de « moyenne de classe » est introduite dans la littérature des indices de prix par Armknecht et Weyback (1989)¹⁵⁶.

L'imputation de classe moyenne (ou *substitution relative*) est une variante de la méthode d'imputation globale¹⁵⁷. Elle se distingue de cette dernière par la manière dont est calculée la variation du prix imputé à l'ancien article en période t . Le prix relatif imputé est estimé en utilisant non pas la *variation moyenne* des prix obtenue à partir de l'ensemble des produits disponibles durant les deux périodes $t-1$ et t , mais plutôt la variation moyenne des prix des produits jugés comparables au produit manquant ou ayant fait l'objet d'un ajustement direct de la qualité.

¹⁵⁶ Elle a été adoptée aux Etats-Unis pour construire le CPI pour les automobiles en 1989 et ensuite généralisé pour d'autres produits non-alimentaires à partir de 1992. Voir Schultz (1996), Reinsdorf, Leiegey et Stewart (1996), Armknecht et Maitland-Smith (1999).

¹⁵⁷ Etant une variante de la méthode exposée dans le paragraphe précédent, la méthode « class mean » ne sera pas détaillée. Pour plus de détails sur la méthode voir Armknecht (1996), Moulton et Moses (1997) et chapitre n°7 (Adjustement for Quality Change) du manuel du CPI développé par *Working Group on Price Statistics* (IWGPS, 2003).

L'application de la méthode est toutefois problématique lorsque le statisticien ne dispose pas d'un échantillon suffisamment large de substituts comparables ou si l'échantillon ne comprend pas de produits ajustés déjà à la qualité.

II.2. LES METHODES D'AJUSTEMENT EXPLICITE (DIRECT)

Pour les différentes méthodes exposées ci-dessus, nous avons expliqué comment certains produits suivis par l'indice peuvent disparaître et sont alors remplacés. Le traitement des remplacements de produits dans le calcul de l'indice (« ajustement de qualité ») se base sur un ajustement implicite de la variation de la qualité, représentée par le terme A .

Dans cette partie, nous expliquons les méthodes *d'ajustement explicite* de la qualité. Selon l'OCDE, un ajustement explicite de la qualité est : « *A direct estimate of how much of the change in the price of a product is due to changes in its physical or economic characteristics. It requires an evaluation of the contributions of the differences in particular characteristics to the differences in the observed prices of two products. It includes quality adjustments based on hedonic methods* ».

Les méthodes d'ajustement explicite consistent à estimer directement la variation de la qualité. Diverses méthodes d'estimation sont proposées dans la littérature. La plus importante étant la méthode économétrique dite « méthode hédonique ».

II.2.1. AJUSTEMENT PAR LES CHANGEMENTS DE QUANTITE

L'ajustement par la quantité est la technique la plus simple à entreprendre. La méthode est utilisée lorsque le produit reste le même, mais que les quantités incluses changent entre deux périodes. Dans certains cas, il existe déjà une quantité métrique disponible qui peut être utilisée pour comparer les articles. Ça peut être, par exemple, le nombre d'unités dans un paquet (assiettes en papier, comprimés de vitamines), la taille ou le poids d'un emballage (litre de soda dans une bouteille, milligrammes d'une barre de confiserie). Le facteur d'ajustement de qualité est égal au ratio entre la quantité incluse dans le nouveau produit n et celle dans le produit remplacé m :

$$A = q_n^t / q_m^{t-1}$$

L'ajustement à la qualité est ainsi possible en multipliant le prix de l'ancien ou du nouvel article par le ratio des quantités¹⁵⁸.

II.2.2. AJUSTEMENT PAR LES COÛTS D'OPTION (OPTION COSTS)

Cette méthode peut être utilisée lorsqu'une nouvelle option, disponible auparavant en option payante, est ajoutée à un produit standard et devient incluse¹⁵⁹.

Elle consiste à ajuster le prix de l'ancienne variété d'un montant équivalent à la valeur de la caractéristique additionnelle qu'on note x^{160} . Le prix relatif ajusté à la qualité s'écrit alors :

$$R = p_n^t / \hat{p}_m^{t-1} \quad \text{où} \quad \hat{p}_m^{t-1} = p_m^{t-1} + x$$

L'une des critiques de cette méthode est que l'ajout d'une nouvelle option peut apporter peu ou pas d'utilité à certains consommateurs qui peuvent ne pas la choisir s'ils en ont le choix. Certains économistes pensent d'ailleurs que toute amélioration de qualité n'est pas systématiquement traduite en surcroît d'utilité. L'indice des prix ainsi calculé est alors biaisé à la baisse pour ce type d'acheteurs (mais pas pour ceux qui auraient choisi l'option avant son inclusion dans le produit standard) étant donné que la méthode surestime le prix du produit suite à des améliorations, parfois, « imposées » et sans rapport avec l'utilité du consommateur (Baker, 1998). Le même argument peut être adressé contre la méthode hédonique qu'on exposera dans le paragraphe suivant¹⁶¹. Cependant, comme souligné au début de cette section, prendre en compte l'utilité qu'apporte un nouveau produit ou seulement une nouvelle caractéristique au consommateur dans le calcul de l'indice est très complexe, même avec les développements récents de la théorie des indices. Dès lors, les statisticiens sont contraints

¹⁵⁸ Il est possible de présenter cette approche autrement dans la mesure où elle peut être considérée comme cas spécial de l'approche hédonique que nous discuterons ultérieurement et où le prix est lié au nombre des caractéristiques qualitatives dont la taille est un exemple.

¹⁵⁹ Pour plus de détails sur la méthode voir Ball et al., 2002.

¹⁶⁰ L'INSEE, plutôt que de corriger le prix de la totalité du coût de l'option, elle se limite à la moitié de celui-ci. L'INSEE justifie ce choix par le fait que le coût réel de l'installation en « standard » de l'option est plus faible que le coût d'installation sur le modèle initial.

¹⁶¹ Pour plus de détails sur la méthode voir Triplett (1971) et Triplett (1990). Selon Triplett (2004), l'ajustement par les coûts de production surestime souvent la variation de la qualité. Cette méthode est mieux adaptée à la construction d'un indice de prix de production (PPI) (Triplett, 1983). La distinction dans l'utilisation des estimations des coûts de production dans le CPI ou dans le PPI consiste seulement à, ajouter dans le cas du premier les *mark-up* et les taxes indirectes. Une autre différence importante peut se produire dans des situations où les améliorations apportées au produit ne donnent pas de bénéfice direct aux acheteurs. Dans ce cas, il est approprié d'effectuer des ajustements des prix sur la qualité pour les coûts associés dans le PPI, mais non pas dans le CPI où le critère approprié est la valeur de l'utilisateur.

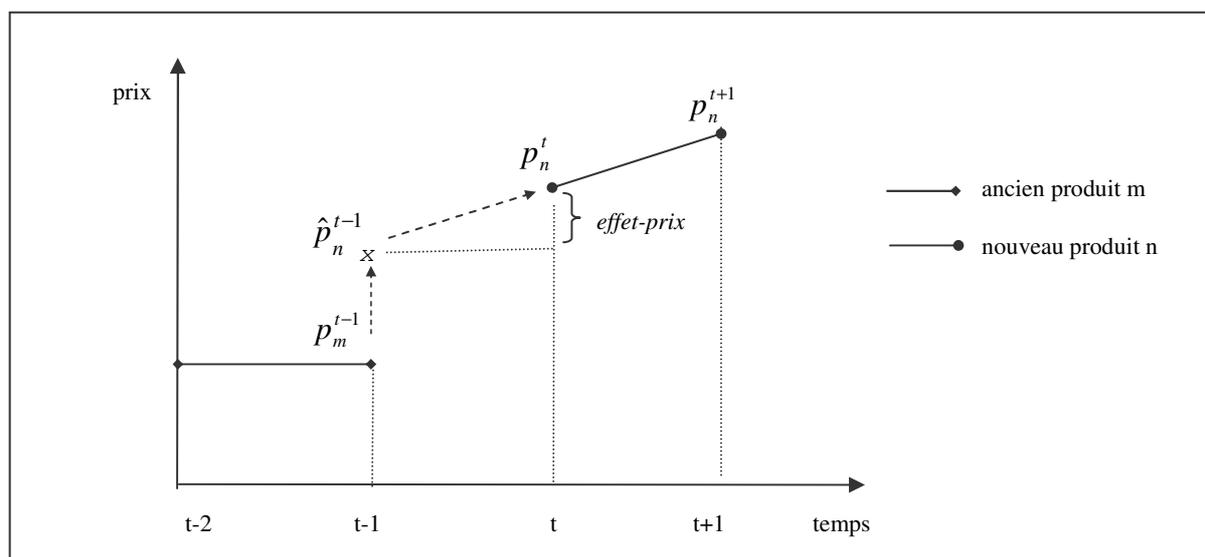
d'ignorer cet aspect dans la procédure d'ajustement de l'indice de prix et de se limiter à l'utilisation des caractéristiques physiques des produits.

II.2.3. METHODE HEDONIQUE

Comme nous venons de le souligner à la fin du paragraphe précédent, les différentes méthodes d'ajustement exposées dans cette section comparent un produit remplacé et un produit de remplacement en se basant sur les caractéristiques techniques des deux produits. Cependant, d'autres caractéristiques non techniques capables d'influencer les prix échappent à ces méthodes. La méthode hédonique a l'avantage indéniable de prendre en compte tous les facteurs susceptibles d'expliquer la variation de prix entre produits dans le temps.

Généralement, le prix d'un produit est lié aux diverses caractéristiques qui le composent. Cette liaison peut s'exprimer par une équation donnant le prix le plus probable en fonction de ces caractéristiques. On parle alors de « *modèle hédonique* ». Les caractéristiques peuvent être techniques (spécifiques au produit) ou plus générales (marque, provenance du produit) considérées comme les plus déterminantes du produit. Lorsque ces caractéristiques sont des attributs qui ne peuvent être quantifiés, elles sont représentées par des variables nominales.

Figure 8 : Ajustement direct de la qualité



Cette technique permet d'une part de trouver parmi toutes les caractéristiques qualitatives ou quantitatives d'un produit, celles qui influent sur le prix. D'autre part, elle permet de calculer le prix en fonction de ces caractéristiques influentes. L'originalité de la méthode est qu'elle permet, grâce à l'équation reliant les caractéristiques au prix à une période de base $t-1$,

d'estimer le prix qu'aurait eu un nouveau produit n apparu à la période courante t s'il avait existé à la période de base qu'on note \hat{p}_n^{t-1} .

L'approche hédonique est une extension des autres méthodes dans le sens où elle peut être utilisée pour corriger les anomalies des méthodes conventionnelles notamment le traitement des changements de qualité des biens non-comparables directement. Elle est aussi capable de remplir les vides dans les séries temporelles dues essentiellement à la disparition de certains produits et l'apparition d'autres produits sur le marché. La principale difficulté de la méthode hédonique est qu'elle requiert l'accès en temps voulu à des informations détaillées et fiables¹⁶² sur les caractéristiques des produits qui permettent d'étayer l'estimation. Cette méthode fera entièrement l'objet du chapitre suivant.

¹⁶² En France, la modélisation hédonique a été testée et appliquée en 1997 pour quelques produits, notamment, les lave-vaisselle et sur le secteur de l'habillement.

CONCLUSION DU CHAPITRE II

Les formules indiciaires conventionnelles ne permettent pas une mesure parfaite de l'indice à utilité constante. Parmi les biais de mesure on distingue ceux dus à la présence de variations de qualité et à l'apparition de nouveaux produits. Prendre en compte les effets de ces deux phénomènes sur le bien-être du consommateur dans un indice de prix exige la connaissance des prix de réservation de la demande des nouveaux produits¹⁶³. Ces prix virtuels sont généralement supérieurs aux prix effectifs avec lesquels les nouveaux produits sont réellement introduits sur le marché. Le fait que les prix des nouveaux produits puissent diminuer par rapport aux prix de réservation de la demande permet d'éclairer comment l'élargissement de l'ensemble de consommation par l'introduction de nouveaux produits tend à abaisser un indice à utilité constante. Cela sous-entend un accroissement du bien-être du consommateur qui, avec la même dépense, peut atteindre une courbe d'indifférence plus élevée que celle avant l'apparition du nouveau produit.

L'approche tout à fait originale d'Hausman permet d'estimer la courbe de demande traçant les prix virtuels que certains consommateurs sont disposés à payer pour un produit nouveau, nécessaire pour mesurer l'IUC. Toutefois en pratique, vu la complexité de la méthode et les problèmes d'estimation qu'elle implique, les instituts de statistiques ne sont pas en mesure de l'appliquer pour établir des évaluations acceptables des prix virtuels surtout à grande échelle pour un grand nombre de produits.

Néanmoins, il est intéressant de souligner qu'il existe depuis un certain temps un regain d'intérêt pour la théorie des préférences révélées qui, comme nous l'avons montré dans le chapitre précédent, a apporté d'importantes contributions dans le domaine de mesure des indices à utilité constante (Manser et McDonald, 1988 ; Magnien et Pougard, 2000). Quelques travaux menés récemment ont permis grâce à la même approche d'estimer une courbe des prix virtuels d'un nouveau produit pour des données réelles sur des produits de consommation courante (Blow et Crawford, 2004). La théorie des préférences révélées ainsi que l'utilisation de données scannées, apparaissent dès lors comme une perspective d'avenir pour le calcul d'indices à utilité constante par les instituts de statistiques. Ces derniers se

¹⁶³ Rappelons qu'un produit dont la qualité a changé est considéré en un sens comme un nouveau produit puisqu'il présente une nouvelle caractéristique ou une nouvelle combinaison de caractéristiques déjà existantes.

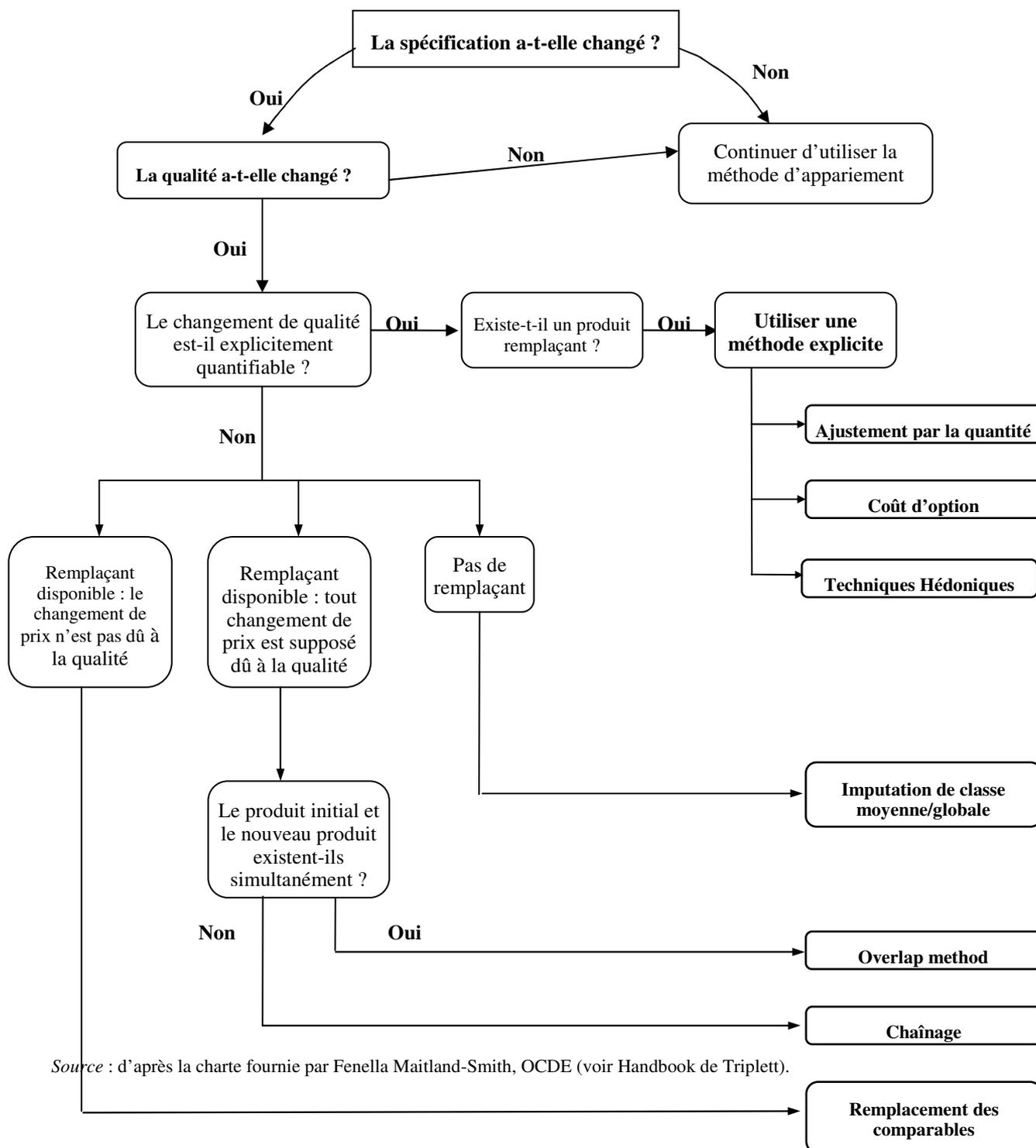
contentent à ce jour d'utiliser plusieurs méthodes d'ajustement des indices aux variations de la qualité abandonnant dans ce procédé le concept d'utilité et de bien-être (Figure 9).

Par ailleurs, presque toutes méthodes qui servent à la construction d'indices de prix sont conçus pour mesurer des changements de prix avec une qualité constante (Moulton, 2001). Les méthodes classiques d'appariement maintiennent la qualité constante en décrivant soigneusement chaque variété de l'échantillon et en s'assurant qu'exactement la même variété est rééchantillonnée à chaque période. Les méthodes d'appariement posent toutefois des problèmes lorsqu'un produit disparaît du marché et/ou qu'un nouveau produit apparaît. Les différentes techniques d'ajustement utilisées en correction à la méthode d'appariement pour traiter des articles nouveaux ou qui disparaissent dépendent fortement de la manière dont la comparaison entre les deux produits, le remplacé et de remplacement, est effectuée. Ces méthodes sont très sensibles au choix de remplacement qui, si non approprié, peut occasionner un biais par excès ou un biais par défaut dans l'indice de prix.

La méthode hédonique prend tout son intérêt dans la mesure où elle peut contribuer au traitement des variations qualitatives de produits non-comparables. Cette méthode offre des caractéristiques additionnelles qui lui sont exclusives et nous la font préférer : sa capacité à prendre en compte, en plus des caractéristiques techniques sur lesquelles se basent généralement les autres techniques d'ajustement, des facteurs non observables mais importants pour expliquer les variations des prix.

Le troisième chapitre exploite les fondements économiques et les qualités de la méthode d'indices de prix hédoniques en introduisant la notion d'indice à utilité constante défini dorénavant dans l'espace des caractéristiques.

Figure 9 : Charte de décision du processus de prise de décision sur de la prise en compte des variations de qualité sur l'IPC dans les pays européens



CHAPITRE III

MODELISATION DE LA RELATION ENTRE LE PRIX ET LES CARACTERISTIQUES DU PRODUIT : L'APPROCHE HEDONIQUE

Le terme « hédonique » a été associé à une série d'études économiques dès la fin des années 50. Les travaux concernés par l'attribution de cet adjectif sont le fruit d'une intention tout à fait particulière qui consiste à vouloir analyser les comportements des agents demandeurs de biens et services, par rapport aux 'plaisirs' qu'ils retirent de leurs activités de consommation. Avec un tel objectif, les auteurs étaient contraints de se pencher sur le problème de la définition de la qualité. Ce concept présente en général un caractère très subjectif qui le rend difficile à appréhender, surtout pour les économistes et les statisticiens désireux de formaliser la réalité. La question d'avoir une mesure quantitative de la qualité se pose essentiellement au moment de réaliser des études statistiques ou économétriques. Selon le point de vue des vendeurs ou celui des acheteurs la signification de la « qualité » n'est pas la même.

A la suite des travaux de Griliches (1961), les méthodes hédoniques ont rapidement pris de l'importance, pour construire une branche nouvelle de la recherche économique¹⁶⁴. La méthode hédonique vient d'ailleurs comme application directe à la *nouvelle théorie de la demande* de Lancaster fondée sur l'espace des caractéristiques des biens. Les deux théories classiques du consommateur et des nombres indices considèrent les produits en tant qu'entités génériques et ne prennent pas en compte les variations de la qualité intrinsèque des biens. Elles ne permettent pas de ce fait de refléter correctement les échanges de produits au niveau micro-économique. Avec la théorie de Lancaster, un produit est considéré comme un panier de caractéristiques et la demande pour un produit n'est en réalité que la demande pour les attributs que ce bien contient.

Les applications empiriques de la théorie de Lancaster sont basées sur la *méthode des prix hédonique* mise au point par Court (1939) et développée par Griliches (1961) et Rosen (1974).

Le principe de base de cette technique consiste à opérer une régression du prix observé d'un bien sur l'ensemble des caractéristiques qui le composent. A partir de ces estimations, les auteurs qui se sont engagés dans ce type de recherches, ont réussi à mettre en évidence bon nombre de valeurs très utiles en économie industrielle : élasticité de la demande, indices de prix et de qualité, indice de Lerner¹⁶⁵, etc. Les champs d'application les plus courants sont : le marché de l'automobile, du logement et des ordinateurs.

L'utilisation des méthodes hédoniques pour l'établissement des statistiques officielles des prix dans certains pays¹⁶⁶ tire son origine des travaux de Zvi Griliches¹⁶⁷. Les travaux de Griliches sont tout à fait originaux dans la mesure où l'auteur a démontré que cette approche pouvait servir à résoudre des problèmes délicats d'ajustement de qualité jusque-là considérés comme insolubles (Moulton, 2001).

Cependant, plusieurs controverses sur les plans théorique et empirique ont eu leur pendant dans les recherches classiques concernant les indices économiques. Il s'agit par exemple de l'approximation de l'indice théorique à utilité constante dans l'espace des caractéristiques par le biais de l'approche hédonique lorsque les variations de qualité sont prises en compte¹⁶⁸.

Au final, il est important de signaler que la méthode hédonique est de plus en plus utilisée par des organismes tel que l'OCDE (voir Triplett, 2002), l'Eurostat (2003) qui la définit comme « *a priori default method* »¹⁶⁹ pour l'ajustement des prix sur la qualité. Cette méthode est largement utilisée aux Etats-Unis par le *Bureau of Labor Statistics* (BLS) et par le *Bureau of Economic Analysis* (BEA) pour construire des séries de prix ajustés sur la qualité (Kokoski, Waehrer et Rozaklis, 2001 et Moulton, 2001b).

Ce chapitre est composé de trois sections.

Dans une première section, nous commencerons par exposer le modèle de Lancaster. Nous discuterons la notion de « qualité » par le biais de cette approche, ce qui nous permettra de

¹⁶⁴ Griliches (1971, 1990), Triplett (1975, 1987, 2000, 2003) et Berndt (1983, 1991) donnent un aperçu des travaux qui lui sont consacrés.

¹⁶⁵ Lerner, J. (1995), Pricing and Financial Resources: An Analysis of the Disk Drive Industry, 1980-88, *The Review of Economics and Statistics*, 1995, 585-598.

¹⁶⁶ Notamment, les États-Unis et le Canada.

¹⁶⁷ En particulier de son article publié en 1961 dans le rapport du Price Statistics Review (Stigler Committee).

¹⁶⁸ D'autres problèmes concernent l'agrégation des consommateurs dans la construction de l'indice théorique, la concurrence imparfaite dans la construction d'un indice de prix à la production et des problèmes de dissociation des chocs sur l'offre et sur la demande (Triplett, 1990).

¹⁶⁹ Eurostat (2003) « The HICP as an index defined on fixed user-purposes » HIPC Working Party document, HIPC 03/446.

faire le lien entre les méthodes hédoniques et la théorie des nombres indices. Ensuite, nous analyserons les études économétriques et l'application des méthodes hédoniques. Les travaux sur les méthodes hédoniques (Court, Griliches et Rosen) vont essentiellement porter sur la distinction entre un effet prix pur et un effet d'augmentation de la qualité dans l'évolution des prix de marché.

Ainsi, en continuité à la section 1, la deuxième section s'intéressera aux différentes versions de la méthode d'ajustement de qualité par la technique hédonique. Nous démontrons que cette multiplicité de méthodes pose le problème du choix optimal de la méthode d'ajustement. En effet, nous montrerons que le choix entre les diverses techniques possibles tient essentiellement aux types de données disponibles.

Dans une troisième section, nous analysons l'introduction des techniques hédoniques dans la construction d'un indice à utilité constante (IUC) dans l'espace des caractéristiques. Nous montrons que, contrairement à l'IUC défini par Lloyd (1975) dans l'espace des biens centré sur le biais de substitution, l'IUC défini dans l'espace des caractéristiques traite plutôt le biais de qualité.

SECTION I : L'APPROCHE EN TERMES DE CARACTERISTIQUES DE LANCASTER

L'analyse des biens en termes des caractéristiques repose sur une constatation : « *la théorie traditionnelle n'a rien à dire* » et est de « *peu d'utilité pour expliquer les réactions des consommateurs face à l'apparition d'un nouveau produit ou face aux variables de qualité des produits* » (Lancaster, 1966a, p.133). Cette 'inadaptation' de l'analyse standard à traiter le comportement du consommateur vis-à-vis de ce type de problème s'explique par le refus de la prise en compte de la pertinence des propriétés intrinsèques des biens (p.132). Mais « malgré ce refus par la théorie pure de la pertinence des propriétés intrinsèques, il a toujours existé un courant subversif suggérant aux économistes de continuer à prendre en compte ces propriétés » (p.132).

« La principale nouveauté technique » introduite par Lancaster dans son premier article de 1966, et qu'il reprendra tout au long de ces travaux (1966b, 1971, 1975, 1979) « repose sur sa sécession d'avec l'approche traditionnelle où les biens sont les arguments directs de l'utilité et, à la place suppose que se sont les propriétés ou les caractéristiques des biens desquelles découle l'utilité » (p.133). En d'autres termes, les préférences des consommateurs porteront sur les caractéristiques des biens et non pas sur les biens eux-mêmes (comme il était coutume dans l'approche standard), chaque bien comportant plus d'une caractéristique. Ce dernier point permet d'admettre la possibilité que les biens peuvent partager des caractéristiques communes et donc de se concurrencer les uns les autres. Enfin, la dernière idée qui permet de résumer l'essence de cette « nouvelle approche » considère le fait qu'une « combinaison de biens peut posséder des caractéristiques différentes de celles appartenant à ces biens consommés séparément » (p.134).

A partir des trois idées évoquées ci-dessus, Lancaster développera son modèle du comportement du consommateur et s'intéressera à des questions concernant notamment l'effet de substitution, le choix des consommateurs face à des produits différenciés, la réaction de la demande après l'apparition de nouveaux biens et la différenciation des produits.

Voici autant de questions auxquelles tente de répondre l'approche de Lancaster.

I. LE MODELE DE KEVIN LANCASTER (1966) : LA NOUVELLE THEORIE DE LA DEMANDE

Lancaster (et par la suite, la plupart des auteurs qui ont développé le modèle) a distingué la théorie classique du consommateur, essentiellement basée sur l'espace des biens, de ce qu'il appelle '*La nouvelle théorie de la demande*' fondée sur l'espace des caractéristiques. Tout bien est donc décrit par un ensemble de caractéristiques ou spécificités propres. Chacune d'elles peut être considérée comme une dimension particulière de la qualité d'un bien. Dans ce cadre, un bien consommé est lui-même un input dans une fonction de production domestique où l'output est une composition de caractéristiques spécifiques du bien. Ces caractéristiques forment les arguments de la fonction d'utilité. La fonction de production domestique est la fonction de transformation d'un bien dans l'espace des caractéristiques qui fournit une structure implicite de l'espace des biens. Dans le cas le plus simple où le consommateur ne consomme que deux caractéristiques z_1 et z_2 , la fonction d'utilité peut s'écrire :

$$U = U(z_1, z_2)$$

La particularité de cette fonction d'utilité est d'être une fonction quasi-concave ou, en d'autres termes, que les courbes d'indifférences sont supposées strictement convexes dans l'espace des caractéristiques. Ceci signifie, d'une part, que l'utilité marginale de chacune des caractéristiques est positive et, d'autre part, que le Taux Marginal de Substitution est décroissant le long de la courbe d'indifférence. En résumé, toute augmentation de la consommation d'une caractéristique, l'autre caractéristique restant constante, accroîtra l'utilité du consommateur, l'utilité marginale étant décroissante.

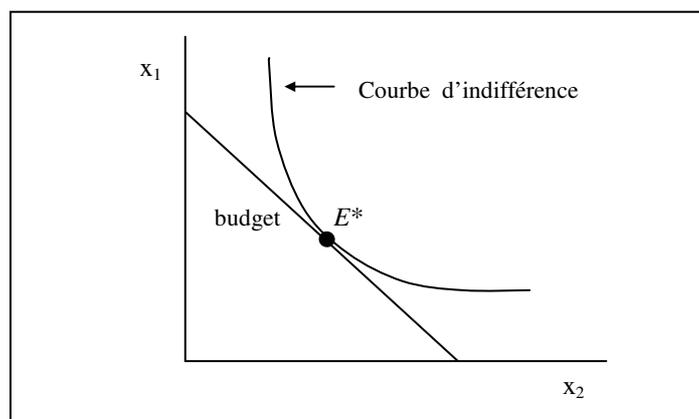
L'analyse des hypothèses du modèle de Lancaster va être exposée dans les paragraphes suivants pour poursuivre ensuite sur les développements ultérieurs.

I.1. LE CHOIX DES CONSOMMATEURS FACE A DES PRODUITS DIFFERENCIÉS

Afin d'illustrer sa différence avec la théorie micro-économique conventionnelle, l'analyse de la théorie de Lancaster peut être retracée par les différents graphiques présentés ci-dessous.

Dans le graphique 10, nous supposons, tout d'abord l'existence de deux biens, x_1 et x_2 . Conformément au modèle microéconomique, les préférences du consommateur sont définies sur la base de l'espace de ces deux biens. Le consommateur va choisir le point E^* auquel la ligne de budget et la courbe d'indifférence sont tangentes.

Figure 10 : Localisation du consommateur dans l'espace des biens



Pourtant le problème actuel du consommateur est différent s'il s'intéresse seulement à la quantité de caractéristiques z_1 et z_2 contenues respectivement dans les biens x_1 et x_2 . Dans ce cas l'approche de Lancaster nous permet de traiter ce problème directement. La contrainte budgétaire du consommateur pour la détermination de l'ensemble Z^* qui maximise son utilité U , s'écrit : $P.X \leq R$. En faisant varier R , il est possible d'établir une frontière de caractéristiques composée de tous les ensembles z^* , qui sont tel que la valeur $P.X$ est juste égale à R . A chaque point de cette frontière de caractéristiques, est associé un vecteur de bien particulier. Nous retrouvons les deux étapes de choix du consommateur :

- tous les consommateurs ayant la même contrainte budgétaire, construisons tous une frontière identique. Cette frontière est appelée frontière d'efficacité puisque ce premier point sous-entend que les biens inefficaces d'un point de vue budgétaire ont été éliminés et n'apparaissent pas sur la frontière.
- par la suite, le consommateur va devoir choisir un point particulier sur la frontière. Il s'agira en fait du point de tangence entre la frontière d'efficacité et la courbe d'indifférence du consommateur.

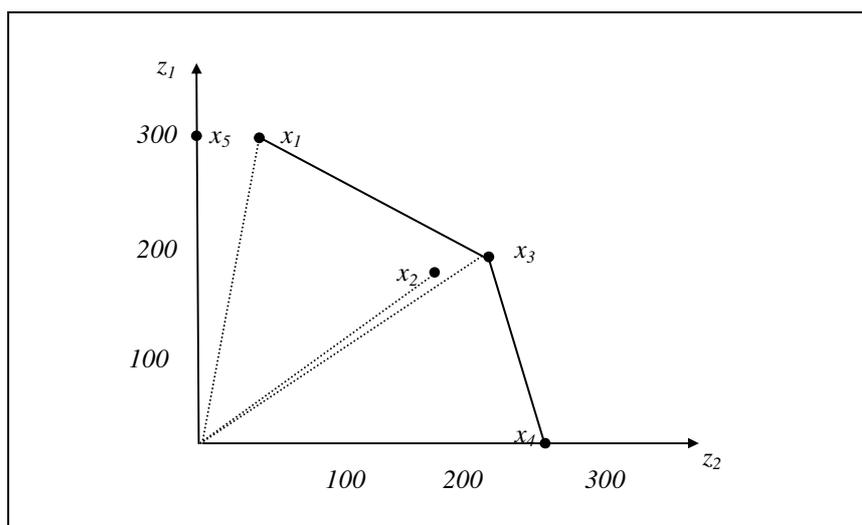
Afin d'illustrer la théorie de Lancaster, et appréhender plus concrètement les conséquences et les possibilités d'application des idées exposées précédemment, nous allons prendre un exemple numérique décrivant le positionnement des biens dans un espace de caractéristiques.

Supposons qu'un consommateur qui doit distribuer un budget $R=1000$ euros, sur un ensemble de 5 produits : x_1 , x_2 , x_3 , x_4 et x_5 . Chaque bien se décompose selon son contenu en caractéristiques z_1 et z_2 . Afin de construire la frontière d'efficacité dans l'espace z_1 et z_2 , il faut calculer les quantités des caractéristiques que peut acquérir un consommateur, dans le cas où il consacrerait la totalité de son revenu R à l'achat d'un seul bien parmi les cinq.

	Unités de caractéristiques contenues dans un bien		Prix unitaires des biens	Unités des caractéristiques obtenues quand la totalité de R est utilisé à l'achat d'un seul bien	
	z_1	z_2		z_1	z_2
x_1	3	0,5	100	300	50
x_2	20	3,6	200	170	180
x_3	1	1	50	200	200
x_4	0	12,5	500	0	250
x_5	30	0	1000	300	0

Il est possible maintenant de représenter chacun des cinq produits dans l'espace des caractéristiques (Figure 11).

Figure 11 : Produits dans l'espace des caractéristiques



Les biens x_2 et x_5 n'apparaissent pas sur la frontière, en effet, pour un même prix le consommateur obtiendra la même quantité de z s'il achète x_1 ou x_5 . Toutefois, s'il choisit x_1 , il aura une quantité supérieure de la caractéristique z_2 . Quant au bien x_2 , il est plus proche de l'origine que les autres biens. Ceci veut dire qu'à prix égal, le consommateur obtiendra moins des deux caractéristiques en achetant x_2 qu'en achetant x_1 , x_3 ou x_4 .

Quant à la situation optimale sur la frontière d'efficacité, deux cas sont possibles : soit à l'achat d'un seul bien (point de cassure sur la frontière), soit à l'achat d'une combinaison de biens (points situés sur les segments $[x_1, x_3]$ [ou] $[x_3, x_4]$). Pour calculer les valeurs de z_1^* et z_2^* correspondant au point optimum, il suffit d'appliquer la méthode de Lagrangien classique

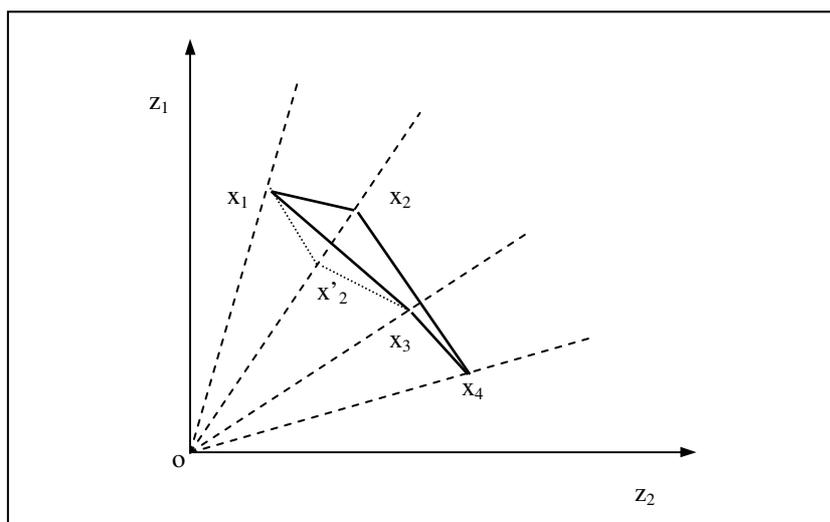
qui consiste à maximiser la fonction d'utilité, exprimée en fonction des caractéristiques, sous la contrainte de rester sur un des segments de la frontière.

I.2. L'EFFET DE SUBSTITUTION

Afin d'apprécier l'apport de la théorie de Lancaster par rapport à la théorie classique du consommateur, nous pouvons analyser le phénomène de substitution non pas dans l'espace des biens mais plutôt dans celui des caractéristiques.

L'effet de substitution concernant l'efficacité des biens est lié au choix objectif des individus. Considérons une situation particulière où quatre biens x_1 , x_2 , x_3 et x_4 sont représentés dans l'espace des deux caractéristiques z_1 et z_2 . Si le prix relatif d'un des biens augmente, il peut être éliminé de la frontière d'efficacité au profit d'un autre bien (Figure 12).

Figure 12 : Effet de substitution objectif dans la théorie de Lancaster



La frontière d'efficacité initiale est représentée en trait gras. Si par exemple, le prix du bien x_2 augmente, cet accroissement va entraîner un déplacement du point x_2 vers l'origine pour se fixer au nouveau point x'_2 . En effet, pour un budget donné, le prix du bien augmentant, le consommateur en achetant ce bien obtiendra des quantités de chacune des deux caractéristiques moindres, par rapport à la situation initiale. A partir du moment où le point x'_2 passe en dessous du segment $[x_1, x_3]$, le bien 2 n'est plus efficace et il n'apparaît plus sur la frontière au profit du bien 3.

Ainsi, ce type de substitution dépend essentiellement des caractéristiques et propriétés intrinsèques des biens.

I.3. APPARITION DE NOUVEAUX BIENS ET CHOIX DES CONSOMMATEURS

L'apparition de ce nouveau produit sur le marché entraîne deux cas possibles selon la théorie de Lancaster :

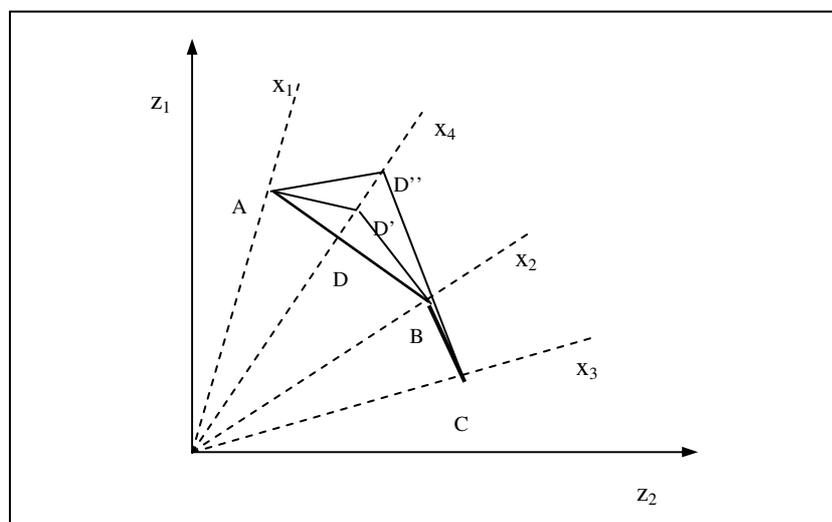
- soit ce nouveau produit présente une nouvelle caractéristique supplémentaire par rapport aux autres,
- soit ce nouveau produit présente les mêmes caractéristiques en quantités différentes des biens déjà présents ; selon le prix de ce nouveau bien, un nouveau point sur la frontière d'efficience apparaît.

Ainsi, l'apparition d'un nouveau bien sur la frontière d'efficience dépend essentiellement des quantités de caractéristiques qu'il incorpore ainsi que de son prix. Toutefois, notre analyse se limitera à ce stade au deuxième cas, laissant de côté la naissance de nouvelles caractéristiques.

La figure 5 ci-dessous considère la droite brisée (AC) reliant les points A, B et C, comme la frontière initiale de l'ensemble de combinaisons de caractéristiques z_1 et z_2 qui peuvent être achetées avec un même montant monétaire R. lorsqu'un nouveau bien x_4 apparaît, trois situations peuvent être envisagées :

- le prix de x_4 est fixé de manière à ce que le nouveau point D représentant ce bien soit situé exactement sur le segment initial [A,B]. Le consommateur qui achetait dans la situation initiale une combinaison de biens x_1 et x_2 , sera maintenant indifférent entre des combinaisons de x_1 et x_2 , x_1 et x_4 , ou encore x_2 et x_4 .
- le prix de x_4 est fixé à un niveau inférieur au cas précédent et devient ainsi plus « efficient » (i.e. augmentation des quantités de caractéristiques incorporées dans ce bien) entraînant dans ce cas le déplacement de D au point D'. Selon leurs préférences, les consommateurs remplaceront une combinaison de x_1 et x_2 par une autre, soit x_1 et x_4 , soit de x_2 et x_4 . Les ventes de x_1 et x_2 diminueront partiellement.
- le prix de x_4 est encore plus bas, on aura un nouveau point D''. Les combinaisons de x_3 et x_4 seront plus efficaces que le bien x_2 qui sera éliminé du marché. Si le prix de x_1 et x_4 est encore plus faible, les combinaisons x_1 et x_4 ne seront plus efficaces par rapport à l'achat de du bien x_4 seul. Ce dernier aura alors éliminé les biens x_1 et x_2 .

Figure 13 : Apparition de nouveaux produits en terme de consommation efficiente de caractéristiques



En outre, « nous avons dans ce modèle une technique satisfaisante pour l'analyse de la différenciation des produits » (Lancaster, 1966b, p.21) en considérant que tous les vecteurs de caractéristiques liés aux biens x_1 , x_2 , x_3 et x_4 constituent des « variantes » d'un même produit générique.

I.4. CRITIQUES DES HYPOTHESES DU MODELE DE LANCASTER

La nouveauté du modèle de Lancaster repose sur la résolution du programme du consommateur dans l'espace des qualités intrinsèques aux biens. La prise en compte des caractéristiques a entraîné certaines hypothèses qui parfois s'ajoutent ou se substituent à celles posées dans la théorie classique¹⁷⁰.

I.4.1. LA DEFINITION OBJECTIVE ET OPERATIONNELLE DES CARACTERISTIQUES

¹⁷⁰ Certaines hypothèses que nous ne discuterons pas ici, mais qu'il convient d'énoncer concerne la linéarité de la fonction de transformation de l'espace des biens dans l'espace des caractéristiques. Cette hypothèse assure le fait que le consommateur puisse obtenir une quantité fixe de caractéristiques, à partir d'une quantité de biens fixés, en proportions constantes. En d'autres termes, l'activité de consommation est supposée homogène de degré un, ainsi qu'additive, pour les caractéristiques physiques intrinsèques des biens (les caractéristiques de différents biens pouvant être additionnés ensemble). Cette hypothèse de linéarité nous paraît assez critiquable. Dans certains domaines d'application empirique, le contre-exemple à cette hypothèse sont nombreux. Reprenons l'exemple de Lancaster (1966b), il est évident que la « consommation » de deux automobiles identiques roulant à 120km/h ne permet pas de doubler la vitesse. Une voiture roulant à 240km/h étant un produit différent des deux précédents dans l'espace des caractéristiques.

Tout d'abord, l'hypothèse selon laquelle le consommateur considère objectivement les caractéristiques de chaque bien est contraignante. En effet, il y aura toujours un problème de perception puisqu'il est évident que dans des circonstances différentes deux consommateurs pourront évaluer différemment les quantités de caractéristiques contenues dans les biens. Une solution possible serait de comparer la frontière objective avec les achats effectivement réalisés. Si certaines caractéristiques ne sont pas perçues objectivement par les consommateurs, certains segments apparaissent sur la frontière ne seront pas constatés au niveau des achats.

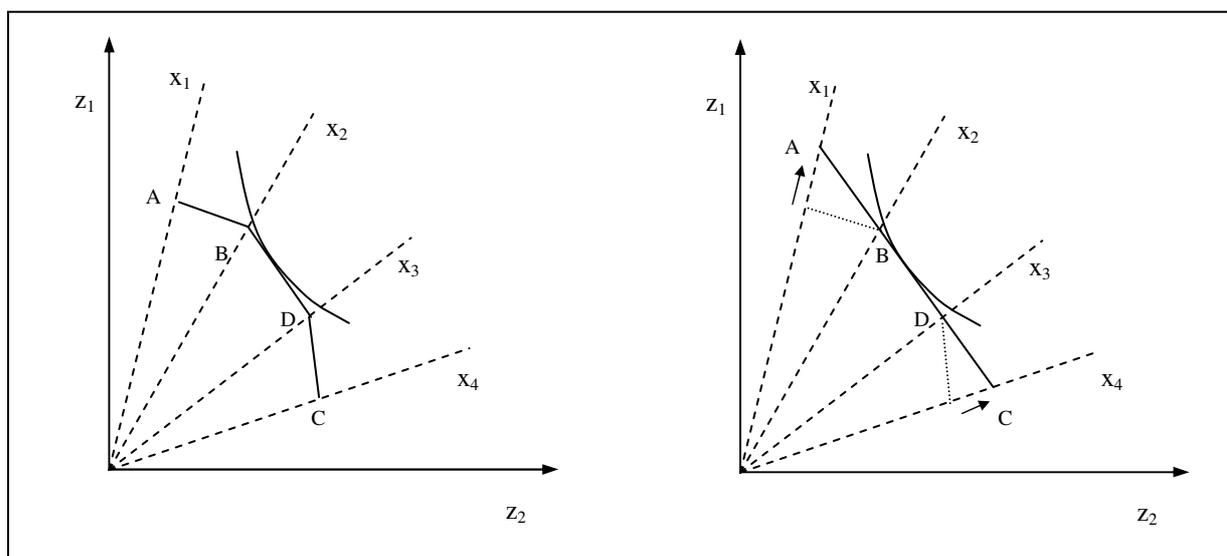
Un autre point est que le modèle de Lancaster suppose une évaluation indépendante de chacune des caractéristiques, il est toutefois difficile de croire très longtemps à ce postulat. En effet, plusieurs facteurs peuvent influencer sur l'évaluation des propriétés intrinsèques des biens. Il s'agit notamment de la diversité et de multiplicité des caractéristiques des biens, l'apparition de nouvelles caractéristiques ainsi que l'apparition de nouveaux biens. Pour différents types de consommateurs, les caractéristiques peuvent présenter certaines relations, de complémentarité par exemple. Afin de conserver l'hypothèse d'indépendance des caractéristiques et parvenir à des dimensions indépendantes, une solution possible est de restreindre -par agrégation- le nombre de caractéristiques présentant un aspect de complémentarité.

I.4.2. LE CONSOMMATEUR REPRESENTATIF

Dans ce paragraphe nous montrons l'abandon nécessaire de l'hypothèse d'un consommateur représentatif.

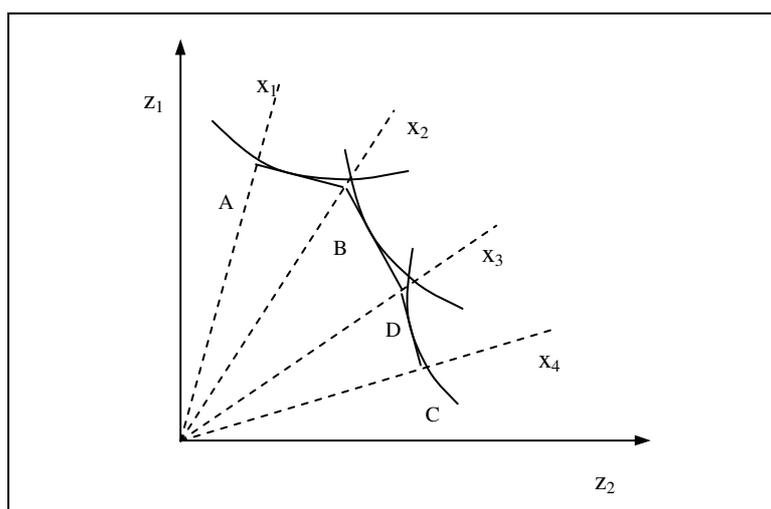
Si nous considérons, comme dans la théorie classique, qu'il existe un seul type de consommateur représentatif, compte tenu du fait que l'équilibre correspond à l'achat d'une combinaison des biens x_2 et x_3 (la partie gauche de la figure 14), il y aura donc une offre abondante des biens x_1 et x_4 . Cet excédent d'offre entraînera une diminution des prix des deux biens et permettra ainsi aux consommateurs de s'acquérir, pour le même prix, une quantité supérieure des caractéristiques z_1 et z_2 . Dès lors, les points A et D vont respectivement se déplacer vers le haut, sur les axes ox_1 et ox_4 , jusqu'à parvenir au cas illustré par la partie droite de la figure ci-dessous.

Figure 14 : Hypothèse d'un consommateur représentatif dans le modèle de Lancaster



Toutefois, même en situation d'équilibre, les consommateurs ont généralement des taux de substitution entre caractéristiques différents, ce qui correspond plus à la réalité qu'un taux de substitution unique. C'est pour cette raison qu'il paraît convenable d'éliminer l'hypothèse de consommateur représentatif. Plusieurs types de consommateurs seront ainsi à l'équilibre en des points différents de la frontière, qui reste néanmoins commune à tous (Figure 15).

Figure 15 : Plusieurs consommateurs dans le modèle de Lancaster



Par ailleurs, il est important de souligner en conclusion que le choix d'un couple quelconque des quantités des caractéristiques z_1 et z_2 appartenant à la frontière d'efficacité relève des préférences des consommateurs qui se traduit par des courbes d'indifférence différentes. Ces préférences peuvent être influencées par des facteurs subjectifs tels que la mode, la publicité,

l'image de marque, etc. Si ces aspects subjectifs des consommateurs sont ignorés, et que ceux-ci ne s'intéressent qu'à des caractéristiques mesurables, nous parlerons d'homogénéité des préférences des consommateurs, c'est-à-dire que tous les consommateurs choisiront le même bien si deux produits de qualité différente sont offerts à des prix identiques. Nous nous trouvons ainsi dans le cadre de la différenciation verticale et l'hypothèse de consommateur représentatif peut être retenue. Or, nous assistons aujourd'hui à une amélioration continue de la qualité des produits qui se traduit par une augmentation du nombre des caractéristiques contenues dans des tels produits et l'hypothèse d'homogénéité des préférences devient vite insoutenable.

II. LE CONCEPT DE « QUALITE » SELON LANCASTER

Comme expliqué au paragraphe précédent, les économistes considèrent souvent que la qualité correspond à la différenciation verticale. Ces modèles de différenciation verticale reprennent l'approche de Lancaster en posant que les individus font porter leurs préférences sur la qualité (qui constitue une caractéristique d'un bien). Comme expliqué au paragraphe précédent, la question du consommateur représentatif en terme de préférence sur les caractéristiques est évacuée. En outre, dans ces modèles la qualité est introduite par le biais d'un paramètre q (ou θ) sans que ce dernier soit explicité. Ainsi, une convention implicite est posée en considérant que « la qualité totale » d'un bien par rapport à un autre varie positivement ou négativement sans se soucier de ce que recouvre cette notion.

La figure 16 présente le raisonnement des consommateurs face au problème de la qualité défini dans l'espace des caractéristiques et auquel nous tenterons d'apporter quelques éclaircissements.

Supposons qu'un seul bien, noté i , existe sur le marché et contenant des caractéristiques z_1 et z_2 avec des proportions (a_{1i}, a_{2i}) . Supposons qu'un nouveau bien j apparaisse avec un contenu de caractéristiques (a_{1j}, a_{2j}) . Ce nouveau bien peut être introduit dans plusieurs zones différentes de l'espace des caractéristiques.

Sans se soucier pour l'instant du différentiel de prix entre les deux produits, quatre possibilités peuvent être considérées :

1. *Cadre A* : La qualité de j est supérieure à celle de i dans la mesure où $a_{1i} < a_{1j}$ et $a_{2i} = a_{2j}$ ou $a_{1i} = a_{1j}$ et $a_{2i} < a_{2j}$. Dans les deux cas le bien j sera toujours préféré par l'ensemble des consommateurs, le bien i sort du marché.

2. *Cadre C* : La qualité de j est inférieure à celle de i dans la mesure où $a_{1i} > a_{1j}$ et $a_{2i} = a_{2j}$ ou $a_{1i} = a_{1j}$ et $a_{2i} > a_{2j}$. Dans les deux cas le bien j ne pourra s'imposer sur le marché.

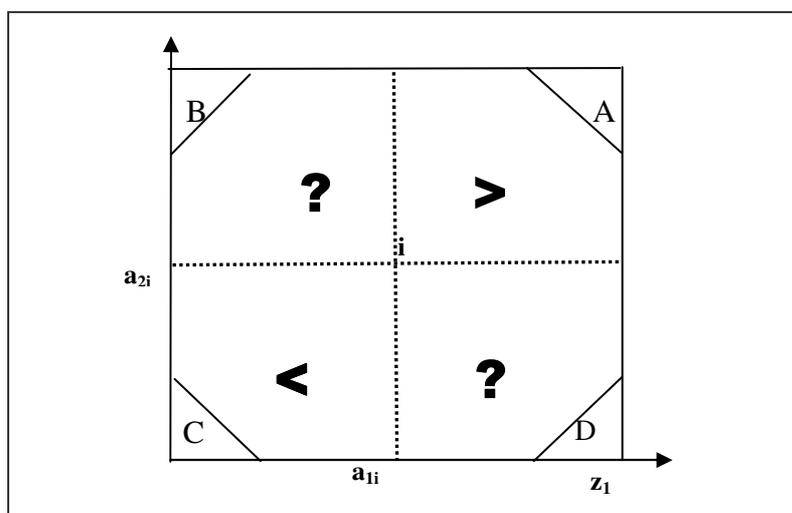
Dans ces deux cas nous dirons que la qualité d'un bien par rapport à un autre est une notion *strictement objective*. Or, soulignons que la qualité est un ensemble hétérogène de caractéristiques, chacune de ces caractéristiques pouvant varier en sens contraire lorsque l'on compare différents biens.

3. *Cadres B et D* : se sont deux zones d'indétermination où aucune conclusion ne peut être tirée puisque les caractéristiques z_1 et z_2 varient en sens contraire, soit : $a_{1i} < a_{1j}$ et $a_{2i} > a_{2j}$ ou $a_{1i} > a_{1j}$ et $a_{2i} < a_{2j}$. Aussi, le choix de tel ou tel consommateur dépendra de ses propres préférences sur le mix-caractéristiques (z_1, z_2) .

Dans ce dernier cas nous dirons que la qualité d'un bien par rapport à un autre est une notion *strictement subjective*.

Dans les deux premiers cas exposés ci-dessus, les consommateurs sont capables de déterminer quels sont les produits de meilleure qualité et les ordonner dans l'espace des caractéristiques. La notion de qualité est dans ce sens objective et donc commune pour tous les consommateurs ayant ainsi des préférences homogènes dans l'espace des caractéristiques. Toutefois, la notion de qualité dans le dernier cas étant subjective, rend plus difficile l'ordonnement des produits dans l'espace des caractéristiques. Une solution possible serait de construire un consommateur représentatif sur l'ensemble des caractéristiques. Il s'agit d'agrèger les préférences individuelles en utilisant un paramètre à chacune des caractéristiques z_i reflétant au mieux le poids qui lui est accordé par l'ensemble des consommateurs.

Figure 16 : Comparaison de contenus de produits en caractéristiques



Source : d'après Fenoglio (1997)

Ce procédé est très important pour distinguer une *caractéristique verticale* (de qualité) d'une *caractéristique horizontale* (de variété). Il est important dans ce sens de souligner que les économistes considèrent souvent que la qualité correspond à la différenciation verticale. Cette supposition est contestable dans la mesure où la frontière entre une caractéristique verticale et une caractéristique horizontale n'est pas évidente en pratique. En effet, une caractéristique horizontale est très proche d'une caractéristique verticale lorsqu'un très grand nombre de consommateurs préfèrent une caractéristique spécifique par rapport à une minorité ne souhaitant pas cette caractéristique. Cela entraîne une disposition à payer supérieure pour cette caractéristique chez une majorité des consommateurs, ce qui l'apparente à une caractéristique différenciée verticalement (Coestier et Marette, 2004). Dès lors, l'homogénéité des préférences des consommateurs est primordiale dans la distinction entre la notion de variété (différenciation horizontale) et la notion de qualité (différenciation verticale).

Aussi, la question suivante se pose : si l'hypothèse d'un consommateur représentatif est retenue même pour le cas de qualité subjective, pourquoi existe-t-il des produits de différentes qualités sur un marché ?

Il faut admettre que la qualité sur laquelle s'accordent les préférences des consommateurs constitue un agrégat moyen des différentes caractéristiques. Ainsi, si l'ensemble des consommateurs accordent leur préférences sur la variable de qualité qui différencie les produits, la contrainte budgétaire des agents (et donc les prix des produits) devient la seconde variable importante qui permet d'expliquer pourquoi les consommateurs n'achètent pas tous le même bien et, par voie de conséquence, pourquoi apparaissent et disparaissent des produits sur le marché. En outre, ceci permet de segmenter les consommateurs en fonction de leurs préférences et de leur disposition à payer. Il s'agit d'une différenciation des consommateurs par le revenu (et donc de contrainte budgétaire).

En conclusion, nous dirons que cette nouvelle définition de la qualité lancée par Lancaster est extrêmement pertinente. Elle nous a semblé compatible avec le cadre de notre travail. En effet, au vu des caractéristiques des produits sur le marché français de la téléphonie mobile, nous serons amenés à aborder les concepts de caractéristiques verticales et de caractéristiques horizontales. Or, dans la théorie des indices, rares sont les méthodes empiriques qui permettent de prendre en compte explicitement de ces deux dimensions. L'approche générale combinant les deux types caractéristiques de qualité et de variété est le modèle hédonique.

SECTION II : METHODES ET APPLICATION DES PRIX HEDONIQUES

Dans cette section nous nous intéressons aux applications empiriques de la théorie de Lancaster. Ces applications empiriques sont basées sur la *méthode des prix hédonique* mise au point par Court (1939), avec comme terrain d'application, le marché américain de l'automobile. Le principe de base de cette technique consiste à opérer une régression du prix observé d'un bien sur l'ensemble des caractéristiques qui le composent. En 1974, Rosen a proposé un modèle, simplifiant le modèle de Lancaster et permettant d'utiliser les calculs marginaux sur les équations hédoniques. Grâce à cette nouvelle technique, l'auteur a mis en évidence le moyen d'établir des fonctions d'offre et de demande pour les caractéristiques. Le fait de pouvoir travailler sur la structure implicite des biens a encore élargi les champs d'application de cette méthodologie hédonique.

Cette section étudie l'économétrie et les applications des prix hédoniques notamment dans la théorie des nombres indices.

I. CALCULS ET INTERPRETATIONS DES EQUATIONS DE PRIX HEDONIQUES

Le modèle de suppose que les préférences du consommateur sont définies par rapport à l'espace des caractéristiques définissant les produits au lieu de l'espace de produits direct. La méthode des prix hédoniques est l'application empirique du modèle de Lancaster. Les régressions hédoniques ont l'avantage de préciser la nature du lien qui existe entre le prix et les caractéristiques intrinsèques d'un bien. En d'autres termes, elles fournissent un rapport qualité/prix pour chaque période de temps donnée.

Le terme *hédonique* est sensé représenter le prix que sont prêts à payer les consommateurs juste pour leur « plaisir ». Nous généralisons l'emploi de l'adjectif hédonique pour désigner toutes les notions mises en rapport avec une vision de marché en terme de caractéristiques.

Ainsi, une régression hédonique est une représentation de la relation entre le prix et les spécifications d'un bien, ou encore du rapport qualité/prix.

Dans cette partie, après avoir établi les différentes étapes de la construction d'une équation de prix hédoniques, nous aborderons la question particulièrement délicate de l'interprétation économique des estimations où comme on va le voir, les avis divergent largement.

I.1. PRINCIPE DE LA METHODE

Nous proposons dans cette partie une description détaillée de la méthode empirique des prix hédoniques. Rappelons que la méthode s'inscrit à part entière comme application empirique de l'approche de Lancaster. Comme préalablement expliqué, l'hypothèse fondamentale de cette approche est que les agents économiques raisonnent en considérant les caractéristiques intrinsèques des biens, plutôt que les biens eux-mêmes.

I.1.1. CHOIX DES CARACTERISTIQUES PERTINENTES

Le principe de la méthode consiste à opérer une régression du prix d'un bien sur les différentes caractéristiques de celui-ci. C'est-à-dire que sont mises en relation les variations du prix d'un bien et les variations des caractéristiques correspondantes. De cette manière, il est possible d'estimer la contribution moyenne de chaque caractéristique sur la variation du prix. Le choix des caractéristiques à inclure dans la régression se révèle dans ce sens une étape délicate.

Pour y parvenir, il faut d'abord dégager parmi l'ensemble des biens un groupe possédant la plupart de leurs caractéristiques en commun dans des quantités différentes, c'est-à-dire un groupe de biens étroitement substituables¹⁷¹. La détermination de l'ensemble des caractéristiques pertinentes susceptibles d'expliquer le prix du produit est toutefois une tâche délicate. Afin d'obtenir une corrélation correcte entre les prix et les caractéristiques, celles-ci

¹⁷¹ Chamberlin (1926) dans son modèle de concurrence monopolistique a utilisé la théorie de Lancaster pour définir un « groupe de biens concurrents ». Ce concept de « groupe de biens » a été développé par plusieurs auteurs qui distinguent les caractéristiques centrales exclusivement particulières à un groupe des caractéristiques dispersées. Ainsi, le groupe de biens concurrents ou étroitement substituables est défini par une hiérarchisation des caractéristiques. Aussi, « l'usage » du produit qu'en fait l'utilisateur est essentiel dans la détermination d'un groupe de Chamberlin.

doivent être choisies selon l'importance de leur pouvoir explicatif¹⁷². Nous distinguons deux types de caractéristiques : des caractéristiques générales qui décrivent le produit lui-même et des caractéristiques spécifiques qui décrivent plutôt l'environnement du produit. Ainsi, le choix des caractéristiques peut porter sur le fait qu'elles soient continues ou binaires, correspondant à des critères objectifs ou subjectifs.

La multicolinéarité entre les caractéristiques est un problème très courant dans les méthodes hédoniques. Certains tests tels que celui de Student, de Fisher ou du χ^2 permettent de détecter ce problème en reflétant le degré d'indépendance entre les caractéristiques. Une solution possible serait de réduire au maximum la complexité des caractéristiques prises en compte. Ainsi, la multicolinéarité peut être relativement réduite de manière à ne pas déformer l'information contenue dans les caractéristiques. Un autre problème susceptible d'affecter sérieusement les résultats de l'estimation est l'omission des caractéristiques. En ce qui concerne les prix, le plus souvent ce sont ceux observés sur les marchés qui sont retenus. Certains auteurs comme Rosen (1974), ont suggéré d'appliquer une transformation de Box-Cox sur les données afin de réduire les biais dus aux oublis et aux observations marginales.

L'étape suivante consiste à déterminer une forme structurelle et une méthode de régression adéquate aux données retenues.

I.1.2. CHOIX DE LA FORME FONCTIONNELLE DE LA REGRESSION

L'estimation d'équations hédoniques pose le problème du choix d'une forme fonctionnelle, lequel déterminera la qualité des résultats. D'habitude, le choix de la forme structurelle de l'équation se limite aux modèles linéaires, semi-logarithmique et bilogarithmique. Dans tous les cas, le but recherché sera d'atteindre la meilleure corrélation possible entre prix et caractéristiques.

Les différentes formes fonctionnelles se définissent ainsi :

- modèle linéaire : $p_i = \alpha_0 + \sum_{j=1}^n \alpha_j z_{ij}$
- modèle semi-logarithmique : $\ln p_i = \alpha_0 + \sum_{j=1}^n \alpha_j z_{ij}$

¹⁷² Le choix des caractéristiques pose les mêmes difficultés dans la technique hédonique que dans le modèle de Lancaster. Ce dernier n'a pas approfondi ce point.

- modèle semi-logarithmique inverse : $p_i = \alpha_0 + \sum_{j=1}^n \alpha_j \ln z_{ij}$
- modèle logarithmique : $\ln p_j = \alpha_0 + \sum_{j=1}^n \alpha_j \ln z_{ij}$

avec p le prix, z valeurs des caractéristiques, et α_0, α_j les paramètres à estimer.

Les équations entièrement ou partiellement logarithmiques présentent l'avantage des raisonnements en termes de pourcentage. C'est-à-dire que par la méthode des moindres carrés, ce sont les carrés des écarts à la moyenne, en pourcentage, et non pas les écarts absolus, qui sont minimisés. Le modèle semi-logarithmique (contrairement au modèle entièrement logarithmique) peut prendre en charge des situations dans lesquelles une ou plusieurs caractéristiques sont égales à zéro. Ceci est essentiel lorsque de nouvelles caractéristiques font leur apparition au cours de la période d'observation (Diewert (2001)). En outre, en introduisant une relation multiplicative, plutôt qu'additive, entre les variables dépendantes et indépendantes, cette forme fonctionnelle est donc préférée à la linéarité, ce que confirment tous les résultats empiriques.

Une transformation Box-Cox peut être un élément déterminant de la structure de l'équation. Le modèle est choisi en fonction du meilleur ajustement des données à l'aide d'un test sur la valeur λ de la fonction Box-Cox. Le paramètre λ définit le type de la fonction utilisée. Le modèle Box-Cox s'écrit ainsi :

$$p_i^\lambda = \alpha_0 + \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} z_{ij}$$

La transformation Box-Cox se définit ainsi :

$$p_i^\lambda = \begin{cases} \frac{p_i^\lambda - 1}{\lambda} & \text{si } \lambda \neq 1 \\ \ln p_i & \text{si } \lambda = 1 \end{cases}$$

Le choix entre séries temporelles et coupes instantanées reste, quant à lui, libre et dépend essentiellement du but de l'étude. En coupes instantanées, il s'agit de distinguer un groupe de biens suffisamment proches, de choisir les caractéristiques représentatives, de quantifier ou spécifier celles-ci pour chaque bien, d'observer les prix de tous les biens pour une période donnée et d'opérer une régression des prix sur les caractéristiques. L'équation obtenue est représentative d'un produit générique, c'est-à-dire de plusieurs variétés très proches. En séries

temporelles, il est possible d'obtenir le prix hédonique d'un bien unique, en observant son prix et l'évolution de ses caractéristiques au cours de plusieurs périodes. Dans ce cas il est habituel d'ajouter une variable binaire ou dummy par période, ne serait-ce que pour prendre en compte les différences dans le niveau général des prix, selon les périodes.

En résumé, il n'existe pas de formulation théorique précise des fonctions de prix hédoniques. Les auteurs sont souvent contraints à se fier aux résultats empiriques pour le choix d'une forme structurelle.

La dernière étape consiste à interpréter les principaux résultats des régressions hédoniques.

I.2. INTERPRETATION DES EQUATIONS DES PRIX HEDONIQUES

Les coefficients estimés sont souvent désignés sous la forme de prix implicites des caractéristiques, et cette notion sous-entend l'existence de marchés de caractéristiques.

D'un point de vue statistique, dans une régression où la méthode MCO (moindre carrés ordinaires) est utilisée, les coefficients estimés, sous certaines hypothèses, montrent l'effet d'une variation d'une caractéristique sur le prix, toutes choses étant égales par ailleurs. La théorie hédonique fournit toutefois deux points de vue permettant d'interpréter les estimations économétriques, celui de l'offre et celui de la demande.

Le premier type d'interprétation se situe dans le cadre de la production des ménages, et donc du côté de la demande. Dans ce cas, les coefficients peuvent être appréhendés comme représentant le prix que sont prêts à payer les consommateurs pour avoir une unité de caractéristique en plus. Ce prix implicite de demande correspond à l'utilité marginale obtenue par la consommation d'une unité supplémentaire de caractéristique. Il faut noter à ce niveau que l'estimation d'une équation de prix hédoniques suppose une structure des préférences communes à tous les consommateurs (préférences homogènes). De façon similaire, en supposant que tous les producteurs ont la même fonction de coût, les coefficients estimés peuvent alors, dans une seconde optique, être représentatifs du coût moyen de production de chaque caractéristique. Nous parlerons dans ce cas des coûts implicites ou prix implicites d'offre.

Les développements de la théorie hédonique ont ensuite conduit à une autre interprétation selon laquelle un paramètre peut être interprété à la fois comme un prix offert et un prix demandé. Cette interprétation suppose que chaque marché implicite est dans une situation d'équilibre de concurrence pure et parfaite. L'interprétation sous cette hypothèse se fera en termes des coûts de production et en termes d'utilité comme deux moyens complémentaires.

Le résidu est aussi un élément très important de l'équation, sa valeur est souvent une information très pertinente. L'interprétation la plus courante consiste à considérer le résidu comme une estimation de la valeur de la qualité subjective non prise en compte par les variables utilisées dans l'estimation. En effet, certaines caractéristiques de qualité sont subjectives et donc difficilement mesurables et seront, de ce fait, non prises en compte dans l'estimation hédonique. Le résidu renseigne par défaut sur la contribution de ce type de caractéristiques à la formation du prix.

II. LE CADRE THEORIQUE DES REGRESSIONS DES PRIX HEDONIQUES

Rappelons que le principal point de notre recherche concerne la construction d'indices de prix non biaisés. Nous étudions dans cette partie les problèmes liés aux variations de la qualité des produits. Comme préalablement montré à la section précédente, les méthodes classiques d'ajustement d'indices ne permettent pas de prendre en compte de manière adéquate ces variations de qualité. Rappelons que certaines méthodes d'ajustement de qualité (telles que le remplacement en équivalent) permettent de prendre en compte les substitutions entre deux produits ayant quasiment les mêmes spécifications intrinsèques. D'autres méthodes (tel que remplacement en dissemblable) permettent, quant à elles, de prendre en compte les substitutions entre produits très voisins en termes d'utilité mais ayant des spécifications intrinsèques très différentes.

La méthode hédonique permet de simplifier l'analyse dans la mesure où elle fournit une évaluation explicite et quantifiable de la qualité.

Waugh (1928) est le premier économiste à avoir introduit des mesures de la qualité dans l'explication des prix. Andrew Court en 1939 a ensuite défini les premières équations de prix hédoniques pour étudier les changements dans la qualité des biens. Nous allons commencer par exposer sa technique, pour poursuivre ensuite avec les développements ultérieurs menés en grande partie par Zvi Griliches dans les années 1960, 70 ainsi que ceux de Sherwin Rosen en 1974.

II.1. LES TRAVAUX D'ANDREW COURT : PRIX CORRIGES DES CHANGEMENTS DE LA QUALITE

Court étudie les indices de prix permettant de refléter les variations de qualité des biens ainsi que les mouvements de prix purs. L'auteur propose une méthode assez simple qui isole l'effet de variations de la qualité de l'effet de prix pur, à partir de l'exemple des équations

hédoniques sur le marché de l'automobile aux Etats-Unis dans les années 1930. Court commence par estimer simultanément une équation de prix hédoniques en coupes instantanées pour une année, et la même chose pour une seconde période adjacente, mais avec l'introduction d'une variable binaire temporelle¹⁷³ dans l'équation. Cette variable est nulle la première année et égale à un pour la deuxième.

L'auteur pose ensuite l'hypothèse fondamentale selon laquelle, le coefficient de chacune des caractéristiques de l'échantillon retenu est constant sur les deux périodes, puis il combine les deux équations de coupes instantanées pour en obtenir une seule qu'il considérera comme valide pour les deux années considérées. L'élément important de cette unique équation est en fait le coefficient de la variable binaire temporelle, que Court interprète comme une évaluation de la variation du prix moyen non expliquée par les variations de caractéristiques, c'est à dire par le changement de qualité. Le coefficient de ce résidu est représentatif de l'effet prix pur.

A partir de l'équation hédonique établie pour une période donnée, et donc à partir d'une relation qualité/prix particulière, il est possible, selon Court, d'extrapoler le prix de certains biens sur la base du rapport qualité/prix de la période de référence. Ainsi avec l'évaluation de ce que nous pouvons désigner comme des prix à qualité constante¹⁷⁴, il est possible de dégager une approximation de l'évolution du prix corrigé des variations de qualité dans le temps. Cette technique permet, en effet, d'estimer le prix d'un nouveau produit proposé à la période courante t s'il était vendu à la période de base $t-1$ (de façon similaire, d'estimer le prix d'un produit qui existait à t mais qui n'est plus disponible à $t+1$). La méthode hédonique permet ainsi d'estimer le montant en plus ou en moins que doit dépenser un consommateur pour compenser (en termes d'utilité) les variations de qualité qui ont eu lieu depuis la période de base.

Considérons deux périodes consécutives. Pour chacune d'elles nous avons le prix de marché du bien i observé en période t , p_i^t et le prix de marché du bien observé en période $t+1$, p_i^{t+1} . L'équation hédonique estimée en coupe instantanée pour la période t est de la forme :

$$p_i^t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} z_{ij}^t$$

¹⁷³ Cette variable binaire, reflète, par exemple, les variations du niveau général des prix, ou plus généralement, tout changement conjoncturel important.

¹⁷⁴ Ce "prix à qualité égale" désigne un prix estimé sur la base d'un rapport qualité/prix constant.

avec $\alpha_0, \alpha_{i1}, \alpha_{i2}, \dots, \alpha_{in}$, obtenus par la méthode MCO. Cette relation fournit le rapport qualité/prix de référence. Les paramètres représentant les coefficients des caractéristiques sont supposés constants sur les deux périodes t et t+1. Nous pouvons ainsi, grâce à l'équation hédonique ci-dessus, établir un prix à qualité égale pour la seconde période, soit \hat{p}_i^{t+1} . Pour y parvenir, il suffit de remplacer les caractéristiques de qualité de la période t dans l'équation ci-dessus par les caractéristiques moyennes de la qualité du bien i pour la période t+1. Ainsi nous pouvons calculer :

$$\hat{p}_i^t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} z_{ij}^{t+1}$$

Au final, il est possible d'isoler les deux effets simultanés de la variations du prix (effet qualité et effet prix) entre les deux périodes t et t+1 :

- $p_i^{t+1} - \hat{p}_i^{t+1}$ (ou encore $p_i^{t+1} / \hat{p}_i^{t+1}$) : mesure l'effet prix pur qui correspond à la variation de prix non due à une variation de la qualité,
- $p_i^t - \hat{p}_i^{t+1}$ (ou encore p_i^t / \hat{p}_i^{t+1}) : mesure l'effet de variation de la qualité qui correspond à la variation de prix due à la modification du produit.

L'originalité de la méthode consiste ainsi en une évaluation explicite de la variation de la qualité séparément de la variation du prix pure. Toutefois, une critique peut être adressé à la méthode. Les produits peuvent être modifiés au cours du temps ou de nouveaux biens peuvent apparaître sur le marché. L'hypothèse de stabilité temporelle des coefficients estimés peut devenir caduque si une nouvelle caractéristique apparaît (de manière similaire, une caractéristique disparaît) dans la relation prix-caractéristiques (ou prix/qualité).

Si les périodes considérées sont très proches et peu nombreuses, cela peut ne pas poser de problème. Par contre, sur plusieurs périodes, il est fort probable que la qualité des biens existants initialement change, et que de nouveaux biens substituables apparaissent sur le marché. Il s'agit dans de tels cas de vérifier si les biens des différentes périodes sont comparables ou non. Si tel n'est pas le cas, il paraîtrait difficile de maintenir l'hypothèse de stabilité des coefficients dans le temps puisque le prix moyen et la qualité moyenne changeraient d'une période à l'autre¹⁷⁵.

¹⁷⁵ Une idée maintenant admise dans le cadre d'études sur l'automobile, est que les goûts et préférences des consommateurs sont plus directement reflétés par les prix pratiqués sur les marchés d'occasion que par les prix de première main, quasiment entièrement décidés par les producteurs. Les résultats empiriques, déjà tout

Néanmoins, certains tests économétriques classiques permettront de vérifier la validité de l'hypothèse que nous venons de discuter.

II.2. LES TRAVAUX DE ZVI GRILICHES : STRATEGIES DE PRIX ET DE QUALITE DES FIRMES

« My own view is that what hedonic approach tries to do is to estimate aspects of the budget constraint facing consumers, allowing thereby the estimation of 'missing' prices when quality change. It is not in the business of estimating utility functions per se, though it can also be useful for these purposes....what is being estimated is the actual locus of intersection of the demand curves of different consumers with varying tastes and the supply curves of different producers with possible varying technologies of production. One is unlikely, therefore to be able to recover the underlying utility and cost functions from such data alone, except in very special circumstances. »

Griliches 1988, p.120

Environ vingt ans après Court, Griliches a très activement travaillé sur la mesure des changements de qualité par la méthode hédonique (Griliches, 1961 ; 1971 ; 1988 ; 1990...). Son objectif est de mesurer l'évolution des prix non biaisée par les variations de la qualité. Griliches a reconsidéré l'interprétation des coefficients estimés des caractéristiques dans les régressions hédoniques, en remettant en cause l'interprétation faite dans le cadre de la théorie du consommateur au profit de celle faite de point de vue de l'offre. La notion de prix implicites désirés par les consommateurs est ainsi remise en cause. Les prix hédoniques sont désormais de bons indicateurs des stratégies de prix des firmes. En effet, selon Griliches, les régressions hédoniques sont supposées nous informer sur les stratégies des firmes non seulement en terme de prix, mais aussi en terme de qualité, et ceci, sans aucune considération des goûts et préférences des consommateurs. Le pouvoir de décision sur les prix est entièrement attribué aux firmes. Certaines propriétés doivent, elles aussi, être reconsidérées, notamment celle de substitution entre produits. Deux biens très proches en termes de caractéristiques sont substituables, mais ils le sont, dans l'approche de Griliches, du point de vue de la production et non plus de la consommation.

à fait correctes dans les cas les plus simples traités sur les marchés d'occasion, peuvent de plus, être complétés par l'introduction de variables particulières. Par exemple, en 1971, Robert Hall, a introduit un indice hédonique de dépréciation du bien, obtenant ainsi des résultats beaucoup plus précis. Dans le même temps Griliches incorporait une variable représentant le coût d'utilisation des automobiles, en l'occurrence le prix de l'essence. Il a ainsi montré que l'hypothèse de stabilité des préférences des consommateurs pouvait être retenue dans le cas particulier du marché qu'il étudiait.

Le résidu d'une régression hédonique peut être assimilé à l'évaluation des services non marchands implicitement reçus par le consommateur.

Avant de continuer l'illustration de l'approche de Griliches, il est important de souligner à ce stade sa contribution au regard de la méthode de prix hédoniques. Griliches certifie que, *si les coefficients estimés sont interprétés comme le coût plus le mark-up¹⁷⁶ désiré par les firmes pour chaque caractéristique, dans ce cas, les coefficients ne seront sans doute pas constants dans le temps*. En effet, si les marchés de facteurs correspondants ne sont pas stables, les coefficients estimés varieront probablement dans le temps. A partir de cette critique à l'approche de Court, Griliches et plusieurs autres économistes (contribuant au survey de 1971) ont ainsi essayé d'établir d'autres méthodes que celle proposée par Court pour appréhender la question de l'évolution des prix corrigés des changements de qualité, ainsi que la question des stratégies des firmes¹⁷⁷.

En ce qui concerne les stratégies des firmes en terme de prix, leur diversité certaine compromet largement la technique en coupes instantanées même avec une pondération par les parts de marché. Par contre, une estimation en séries temporelles pour chaque firme permet de mettre en évidence, selon Griliches, l'évolution et la stratégie de prix et de qualité d'une seule firme.

Généralement, la modification par une firme de la qualité de ses produits peut s'insérer dans le cadre de l'une des trois stratégies suivantes :

- une observation ou anticipation d'une variation dans les goûts et préférences des consommateurs,
- un changement dans les techniques de production, ou variation des prix des facteurs,
- une stratégie offensive (ou défensive) de gains de parts de marché.

Pour mesurer les variations de qualité moyenne d'un type de produit, il suffit d'estimer une équation hédonique en coupes instantanées pour plusieurs périodes consécutives, et observer l'évolution des coefficients. Pour une firme donnée, la comparaison entre l'équation estimée en séries temporelles et les différentes équations de coupes instantanées permet, de la même manière que pour les prix, d'évaluer l'écart par rapport à la qualité moyenne. La variation de

¹⁷⁶ marge sur coût de revient = Montant ajouté au coût de revient d'un article en vue de déterminer son prix de vente ou prix de détail initial.

cet écart fournit en général une bonne idée de la stratégie adoptée par la firme en termes de qualité. Une application empirique de l'approche de Griliches pour le secteur automobile a été effectuée par Dhrymes (1967). L'auteur a montré que les prix implicites des caractéristiques étaient significativement différents selon les constructeurs. Ces écarts entre les coefficients peuvent traduire des structures de coûts propres à chaque constructeur. Ils peuvent également refléter des politiques de prix hétérogènes des constructeurs, c'est-à-dire des stratégies tarifaires différentes sur les marchés (Piriou, 1992).

Griliches (1971), s'est aussi intéressé à une autre question importante dans les méthodes de prix hédoniques : la détermination des caractéristiques pertinentes d'un produit. C'est l'étape la plus importante mais aussi la plus délicate dans l'estimation¹⁷⁸. Il n'y a pas vraiment de lignes directrices à suivre pour savoir quelles caractéristiques doivent être incluses. Griliches (1971, p.5) donne pourtant le précieux conseil : "*...a characteristic and its price are important only to the extent that they capture some relevant fraction of the market*". Si une nouvelle variété de produit avec une nouvelle caractéristique apparaît et capte seulement une part marginale du marché, l'introduction de cette nouvelle caractéristique dans les régressions hédoniques doit être effectuée avec précaution¹⁷⁹.

II.3. LES TRAVAUX DE SHERWIN ROSEN : REGRESSIONS HEDONIQUES EN TERMES D'EQUILIBRE DU MARCHE

Comme préalablement expliqué, les coefficients de la régression de prix hédoniques peuvent être interprétés de point de vue du consommateur (Court) mais aussi de point de vue de l'offre (Griliches). Il existe toutefois d'autres interprétations. Les coefficients des régressions hédoniques peuvent aussi être vus comme des élasticités de la qualité par rapport aux quantités de caractéristiques incorporées dans le bien. Ou encore, les variations de la qualité sont en quelque sorte représentatives de la variation du bien être social en termes monétaires.

¹⁷⁷ Griliches, dans ses travaux sur les prix hédoniques, s'est surtout attaché aux marchés des facteurs de production (travail et surtout capital) afin d'obtenir des conclusions sur les variations de productivité des facteurs.

¹⁷⁸ Si quelqu'un demande à plusieurs personnes quelles sont les plus importantes fonctions d'un logiciel quelconque, certaines fonctions vont être mentionnées plus souvent que d'autres, reflétant non seulement l'importance de ces fonctions mais aussi que les utilisateurs les valorisent différemment. De plus, tous les utilisateurs ne partagent pas les mêmes informations sur les capacités de certains produits et leurs fonctionnalités.

¹⁷⁹ La raison pour laquelle une telle caractéristique ne peut pas être simplement écartée de l'équation hédonique, est que dans certains cas, des caractéristiques (ou des variétés de produits) peuvent apparaître sur le marché ciblant une catégorie précise et restreinte de consommateurs. Pour limiter l'influence de telles observations marginales sur les résultats, une solution possible serait de pondérer les observations par les ventes.

Le problème de l'interprétation théorique des coefficients d'une régression de prix hédoniques reste ainsi posé.

Rosen (1974) développe *un modèle hédonique théorique* pour les biens durables faisant apparaître une nouvelle interprétation des coefficients estimés. Selon Rosen, la relation établie entre le prix et les caractéristiques d'une catégorie de biens serait en fait, à la fois en fonction de l'équilibre des consommateurs (utilité maximale), et de celui des producteurs (profit maximum), reflétant ainsi les conditions d'équilibre global du marché.

Nous exposons dans la suite de ce travail le modèle de Rosen compte tenu de son importance comme support théorique aux méthodes de prix hédoniques.

II.3.1. LES HYPOTHESES DU MODELE

L'idée fondamentale de Rosen est d'essayer d'identifier une fonction d'offre et de demande pour chaque caractéristique à partir d'équations hédoniques particulières. L'auteur introduit donc à part entière, la notion de marchés implicites, qu'il suppose similaires, dans le fonctionnement, à des marchés de biens. Rosen montre que la relation hédonique, existant entre le prix et les caractéristiques d'un bien générique représente l'ensemble des équilibres du marché. Il s'agirait d'un paramètre communément pris en compte dans la maximisation de l'utilité des consommateurs sous contrainte de revenu, et dans celle du profit des firmes sous contrainte de budget. Le modèle présente certaines difficultés mathématiques mais fournit surtout un cadre original pour l'analyse de l'équilibre des agents sur un marché.

L'idée d'essayer d'identifier des courbes d'offre et de demande de caractéristiques dans le cadre de la technique hédonique repose sur deux hypothèses fondamentales.

La première hypothèse est que les caractéristiques sont échangées sur des marchés implicites. C'est-à-dire que de façon similaire aux produits, chacune de ces caractéristiques possède une fonction d'offre et de demande propre. Ainsi, si le prix implicite d'une caractéristique augmente, la quantité demandée de cette caractéristique diminuera, et inversement pour l'offre. Ce postulat a clairement et précisément été posé par Rosen.

La deuxième hypothèse fondamentale est que les marchés implicites sont parfaitement concurrentiels. Un producteur, par sa décision de production personnelle, ne peut pas influencer sur le niveau de prix courant d'un bien observé sur le marché. Il en va de même pour un consommateur individuel. En avançant le fait que l'offre est suffisamment concurrentielle, la prévision d'une relation stable entre prix et caractéristiques est parfaitement fondée. Cette hypothèse de concurrence pure et parfaite sur les marchés implicites permet à Rosen de

décrire l'équilibre sur chaque marché de caractéristiques, pour dégager et identifier les fonctions d'offre et de demande implicites correspondantes.

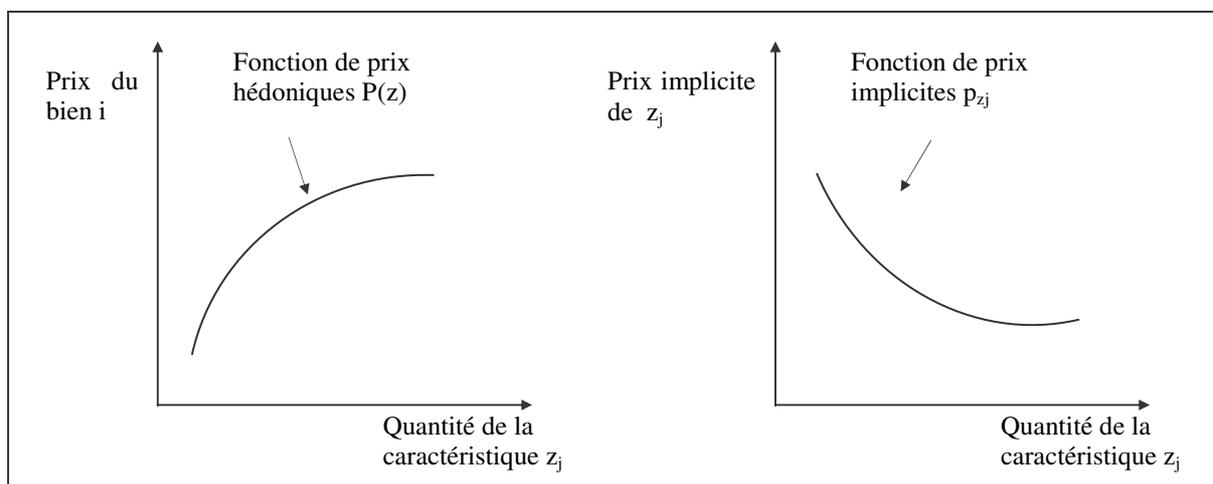
II.3.2. EXPOSE DU MODELE THEORIQUE

Soit un bien i composé par le vecteur de caractéristiques $z_j = (z_1, z_2, \dots, z_k)$ avec z_j ($j=1, \dots, k$) la quantité de la caractéristique j . Ainsi, le prix du bien i est déterminé par une combinaison des différentes caractéristiques qui le composent. On note

$$P=P(z)$$

Le prix P de la propriété est fonction du vecteur des valeurs des caractéristiques z_j . Cette fonction est dite *fonction de prix hédonique* ; « hédonique » parce qu'elle est déterminée par les différentes qualités d'un bien différencié et le « plaisir » (l'utilité en termes économiques) que ces caractéristiques apportent au consommateur. Afin d'illustrer cette fonction de prix hédonique, considérons que toutes les caractéristiques du produit sont fixées, sauf une. Le vecteur des valeurs des caractéristiques s'écrit alors : $z_j = (z_1, \bar{z}_2, \dots, \bar{z}_k)$. Autrement dit, les différentes caractéristiques sont maintenues constantes lorsque z_1 varie.

Figure 17 : Prix hédonique et prix implicite d'une caractéristique z_j



Comme le montre la partie gauche de la figure 17, l'évolution de la fonction de prix hédoniques indique qu'un produit comportant une plus grande quantité de la caractéristique z_1 est plus coûteux. Notons aussi que le prix marginal d'une unité supplémentaire de cette caractéristique n'est pas constant. En effet, un consommateur est généralement disposé à payer plus pour un produit offrant une quantité supplémentaire d'une caractéristique spécifique (z_1 dans notre cas), toutes choses étant égales par ailleurs. Cette fonction est dite

fonction de prix implicite ; « implicite » parce que le prix de la caractéristique z est révélé par le prix qu'un consommateur est disposé à payer pour le produit i lui-même. La partie droite de la figure 17 montre que le prix implicite d'une caractéristique (le prix supplémentaire payé pour bénéficier d'une unité supplémentaire de z_1) est une fonction décroissante de sa quantité.

Algébriquement, le prix implicite d'une caractéristique j est la dérivée partielle de la fonction du prix hédonique $P(z)$ par rapport à z_j :

$$p_{z_1}(z_1, \bar{z}) = \frac{\partial P(z)}{\partial z_1}.$$

Rosen suppose que la fonction de prix hédonique $P(z)$ émerge de l'interaction de l'offre et de la demande et représente ainsi l'équilibre du marché.

○ *Du côté de la demande*

Le modèle de Rosen suppose que le consommateur définit ses préférences à travers les différents biens proposés sur le marché. Ces préférences peuvent être représentés par la fonction d'utilité :

$$U(z_j, x)$$

avec z est le vecteur des quantités des caractéristiques du bien i et x l'ensemble des autres biens sur le marché. A des fins de simplification, Rosen normalise le prix de ces biens à l'unité. Le consommateur va maximiser son utilité, sous une contrainte de budget :

$$\begin{cases} \max U(z_1, \bar{z}, x) \\ s/c \quad R = x + P(z) \end{cases}$$

avec R le revenu du consommateur. La résolution de ce programme par le Lagrangien permet de donner la condition du premier ordre suivante :

$$\frac{\partial P(z)}{\partial z_1} = \frac{\partial U / \partial z_1}{\partial U / \partial x} = \frac{U_{z_1}}{U_x} = p_{z_1}(z_1, \bar{z})$$

avec U_{z_1} est la dérivée partielle de la fonction d'utilité par rapport à la caractéristique z_1 . Elle représente l'utilité supplémentaire obtenue par l'achat d'une unité supplémentaire de la caractéristique z_1 , toutes choses étant égales par ailleurs. U_x est la dérivée partielle de la

fonction d'utilité par rapport au bien composite x . Finalement, p_{z_1} est la dérivée partielle de la fonction de prix hédonique par rapport à z_1 . Il s'agit de la fonction de prix implicite.

Dans une deuxième étape, Rosen introduit une fonction de demande compensée θ , c'est-à-dire, à revenu réel constant (U et R étant donnés), dont la pente n'est autre que le ratio des utilités marginales ou encore le taux marginal de substitution, U_{z_1}/U_x . La fonction de demande compensée (*bid function*) s'écrit :

$$\theta = \theta(z_1, \bar{z}; u, R)$$

La valeur accordée par le consommateur à l'ensemble (z_1, \bar{z}) dépend de ses dépenses pour les autres biens x ainsi que de son revenu R . Cette valeur θ (appelée *bid*) s'écrit :

$$\theta = R - x$$

En faisant varier z_1 , les différentes valeurs de θ , fournissent une série de courbes d'indifférence. La dérivée partielle de la fonction θ par rapport à la caractéristique z_1 représente le taux marginal de substitution entre une unité de z_1 et une unité de monnaie, ce qui détermine la *disposition à payer* du consommateur pour cette caractéristique. Ainsi, la fonction de demande compensée représente le montant maximum qu'un consommateur est disposé à payer pour un bien i composé des caractéristiques z afin d'atteindre un niveau d'utilité U donné avec son revenu R .

L'équilibre est réalisé quand le prix maximum qu'est prêt à payer un consommateur pour un ensemble de caractéristiques est égal au prix minimum qu'il peut trouver sur le marché :

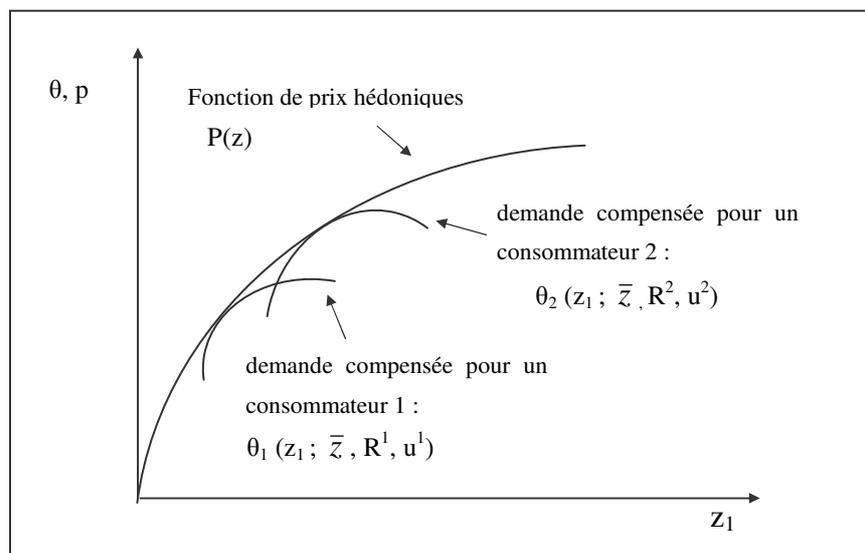
$$\theta(z; u, R) = P(z)$$

La condition d'équilibre peut alors s'écrire :

$$\frac{d\theta(z; u, R)}{dz_1} = \frac{dP(z)}{dz_1} = p_{z_1}$$

Ainsi, la fonction de demande compensée représente le montant qu'un consommateur est disposé à payer pour différents niveaux de la caractéristique z_1 ; la fonction de prix hédonique fournit le prix minimal que le consommateur doit payer sur le marché pour acquérir différents niveaux de z_1 .

Figure 18 : équilibres de plusieurs consommateurs dans le modèle de Rosen



Le consommateur maximise son utilité en choisissant la fonction de demande compensée (la plus faible) de telle sorte qu'elle soit tangente à la fonction de prix hédonique. Le point de tangence entre les deux courbes définit le panier de caractéristiques du bien i qui remplit la condition de premier ordre d'un choix optimal. Or, les consommateurs ont des origines socio-économiques différentes et n'ont pas le même revenu. Nous devons ainsi s'attendre à ce que les courbes de demande compensée diffèrent entre ces consommateurs (Figure 18).

○ Du côté de l'offre

Suivant une démarche équivalente, expliquons maintenant le programme du producteur proposé par Rosen. Le producteur postule une fonction d'offre dépendant des caractéristiques intrinsèques du bien et des conditions de coûts telles que le prix des facteurs de production et la technologie. La fonction coût c s'écrit :

$$c(\tilde{z}, z; b)$$

avec \tilde{z} le nombre d'ensemble de caractéristiques z , c'est-à-dire le nombre des biens vendus par la firme et b un vecteur représentant le prix des facteurs de production et les paramètres de la fonction de production. La firme cherche à maximiser son profit :

$$\text{Max } \pi = \tilde{z} \cdot P(z) - c(\tilde{z}, z; b)$$

De manière similaire, Rosen établit une *fonction d'offre compensée* ϕ décrivant le prix minimum que le producteur est prêt à accepter pour vendre une unité supplémentaire de la caractéristique z_i à profit constant :

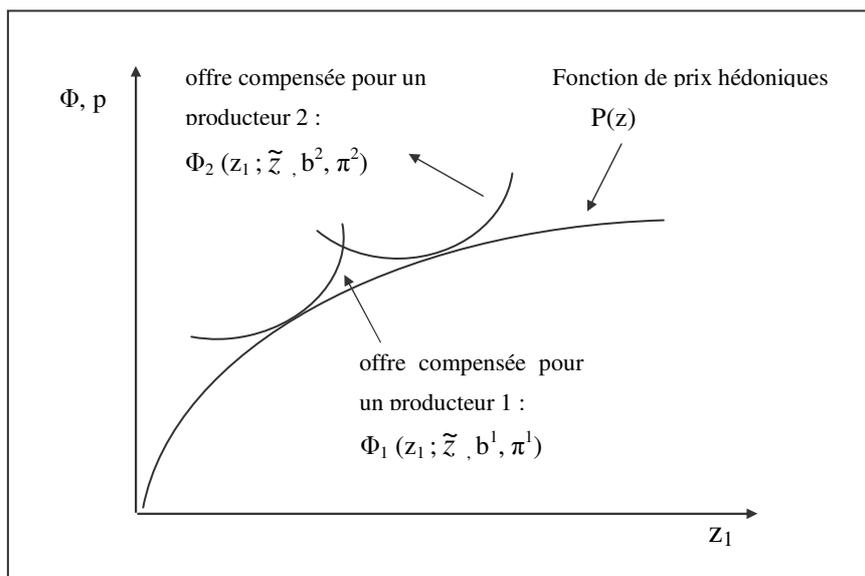
$$\Phi(\pi, b, z) = \phi(\pi, b; z_1, \bar{z})$$

Avec le même raisonnement que pour le consommateur, l'équilibre du producteur va se situer au point de tangence entre la courbe d'indifférence de profit, en termes de caractéristiques, et la courbe des prix hédoniques $P(z)$. Autrement dit, on détermine l'offre optimale de caractéristique z_i en égalisant le prix d'acceptation (le prix minimum que le producteur est prêt à accepter pour vendre une unité supplémentaire de la caractéristique z_i à profit constant) avec le prix marginal effectif du marché. Et la condition d'équilibre peut alors s'écrire :

$$\frac{d\phi(z; \pi, b)}{dz_1} = \frac{dP(z)}{dz_1} = c_{z_1}$$

L'équilibre des producteurs est présenté par une famille de fonction d'offre dont la courbe enveloppe est la fonction de prix hédoniques du marché.

Figure 19 : équilibre de plusieurs producteurs dans le modèle de Rosen



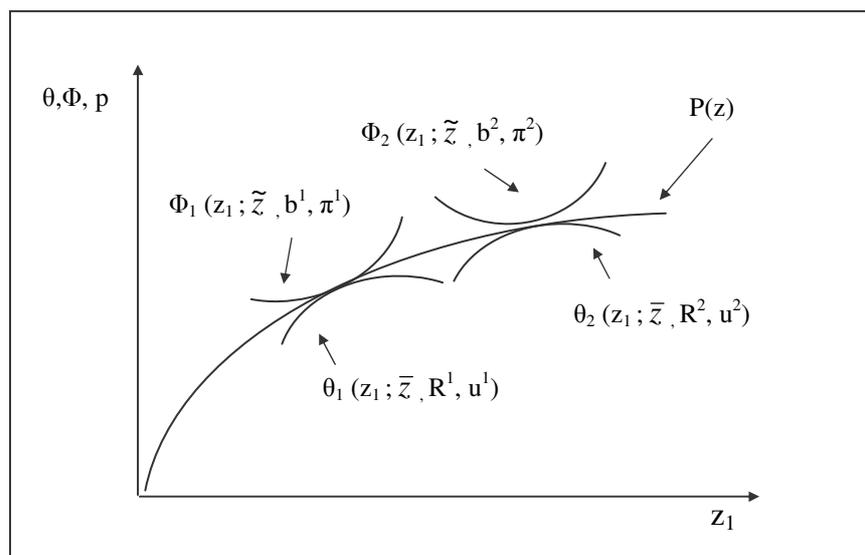
○ L'équilibre du marché

Nous ne discuterons pas ici des conditions d'existence d'équilibre du marché, mais nous retiendrons simplement que l'intersection de la courbe des prix de réservation des consommateurs et des prix d'acceptation des producteurs définit cet équilibre du marché. A l'équilibre, les quantités demandées de caractéristiques z_j sont égales aux quantités offertes de caractéristiques z_j :

$$\theta(z_j) = \Phi(z_j) \quad \text{pour } j = 1 \dots k$$

Cette relation décrit donc tous les points où la demande est égale à l'offre sur le marché implicite de la caractéristique z_j . C'est la courbe des prix hédoniques marginaux $p_j(z_j)$ qui représente la rencontre des choix des consommateurs pour la caractéristique z_j dans la détermination de leur bien i avec les choix de production des offreurs concernant cette même caractéristique. En superposant les deux figures 18 et 19, $P(z)$ est alors l'enveloppe jointe de l'offre et de la demande, et représente l'ensemble des différents points d'équilibre concurrentiel du marché (Figure 20).

Figure 20 : équilibre du marché dans le modèle de Rosen



Soulignons tout de suite la difficulté d'identification des fonctions d'offre et de demande de caractéristiques au niveau individuel des consommateurs. Rosen identifie deux cas particuliers:

- si la variance du paramètre b est nulle, tous les producteurs sont identiques et ont la même fonction de coût $c(z)$; $P(z)$ permet alors d'identifier l'offre de chaque caractéristique. Reste à choisir une forme pour la fonction coût ;
- De la même manière, si la variance du revenu R est nulle parmi les consommateurs, ces derniers sont tous identiques, et l'identification de la demande de chaque caractéristique est alors possible sur la base de l'information fournie par $P(z)$. Il faudra aussi choisir une forme fonctionnelle pour la fonction d'utilité.

Au final, malgré les critiques qu'on peut adresser aux travaux de Rosen, son apport théorique reste une base importante pour ses successeurs. Les améliorations et les développements ont été relativement nombreux par la suite. En effet, beaucoup d'auteurs se sont intéressés à cette

nouvelle formalisation de la méthode hédonique, certainement parce qu'elle fournit un support théorique pour un type d'études empiriques très intéressant.

Pour suivre exactement l'idée de Rosen, certains auteurs ont estimé des équations d'offre et de demande de caractéristiques en segmentant le marché étudié à la fois du côté :

- des consommateurs : selon le revenu, l'âge, le niveau des études, l'utilisation attendue du bien acheté etc...
- et des producteurs : en distinguant, par exemple, les petits, les moyens et gros modèles parmi les biens présents sur le marché, ou encore la nationalité de la firme, la taille etc...

Un problème souvent rencontré dans ces travaux est la multicolinéarité entre les variables. Les tests économétriques classiques, notamment celui de Durbin-Watson, peuvent indiquer les problèmes de colinéarité apparaissant dans les régressions. Il est important dans ce contexte, de faire une distinction entre les variables non mesurables et les variables mesurables. Si d'importantes caractéristiques ne sont pas observées, et qu'elles sont corrélées avec des caractéristiques mesurées, les coefficients estimés seront biaisés.

SECTION III : LES INDICES DE PRIX HEDONIQUES

Dans la section précédente, nous avons décrit les idées de fond, en présentant brièvement les travaux des trois principaux auteurs de référence, Court, Griliches et Rosen. De nombreux économistes s'intéressant aux méthodes hédoniques, ont étudié les différentes possibilités de calculs d'indices de prix corrigés du biais induit par les changements dans la qualité des biens. Rappelons que pour le calcul de n'importe quel indice, le problème d'obtenir un indice correct se pose souvent quand un bien disparaît et qu'un autre de qualité différente apparaît.

Dans cette section, nous expliquons, dans un premier temps, comment cette question peut être directement résolue avec la technique hédonique. Les effets prix et qualité peuvent être chacun être isolés de différentes manières. Nous étudions dans cette section les différentes formulations d'indices possibles ainsi que la question de choix de la méthode hédonique utilisée pour produire cet indice. Berndt et Griliches (1993) et Berndt, Griliches et Rappaport (1995) ont montré que les résultats diffèrent selon la méthode utilisée.

Dans un second temps, nous démontrons que l'indice hédonique est aussi une approximation à l'indice théorique à utilité constante dans l'espace de caractéristiques.

I. LES DIFFERENTES VERSIONS DE LA METHODE HEDONIQUE

Comme préalablement expliqué dans la première section de ce chapitre, les bureaux de statistiques utilisent différentes méthodes d'ajustement d'indices. Rappelons que certaines méthodes permettent par la technique de chaînage d'incorporer les variations dynamiques des prix de produits présentant des qualités différentes. L'approche hédonique se distingue selon Griliches par le fait qu'elle est : « *more willing to carry the « linking » idea further, across models that differed significantly in more than one dimension* » (Griliches, 1990, p.191).

La littérature hédonique propose plusieurs méthodes de construction d'indices de prix hédoniques. Comme nous allons le voir, le choix entre les diverses techniques possibles tient essentiellement aux types de données disponibles.

Les méthodes de prix hédoniques peuvent être classées généralement dans l'un des deux groupes ; d'une part, les *méthodes d'indices hédoniques directs* par lesquelles les indices de prix sont calculés à partir des estimations provenant directement d'une équation hédonique. Les indices hédoniques directs peuvent être construits à partir de deux méthodes : *la méthode à variable temporelle* et *la méthode des indices de prix des caractéristiques*. D'autre part, les *méthodes d'indices hédoniques indirects* où les indices sont calculés à partir des prix de biens appariés d'une période à l'autre. Les équations hédoniques interviennent uniquement lorsque l'un des biens disparaît pour corriger le prix du produit de remplacement des variations qualitatives.

I.1. METHODE HEDONIQUE A VARIABLE DUMMY TEMPORELLE

La méthode de variable dummy temporelle est la façon la plus directe de produire un indice de prix en correction de la qualité. On estime généralement un modèle comme le suivant :

$$\ln p_i^t = \beta_0 + \sum_{t=1}^T \delta^t D^t + \sum_{j=1}^k \beta_{ji} z_{ji}^t + \varepsilon_i^t$$

Dans cette représentation, β_{ji} mesure le taux de variation du prix attribuable à un changement d'unité au niveau de la $j^{\text{ème}}$ caractéristique de qualité z_{ji} et β_0 est la valeur du modèle de base de l'article à l'exclusion des caractéristiques de qualité supplémentaires. D^t est une variable fictive de temps égale à 1 dans la période t et à 0 dans les autres cas. Le coefficient de la variable temporelle, δ^t est le paramètre le plus important l'équation ci-dessus. Il décrit la variation du prix en pourcentage de période en période, la qualité contrôlée par le terme

$\sum_{j=1}^k \beta_{ji} z_{ji}$, étant constante.

Cette méthode peut être utilisée de deux manières. Premièrement, nous pouvons regrouper plusieurs périodes et faire une seule estimation. Deuxièmement, pour plusieurs périodes consécutives, nous pouvons grouper deux périodes et faire les estimations sur des périodes adjacentes.

I.1.1. METHODE HEDONIQUE SUR PERIODE GROUPEE

Dans cette méthode de groupement, D^t représentera plusieurs périodes consécutives (mois, trimestre ou année), toutes groupées dans une seule estimation. Nous prenons ensuite

l'exponentiel des coefficients estimés de la variable temporelle δ^t afin de construire un indice de prix corrigé des variations qualitatives.

On procède de la manière suivante. Nous cherchons à calculer un indice de prix corrigé de la qualité d'un produit i entre deux périodes 0 et t . En utilisant l'équation ci-dessus pour estimer les prix du bien i aux deux périodes 0 et t , le coefficient de la variable temporelle à la date 0 (période de base) est nul et égal à l'unité à la date t (période de comparaison).

Les prix hédoniques estimés pour les périodes 0 et t sont donnés par :

$$\ln \hat{p}_i^0 = \hat{\beta}_0 + \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_{ji} z_{ji}^0$$

$$\ln \hat{p}_i^t = \hat{\beta}_0 + \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_{ji} z_{ji}^t + \hat{\delta}^t$$

où le $\hat{}$ indique la valeur estimée. Prenons la différence entre ces deux équations :

$$\ln \hat{p}_i^t - \ln \hat{p}_i^0 = \ln \frac{\hat{p}_i^t}{\hat{p}_i^0} = \hat{\delta}^t$$

Le paramètre $\hat{\delta}^t$ est ainsi le logarithme de l'indice de prix hédoniques (qu'on note IH) ajusté des variations de la qualité pour la période t relative à la période 0.

$$IH^{t/0} = \frac{\hat{p}_i^t}{\hat{p}_i^0} = \exp(\hat{\delta}^t)$$

Cette méthode repose sur une hypothèse fondamentale selon laquelle les coefficients des caractéristiques du bien doivent rester constants sur toute la période observée.

Griliches (1961) a remis en cause cette hypothèse de stabilité temporelle des coefficients en faveur de la thèse selon laquelle les coefficients estimés à l'aide de données relatives à la période t devraient dépendre de t . L'intuition de ce résultat est que sur une période suffisamment longue, les caractéristiques d'un produit changent au gré de l'évolution des produits et de l'introduction de nouvelles caractéristiques. L'instabilité des coefficients peut ainsi se manifester si une nouvelle caractéristique apparaît (de manière similaire, une caractéristique disparaît) dans la relation prix-caractéristiques.

Quelques propositions ont été faites pour affiner cette méthode¹⁸⁰.

I.1.2. REGRESSION SUR DEUX PERIODES ADJACENTES

Afin résoudre le problème de stabilité temporelle des coefficients, plusieurs auteurs ont adopté une méthode alternative. Au lieu de grouper toutes les périodes et estimer une seule équation, on groupe seulement deux périodes adjacentes à la fois. L'exponentiel du coefficient de la variable temporelle sera calculé à chaque fois pour les deux périodes adjacentes. Les valeurs obtenues seront ensuite multipliées afin de produire un indice hédonique en chaîne pour toute la période :

$$IH^{T/0} = \prod_{t=1}^T \exp(\hat{\delta}^t)$$

Initialement proposée par Court (1939), cette méthode hédonique à variabilité temporelle laisse les coefficients varier dans le temps. L'hypothèse de stabilité des coefficients devient alors plus flexible par rapport à la méthode hédonique à regroupement.

I.1.3. FORMULE D'UN NOMBRE INDICE POUR LES INDICES A VARIABLE DUMMY

Griliches (1971) a fait remarquer que la méthode hédonique à variable dummy temporelle fournit un indice de prix qui n'est pas en conformité avec la théorie traditionnelle des nombres indices. En général, les indices de prix sont calculés avec les formules conventionnelles telles que Laspeyres, Paasche, Fisher, etc. Il serait intéressant dans ce sens de connaître la formule d'indice qui correspond à l'estimation de la variable temporelle. Ceci nous permettra de comparer l'indice issu de la méthode hédonique à variable temporelle avec les indices de prix conventionnels.

Triplett et McDonald (1977) notent qu'il est possible d'avoir une formule d'un nombre indice pour la méthode hédonique à variable temporelle entre deux périodes 0 et t (pour une fonction logarithmique) comme suit :

$$IH^{t/0} = \exp(\hat{\delta}^t)$$

¹⁸⁰ Voir, par exemple, Brendt et Griliches (1993), et Gordon (1990).

$$= \left[\prod (p_i^t)^{1/n} / \prod (p_i^0)^{1/m} \right] \div [\text{ajustement hédonique de la qualité}]$$

avec m et n le nombre d'observations respectivement pour les périodes 0 et t . Généralement, les régressions hédoniques sont effectuées pour des échantillons déséquilibrés. Ainsi, le nombre d'observations peut différer entre les deux périodes comparées. L'indice à variable dummy est dès lors égal au ratio des moyennes géométriques non pondérées des prix pour les deux périodes 0 et t , divisé par le facteur d'ajustement hédonique de la qualité. ce facteur d'ajustement peut être formulé ainsi :

$$[\text{ajustement hédonique de la qualité}] = \exp \left[\sum \beta_j (\bar{z}_{ji}^t - \bar{z}_{ji}^0) \right]$$

avec \bar{z} les caractéristiques moyennes à chaque période. Cette formule elle-même est nombre indice qui peut être interprété comme l'*indice implicite de qualité*. Il s'agit d'un indice de quantité qui mesure la variation des caractéristiques du produit i entre les deux périodes 0 et t . le différentiel des caractéristiques est multiplié par les prix implicites de celles-ci (β_j) issus de la régression hédonique.

Au final, il est important de signaler qu'il est préférable d'utiliser des estimations à périodes adjacentes qui permettent de donner une meilleure mesure des indices de qualité (et des indices de prix). Néanmoins, il subsiste le risque que les coefficients des caractéristiques puissent changer même entre deux périodes adjacentes proches (Triplett, 2004).

Une deuxième méthode hédonique qui échappe à la critique de stabilité temporelle des coefficients est la *méthode d'indices de prix des caractéristiques*.

I.2. COMPARAISON ENTRE LA METHODE HEDONIQUE A VARIABLE DUMMY ET LA METHODE CLASSIQUE D'APPARIEMENT

Différentes applications empiriques ont montré que les méthodes hédoniques ont permis d'améliorer les stratégies de remplacement des échantillons ou les indices obtenus par des méthodes d'appariement. Plusieurs chercheurs (Triplett, 2001, Triplett, 2004 ; Silver et Heravi, 2001) ont montré que les méthodes d'appariement peuvent donner, sous certaines conditions, quasiment les mêmes résultats que les méthodes hédoniques.

Rappelons qu'un indice de prix hédonique issu d'une régression à variable dummy temporelle peut être formulé comme suit :

$$IH^{t/0} = \left[\prod (p_i^t)^{1/n} / \prod (p_i^0)^{1/m} \right] \div [\text{ajustement hédonique de la qualité}]$$

Supposons qu'entre la date 0 et la date t , aucun remplacement n'est détecté, les deux échantillons durant les deux périodes sont alors équivalents ($m=n$). Ainsi, l'ajustement hédonique de qualité dans l'équation ci-dessus est nul, dans la mesure où les produits ne subissent aucune variation de qualité entre les deux périodes. L'indice hédonique issu de la régression à variable dummy sur un échantillon apparié est la moyenne géométrique des ratios des prix entre les deux périodes étudiées. Il s'agit de la formule de moyenne géométrique fréquemment utilisée par les agences statistiques pour des échantillons appariés¹⁸¹.

S'il y a une discordance entre les échantillons, le facteur d'ajustement de la qualité devient non nul et l'indice de prix obtenu de la méthode hédonique serait différent de celui issu de la méthode d'appariement. La correspondance entre les deux méthodes diminue à mesure que la discordance entre les échantillons augmente dans le temps.

I.3. LA METHODE DES INDICES DE PRIX DES CARACTERISTIQUES

La deuxième méthode directe pour calculer un indice de prix hédoniques utilise les prix implicites des caractéristiques (les coefficients estimés issus de la régression hédonique) dans une formule de nombre indice conventionnelle. Griliches (1971) a nommé cette méthode la méthode des « *indices de prix des caractéristiques* »¹⁸² (Griliches, 1971 ; Triplett et Dulberger, 1989 ; Schultze et Mackie, 2002 ; Moulton et La Fleur, 1999 et Okamoto et Sato, 2001).

I.3.1. PRINCIPE DE LA METHODE

D'abord les caractéristiques moyennes \bar{z}_{ji}^t de la période t sont utilisées pour estimer le prix pour la période postérieure $t+1$:

$$\ln \bar{p}_t = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_{ji}^t \bar{z}_{ji}^t$$

¹⁸¹ Voir par exemple Eurostat (1999) et Bureau of Labor Statistics (1998).

¹⁸² Plusieurs autres termes sont utilisés pour désigner cette méthode. Schultze et Mackie (2002) l'appellent « méthode directe des caractéristiques ». Moulton, LaFleur et Moses (1999) l'appellent « mesure alternative des variations du prix ». Enfin, Okamoto et Sato (2001) l'appellent « méthode à une seule période ». Cette prolifération des noms a été à l'origine d'une grande confusion dans les travaux empiriques utilisant cette méthode.

$$\ln \bar{p}_{t+1} = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_{ji}^{t+1} \bar{z}_{ji}^t$$

Utilisant ces deux équations, un indice de Laspeyres des caractéristiques s'écrit :

$$L^{t+1/t} = \exp(\sum_j (\hat{\beta}_j^{t+1} - \hat{\beta}_j^t) \bar{z}_{ji}^t)$$

De façon similaire, les caractéristiques moyennes \bar{z}_{ji}^{t+1} de la période $t+1$ sont utilisées pour estimer le prix pour la période postérieure t :

$$\ln \tilde{p}_t = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_{ji}^t \bar{z}_{ji}^{t+1}$$

$$\ln \tilde{p}_{t+1} = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_{ji}^{t+1} \bar{z}_{ji}^{t+1}$$

Utilisant ces deux équations, un indice de Paasche des caractéristiques s'écrit :

$$P^{t+1/t} = \exp(\sum_j (\hat{\beta}_j^{t+1} - \hat{\beta}_j^t) \bar{z}_{ji}^{t+1})$$

La moyenne géométrique des indices de Laspeyres et de Paasche fournit l'indice de Fisher des caractéristiques qui s'écrit :

$$FT^{t+1/t} = \sqrt{L^{t+1/t} \times P^{t+1/t}} = \exp\left[\frac{1}{2} \sum_j (\hat{\beta}_j^{t+1} - \hat{\beta}_j^t) (\bar{z}_{ji}^{t+1} - \bar{z}_{ji}^t)\right]$$

Les valeurs moyennes des caractéristiques pour la période de base et la période comparée sont ainsi utilisées de façon symétrique.

Cette méthode n'est pas nouvelle dans l'approche hédonique. Elle a été utilisée pour élaborer le premier indice de prix pour les maisons nouvelles aux Etats-Unis en 1968 (Triplett, 2003). La méthode d'indices de prix des caractéristiques présente un avantage théorique important par rapport aux autres techniques de construction d'un indice de prix hédonique. Elle a un rapport direct et explicite avec la théorie traditionnelle des nombres indices. Comme on le verra ultérieurement, cette méthode est en rapport direct avec l'indice théorique à utilité constante. En effet, les indices de prix des caractéristiques calculés par le biais de formules d'indices superlatifs peuvent être considérés comme approximation à l'indice théorique dans l'espace des caractéristiques.

I.3.2. COMPARAISON AVEC LA METHODE A VARIABLE DUMMY

La méthode hédonique d'indice de prix des caractéristiques a plusieurs avantages par rapport à la méthode hédonique à variable dummy temporelle.

D'abord, la méthode permet de déterminer indépendamment la forme fonctionnelle de la fonction hédonique et la formule du nombre indice. Ceci est un avantage à la fois théorique et empirique (Triplett, 2004). En effet, il est possible, d'une part, d'estimer des indices de prix des caractéristiques en utilisant des formules d'indices superlatifs sans avoir recours à un agrégateur superlatif spécifique (Silver et Heravi, 2001b). D'autre part, la méthode hédonique des caractéristiques échappe à la critique de l'hypothèse de stabilité temporelle des coefficients hédoniques adressée à l'encontre de la méthode à variable dummy. Cette hypothèse semble pour certains chercheurs parallèle à l'hypothèse de pondération fixe dans les indices de type Laspeyres défini dans l'espace des produits et entraîne un biais de mesure dans ces indices (Triplett, 2004). La méthode des caractéristiques utilise une fonction distincte pour chaque période permettant ainsi aux coefficients de changer durant toute la période étudiée pour le calcul de l'indice de prix.

I.4. METHODE HEDONIQUE D'IMPUTATION

La méthode à variable dummy temporelle et la méthode des caractéristiques exposées précédemment, permettent de produire directement un indice de prix corrigé des variations de la qualité. Ces méthodes directes d'ajustement sont généralement utilisées lorsqu'un produit m existant à $t-1$ est remplacé à la date t par un produit n de qualité différente. Le différentiel des caractéristiques entre les deux produits ($z_{jn}^t - z_{jm}^{t-1}$) est identifié et les coefficients hédoniques estimés sont utilisés pour évaluer cette variation de la qualité. Une autre méthode pour produire des indices de prix consiste à utiliser la méthode classique d'appariement où les équations hédoniques interviennent seulement pour imputer les prix manquants p_m^{t+1} et p_n^t dans l'échantillon. Autrement dit, on estime le prix « manquant » pour le nouveau bien de remplacement n dans la période précédente $t-1$. Inversement, nous pouvons estimer le prix du produit m à la période suivante t . Cette méthode est dite *méthode d'imputation hédonique*¹⁸³.

¹⁸³ C'est la méthode la plus utilisée pour le moment dans les organismes statistiques (Statistique Canada et Bureau of Labour Statistics (BLS)).

La méthode consiste à estimer un modèle hédonique à chaque période comme suit :

$$\ln p_i^t = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_{ji}^t z_{ji}^t + \varepsilon_i^t$$

Supposons que le prix du produit m est disponible en t-1 mais qu'il ne l'est plus en t. Le prix du bien m peut être estimé pour la période t. Pour ceci, il suffit d'insérer les caractéristiques du produit m dans l'équation hédonique estimée pour la période t ainsi que pour les périodes suivantes. Le prix estimé à la période courante t de l'ancien produit m s'écrit :

$$\hat{p}_m^t = \exp\left(\alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j^t z_{jm}^{t-1}\right)$$

Le prix relatif du produit m entre les deux périodes est \hat{p}_m^t / p_m^{t-1} .

Une procédure alternative consiste à choisir, pour le produit m, un produit de remplacement n à la date t. Il suffit d'ajuster le prix du nouveau produit de remplacement sur la qualité de l'ancien produit remplacé. Le prix ajusté est le prix estimé du bien n à la date t-1 :

$$\hat{p}_n^{t-1} = \exp\left(\alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j^{t-1} z_{jn}^t\right)$$

Le prix relatif du produit n entre les deux périodes est p_n^t / \hat{p}_n^{t-1} .

L'indice hédonique global sera ensuite calculé pour tous les produits m existants dans les deux périodes t-1 et t ainsi que pour le produit disparu et remplacé par n à t. En utilisant par exemple la moyenne géométrique non pondérée des m-1 modèles appariés et le prix relatif estimé pour le nouveau modèle comme formule d'agrégation, l'indice hédonique s'écrit :

$$IH^{t/t-1} = \prod_i \left(\frac{p_i^t}{p_i^{t-1}} \right)^{1/m} = \prod_i \left(\frac{p_1^t}{p_1^{t-1}}, \frac{p_2^t}{p_2^{t-1}}, \dots, \frac{p_{m-1}^t}{p_{m-1}^{t-1}}, \frac{p_n^t}{\hat{p}_n^{t-1}} \right)^{1/m}$$

La méthode d'imputation hédonique a été utilisée dans les indices hédoniques des ordinateurs introduits dans les comptes nationaux américains en 1985 (Cartwright, 1986).

II. L'INDICE DE PRIX A UTILITE CONSTANTE DANS L'ESPACE DES CARACTERISTIQUES

Dans cette section, nous analysons la relation entre la variation de la qualité et l'indice théorique à utilité constante.

Comme préalablement montré au chapitre 2, dans un environnement statique de produits, les indices conventionnels (Laspeyres, Paasche, Fisher, etc.) peuvent, sous certaines conditions, fournir des approximations raisonnables de l'indice théorique à utilité constante (Muellbauer, 1974). Toutefois, l'apparition de nouveaux produits de qualité meilleure rend ces constats caduques dans la mesure où les formules d'indices susmentionnés comme approximations de l'indice à utilité constante seront affectées par le biais des variations de la qualité. Afin de maintenir la qualité constante dans le temps, l'approximation de telles formules à l'indice à utilité constante doit s'effectuer dans l'espace des caractéristiques (Fixler et Zieschang, 1992).

Dès lors, l'objectif de ce paragraphe est de faire le lien entre l'indice théorique à utilité constante et les méthodes hédoniques lorsque les variations de la qualité sont prises en compte. Autrement dit, il s'agit de démontrer que l'indice théorique à utilité constante peut être défini dans l'espace des caractéristiques et qu'il peut être traité par l'approche hédonique. Les bornes exacts d'un tel indice ont été définis par Feenstra (1995).

II.1. INDICES DE PRIX HEDONIQUES EXACTS

Konüs (1939) et Diewert (1976) définissent un indice de prix comme étant *exact* s'il est égal au ratio des dépenses minimales requises pour atteindre un niveau d'utilité donné, lorsque les prix varient entre deux périodes :

$$IUC (p^t, p^{t-1}, u) = \frac{e(p^t, u)}{e(p^{t-1}, u)}$$

De façon analogue, Fixler et Zieschang (1992) et Feenstra (1995) définissent un indice de prix hédonique -qui dépend des prix observés, des quantités et des caractéristiques des biens - comme étant *exact* s'il est égal au ratio des dépenses dans les deux périodes avec un niveau d'utilité constant, lorsque les prix et les caractéristiques varient :

$$IUC (p^t, p^{t-1}, z^t, z^{t-1}, u) = \frac{e(p^t, p_z^t, u)}{e(p^{t-1}, p_z^{t-1}, u)}$$

Dans cette formule, la dépense nécessaire pour atteindre un niveau d'utilité u , dépend des prix des biens p^t et p^{t-1} , des prix implicites des caractéristiques des biens p_z^t et p_z^{t-1} , et du niveau d'utilité.

L'originalité de cette formule est qu'elle permet la substitution des caractéristiques si leurs prix relatifs varient entre deux périodes observées de la même façon que l'IUC *classique* permet la substitution entre les biens eux-mêmes. Autrement dit, l'indice hédonique permet de rendre compte des variations des quantités des caractéristiques incluses dans les biens en réaction aux changements de leurs prix relatifs. Or, rappelons qu'une nouvelle combinaison de caractéristiques d'un produit déjà existant peut être définie comme une variation de qualité de ce même bien. La formule ci-dessus permet ainsi de prendre en compte la variation de qualité des produits.

Autrement dit, cette formule permet de substituer au produit choisi à la période t-1 (ancienne combinaison de caractéristiques), un produit de qualité différente à la période t (nouvelle combinaison de caractéristiques) d'utilité équivalente, mais permettant néanmoins de minimiser la dépense du consommateur relativement au régime de prix des caractéristiques à la période t-1.

Comme préalablement expliqué, il existe une plage d'indices à utilité constante. Il est possible d'obtenir les bornes supérieure et inférieure de cette plage d'indices.

II.2. BORNES ET APPROXIMATION D'UN INDICE HEDONIQUE EXACT

L'indice hédonique exact exposé dans le paragraphe précédent n'est pas un indice hédonique empirique dans la mesure où il ne peut pas être calculé à partir d'une fonction hédonique seulement.

Dans l'espace des biens, les bornes d'un IUC sont les indices à panier fixe (Laspeyres et Paasche). Ces indices sont des bonnes approximations à l'IUC dans la mesure où ils nécessitent seulement la connaissance de la contrainte budgétaire ainsi que les deux régimes de prix. En outre, les indices à panier fixe diffèrent de l'indice théorique seulement par le montant qu'aurait pu économiser un consommateur par la substitution des produits suite à une variation des prix relatifs.

De façon analogue, il est possible d'approcher un indice hédonique exact à partir de la contrainte budgétaire dans l'espace des caractéristiques. Celle-ci est précisément la fonction hédonique. Dès lors, les indices empiriques issus des fonctions hédoniques peuvent être considérés comme approximations à l'indice hédonique exact de la même façon que les indices à panier fixe sont des approximations à l'IUC dans l'espace des biens.

Par ailleurs, tout comme l'IUC dans l'espace des biens, l'estimation d'un indice hédonique exact nécessite la connaissance de la forme des préférences des consommateurs. De plus, l'hétérogénéité des préférences donne lieu à plusieurs indices de prix à utilité constante et

d'indices hédoniques exacts. Dans le chapitre précédent, nous avons montré que l'indice théorique exact peut être obtenu pour des préférences de type CES lorsque les mêmes produits sont disponibles dans les deux périodes étudiées. Cet indice exact formulé par Sato (1976) dans un univers statique de produits a été ensuite développé par Feenstra (1994) pour être utilisé dans un univers dynamique (i.e. les échantillons de la période de base et de la période courante ne sont pas équilibrés). Une autre différence capitale entre les deux indices est que, contrairement à Lloyd (1975) qui a étudié les indices de Sato et s'est centré sur le biais de substitution, Feenstra a traité plutôt le biais de qualité.

Une bonne approximation de l'indice théorique exact dans l'espace des caractéristiques peut être obtenue par l'estimation d'indices superlatifs tels que l'indice de Fisher et l'indice de Törnqvist eux-mêmes définis dans l'espace des caractéristiques.

Afin d'illustrer les bornes définies par Feenstra (1995), reprenons la formule de l'indice hédonique exact présenté dans le paragraphe précédent. Cet indice est maintenant défini seulement par les prix des biens en termes de leurs caractéristiques. Autrement dit, les prix sont toujours ceux des biens, mais définis par le modèle hédonique en fonction des caractéristiques.

Les indices de Laspeyres et de Paasche peuvent être étendus pour prendre en compte les variations des caractéristiques incluses dans les produits. L'indice classique de Laspeyres défini comme borne supérieure à l'IUC devient dans l'espace des caractéristiques :

$$\left[\frac{\sum_{i=1}^n x_i^{t-1} \hat{p}_i^t}{\sum_{i=1}^n x_i^{t-1} p_i^{t-1}} \right] = \sum_{i=1}^n s_i^{t-1} \left(\frac{\hat{p}_i^t}{p_i^{t-1}} \right) \geq \frac{e(p^t(z), u^{t-1})}{e(p^{t-1}(z), u^{t-1})}$$

La partie droite de l'équation est le ratio des dépenses nécessaires pour atteindre le niveau d'utilité u^{t-1} . Les paramètres s_i^{t-1} et s_i^t représentent respectivement les parts du produit i de la dépense totale à la période t et $t-1$:

$$s_i^{t-1} = \frac{x_i^{t-1} p_i^{t-1}}{\sum_{i=1}^n x_i^{t-1} p_i^{t-1}}$$

La différence entre la formule classique d'un indice de Laspeyres et la partie gauche de l'inégalité ci-dessus est que le prix dans le numérateur de cette partie gauche est le prix estimé :

$$\hat{p}_i^t \equiv \hat{p}_i^t(z_i^{t-1}) = \sum_j \beta_j^t z_{ji}^{t-1}$$

Si le produit de remplacement est non comparable au produit remplacé, alors le prix estimé ajuste la différence de qualité entre l'ancien et le nouveau produit. Alors, le prix estimé s'écrit :

$$\hat{p}_i^t \equiv p_i^t - \sum_j \beta_j^t (z_{ji}^t - z_{ji}^{t-1})$$

est le prix à la période t ajusté des variations des caractéristiques de qualité pondérées par leurs coefficients respectifs dérivés de la régression hédonique.

L'indice Paasche comme borne inférieure est estimé :

$$\left[\frac{\sum_{i=1}^n x_i^t p_i^t}{\sum_{i=1}^n x_i^t \hat{p}_i^{t-1}} \right] = \sum_{i=1}^n s_i^t \left(\frac{p_i^t}{\hat{p}_i^{t-1}} \right) \leq \frac{e(p^t(z), u^t)}{e(p^{t-1}(z), u^t)}$$

$$\text{avec } s_i^t = \frac{x_i^t p_i^t}{\sum_{i=1}^n x_i^t p_i^t} \quad \text{et}$$

$$\hat{p}_i^{t-1} \equiv \hat{p}_i^{t-1}(z_i^t) = \sum_j \beta_j^{t-1} z_{ji}^t$$

$$\hat{p}_i^{t-1} \equiv p_i^{t-1} - \sum_j \beta_j^{t-1} (z_{ji}^t - z_{ji}^{t-1})$$

La première équation de prix hédonique estime le prix d'imputation. La deuxième équation est le prix du bien i à la période $t-1$ ajusté des variations des caractéristiques de la qualité. Chacune des caractéristiques est pondérée par son coefficient estimé par la régression hédonique. Les bornes supérieure et inférieure de l'indice hédonique des caractéristiques sont respectivement les indices de Laspeyres et de Paasche eux-mêmes définis dans l'espace des caractéristiques. Les bornes s'écrivent :

$$\sum_{i=1}^n s_i^t \left(\frac{p_i^t}{\hat{p}_i^{t-1}} \right) \leq \frac{e(p^t(z), u^t)}{e(p^{t-1}(z), u^t)} \leq \sum_{i=1}^n s_i^{t-1} \left(\frac{\hat{p}_i^t}{p_i^{t-1}} \right)$$

Rappelons que l'indice de Fisher, comme moyenne géométrique des indices de Laspeyres et de Paasche, est une meilleure approximation à un indice à utilité constante qui incorpore un ajustement hédonique des variations qualitatives.

Supposons maintenant que les parts de dépenses sont décroissantes en fonction des prix, et donc que la demande d'un bien i est élastique. Cette hypothèse est appropriée dans le cas de variétés de produits considérés comme étant des substituts proches. Une équation hédonique semi-logarithmique permet de calculer les bornes supérieure et inférieure comme moyennes géométriques pondérées respectivement par les parts de dépenses du bien i à la période de base et la période courante :

$$\prod_{i=1}^n \left(\frac{p_i^t}{\hat{p}_i^{t-1}} \right)^{s_i^t} \leq \frac{e(p^t(z), u^t)}{e(p^{t-1}(z), u^t)} \leq \prod_{i=1}^n \left(\frac{\hat{p}_i^t}{p_i^{t-1}} \right)^{s_i^{t-1}}$$

avec: $\hat{p}_i^{t-1} \equiv \exp \left[\sum_j \beta_j^{t-1} z_{ji}^t \right]$

$$\hat{p}_i^t \equiv \exp \left[\sum_j \beta_j^t z_{ji}^{t-1} \right]$$

et $\hat{p}_i^{t-1} \equiv p_i^{t-1} \cdot \exp \left[\sum_i \beta_j^{t-1} (z_{ji}^t - z_{ji}^{t-1}) \right]$

$$\hat{p}_i^t \equiv p_i^t \cdot \exp \left[- \sum_i \beta_j^t (z_{ji}^t - z_{ji}^{t-1}) \right]$$

Enfin, le calcul des bornes de l'indice hédonique des caractéristiques est relativement facile pour des produits comparables (Kokoski, Moulton et Zieschang, 1999). Toutefois, ce calcul devient plus compliqué pour des produits non comparables (Silver et Heravi, 2002 ; 2003).

CONCLUSION DU CHAPITRE III

Dans ce chapitre, nous avons d'abord montré qu'une analyse *lancastrienne* en termes de caractéristiques est plus adaptée que la théorie classique du consommateur pour rendre compte des changements de la qualité. L'application empirique directe à l'approche de Lancaster est la méthode hédonique.

L'analyse de cette méthodologie nous permet d'avancer deux conclusions principales.

Premièrement, la méthode hédonique a une grande utilité, qu'elle soit mise en œuvre indirectement pour orienter l'application des méthodes statistiques conventionnelles d'appariement, ou directement dans le cadre des ajustements de qualité pour les articles des échantillons remplacés (Moulton, 2001).

Dans le premier cas, la méthode hédonique est utilisée pour améliorer les échantillons et les stratégies de remplacements qu'implique la disparition de certains produits et/ou à l'apparition de nouveaux produits entre deux périodes. Autrement, à partir des mêmes données, les méthodes d'appariement utilisant des coefficients de pondération actualisés fréquemment, fournissent quasiment les mêmes résultats que ceux obtenus avec les méthodes hédoniques. Ainsi, la correspondance entre les deux méthodes diminue à mesure que la discordance entre les échantillons augmente dans le temps. Dans le deuxième cas, la méthode hédonique permet de donner directement un indice ajusté aux variations de qualité. De plus, elle fournit une évaluation explicite des changements de la qualité entre deux produits non directement comparables et permet donc de calculer des indices implicites de qualité. Cependant, nous avons aussi montré que tout comme les méthodes d'appariement peuvent être biaisées si les échantillons ne sont plus représentatifs, les méthodes hédoniques sont soumises à la même critique. En effet, la qualité des résultats issus de l'approche hédonique sont tributaires des données utilisées.

Deuxièmement, la méthode hédonique exacte peut être utilisée pour donner une approximation à l'indice à utilité constante dans l'espace des caractéristiques lorsque les variations de qualité sont prises en compte.

Compte tenu de ce qui a été indiqué dans le chapitre précédent, l'indice théorique à utilité constante défini dans l'espace des biens prend en compte les substitutions entre les biens afin de garder un même niveau d'utilité entre deux systèmes de prix. De façon analogue, nous avons montré qu'un indice à utilité constante défini dans l'espace des caractéristiques permet d'appréhender les effets de substitution dans le prix agrégé des produits à mesure que les prix

relatifs de leurs caractéristiques varient entre les deux périodes considérées. Il s'agit des *effets de substitution hédoniques* qui permettent de mettre en évidence le rapport entre un indice à utilité constante et les changements de qualité.

Or, le calcul d'un indice exact des caractéristiques, tout comme l'indice à utilité constante dans l'espace des biens, exige, en plus de la spécification d'une fonction hédonique, la connaissance de la forme des préférences des consommateurs. La même procédure d'approximation d'un IUC dans l'espace des biens est utilisée pour construire des approximations à l'indice hédonique exact des caractéristiques. Les indices de Laspeyres et de Paasche définis eux-mêmes dans l'espace des caractéristiques représentent les bornes supérieure et inférieure de l'indice hédonique exacte. De plus, il est tout à fait possible d'estimer des indices superlatifs dans l'espace des caractéristiques pour un consommateur ou un ensemble de consommateurs avec des préférences homogènes. Toutefois, les consommateurs ont généralement des préférences hétérogènes et nécessitent un traitement séparé.

Au final, il est important de signaler qu'au cours des dix dernières années, les méthodes hédoniques sont de plus en plus utilisées par les services statistiques nationaux, en particulier aux États-Unis pour les problèmes d'ajustement de qualité de produits de haute technologie tels les ordinateurs, les semi-conducteurs et l'équipement de réseau local. Elles sont néanmoins rarement utilisées pour les secteurs de production de services (e.g. Moulton, 1991 ; Prud'homme et Yu, 2000). Les instituts de statistique cherchent en effet de puis plusieurs années à mieux prendre en compte les activités de services qui, jusqu'à présent, n'étaient pas ou très mal prises en compte.

L'objectif des chapitres qui suivent est d'appliquer la méthode d'ajustement hédonique pour les services de téléphonie mobile en France.

DEUXIEME PARTIE

**ANALYSE DU MARCHÉ FRANÇAIS DE LA
TELEPHONIE MOBILE ET CONSTRUCTION
D'INDICES DE PRIX HEDONIQUES**

CHAPITRE IV

LE MARCHE FRANÇAIS DES SERVICES DE LA TELEPHONIE MOBILE

Le marché des télécommunications mobiles a connu, depuis son développement en France dans les années 1980, des innovations technologiques radicales avec le développement notamment de la norme GSM. L'adoption de la norme GSM en 1991 et sa commercialisation en 1992 marque un tournant décisif dans cette nouvelle industrie. Cette innovation technologique s'est accompagnée également de l'entrée d'un nouvel opérateur mobile sur le marché. L'évolution de la structure du marché de la téléphonie mobile a alors conduit à une concurrence par les prix plus importante entre les opérateurs ainsi qu'au développement de nouveaux services en vue de fidéliser ou d'attirer la clientèle.

L'objectif de ce chapitre est d'analyser le marché de la téléphonie mobile en France. Il s'agit en particulier, afin d'analyser l'évolution des prix, d'étudier les stratégies des opérateurs français en terme de tarification et de différenciation. Le chapitre est constitué de deux parties.

Dans un premier temps, nous dressons le portrait du marché français de téléphonie mobile. Pour cela, nous étudions les différentes phases d'évolution de la structure concurrentielle du marché français ainsi que l'évolution des prix. Nous insistons sur les choix en matière de fixation de prix des deux premiers opérateurs en place Itinériss et SFR, contraints par l'entrée sur le marché d'un nouvel opérateur, Bouygues Telecom. Nous revenons alors sur la guerre tarifaire engagée par les trois opérateurs, suivie ensuite par des stratégies différenciation. Nous analysons trois critères qui correspondent à des indicateurs majeurs susceptibles d'affecter les choix des consommateurs et d'expliquer par la même occasion les politiques des opérateurs : la qualité de service, les services à valeur ajoutée et les tarifs.

Dans un deuxième temps, nous élaborons une analyse plus fine des ces trois critères afin de comparer les formules tarifaires d'une part et les opérateurs du marché de téléphonie mobile en France d'autre part. Premièrement, nous nous intéressons à la démarche stratégique des opérateurs en terme de qualité et de variété. Deuxièmement, nous examinerons leurs pratiques en terme de tarification sur la période 1996-2002.

SECTION I: ANALYSE DU MARCHE FRANÇAIS DE LA TÉLÉPHONIE MOBILE

Cette section cherche à donner une vision d'ensemble du marché de téléphonie mobile en France. Nous revenons sur une présentation générale du marché pour la période 1996-2002. Puis, nous nous intéressons à la structure concurrentielle du marché, avant d'analyser l'évolution des prix. Ces résultats nous permettront de mettre en évidence les politiques de différenciation et de segmentation du marché déployées par les opérateurs français.

I. PRESENTATION DU MARCHE DE LA RADIOTELEPHONIE

Depuis l'ouverture à la concurrence du marché des radiocommunications en 1987, plusieurs licences ont été accordées aux trois opérateurs français, chacune précisant les conditions ainsi que les droits d'exploitation et les obligations afférentes.

I.1. LES OPERATEURS FRANÇAIS ET LES INSTANCES REGLEMENTAIRES

En France, le secteur de la téléphonie mobile connaît trois opérateurs principaux et un organisme de régulation :

- **Orange (ex Itineris)**

France Telecom est présent sur le marché des mobiles depuis 1985, date à laquelle l'opérateur présentait son service de téléphonie cellulaire analogique Radiocom 2000. Les services GSM ont été lancés en 1992, avec le réseau Itineris, géré par France Telecom Mobiles, filiale à 100% de France Telecom. Itineris est le réseau GSM le plus ancien et le plus étendu du marché français.

En mai 2000, France Telecom a acquis Orange184 dans le but de créer un opérateur mobile, Orange SA, disposant des atouts nécessaires pour figurer parmi les leaders mondiaux. En juin 2000 France Telecom regroupe sous la marque Orange : Itineris, Ola et Mobicarte, et simplifie son offre commerciale. En décembre 2002, Orange comptait plus de 19 millions de clients. Le réseau Orange de France Telecom couvre 99% de la population et 89% de la surface du territoire en France métropolitaine.

- **SFR**

SFR (Société Française de Radiotéléphonie) est une société dont l'actionnaire principal est Vivendi (via Cegetel)¹⁸⁵. C'est le second opérateur à être entré sur le marché de la téléphonie mobile en France en 1992. En décembre 2002, SFR comptait 13 546 900 clients (35,1% de part de marché) et couvrait 98% de la population et 82% de la surface du territoire français.

- **Bouygues Telecom**

Dès 1986, le groupe Bouygues a décidé de se tourner vers les télécommunications. Entre 1990 et 1992, sa filiale Orbicom obtient des licences décennales de radiotéléphonie professionnelle en Ile-de-France et dans la région Ouest. En septembre 1993, une licence de radio messagerie à la nouvelle norme européenne ERMES lui est octroyée. Un an plus tard, sa filiale Infomobile lance le service de radio messagerie nationale Kobby.

En octobre 1994, naît Bouygues Telecom, créé par le groupe Bouygues, JC Decaux, Cable & Wireless (GB), Veba (All) et US West (USA). Il obtient de l'ART la licence pour le troisième réseau national de la téléphonie mobile, l'autorisant ainsi à créer, installer et exploiter son réseau de téléphonie mobile sur la norme DCS 1800 en France. En décembre 2002, Bouygues Telecom, dernier arrivé sur le marché mobile en France, compte 5 822 900 clients. La différence de couverture légèrement inférieure à celle d'ITINERIS et de SFR s'estompe rapidement. La norme DCS 1800 oblige à construire un réseau de stations beaucoup plus dense que celui des réseaux GSM 900 (Itineris et SFR) qui offre une meilleure qualité d'écoute en zones urbaines et à l'intérieur des bâtiments.

¹⁸⁴ Lancé en avril 1994, Orange était alors le quatrième opérateur de téléphonie mobile sur le marché britannique. Fin septembre 2000, Orange est devenue le troisième opérateur de téléphonie mobile sur le marché britannique et a annoncé plus de 8,25 millions d'abonnés, soit environ 2,3 fois plus qu'en 1999.

¹⁸⁵ Les autres actionnaires étant Vodafone (leader en Angleterre dans la téléphonie mobile), British Telecom et SBC Communications.

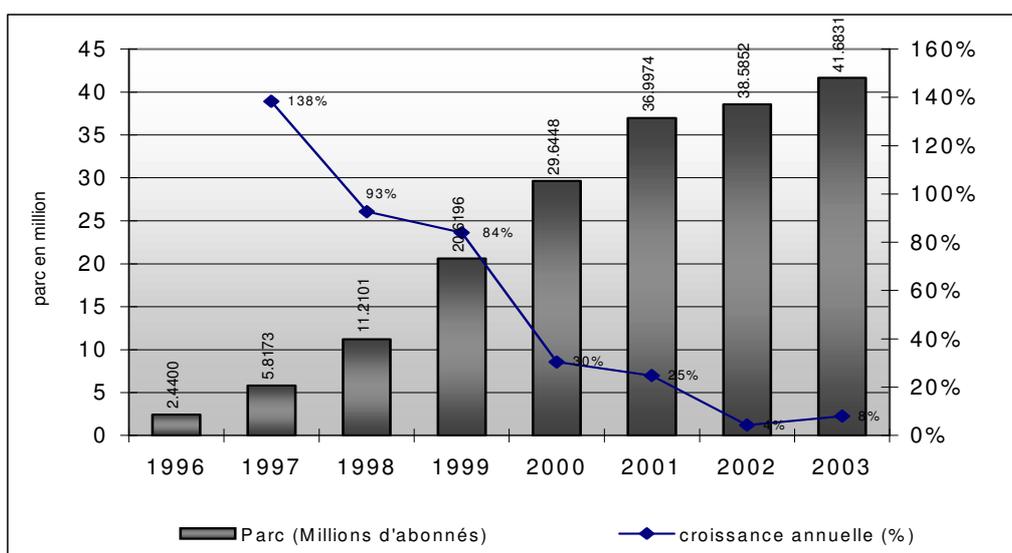
• Autorités de régulation des communications électroniques et des postes (ARCEP)

L'Autorité de régulation des télécommunications (ART) exerce ses missions dans le cadre des dispositions de la loi de réglementation des télécommunications du 26 juillet 1996. Créée le 5 janvier 1997, elle est chargée notamment de l'instruction des demandes de licence relatives aux réseaux ouverts au public, de la délivrance des autorisations de réseaux indépendants, et de l'attribution, aux opérateurs et aux utilisateurs, des ressources en fréquences nécessaires à leurs activités. Elle est aussi tenue de veiller à l'exercice, au bénéfice des utilisateurs, d'une concurrence effective et loyale et de surveiller de près le déploiement des réseaux par les opérateurs.

I.2. L'ÉVOLUTION DU MARCHÉ DE LA RADIOTÉLÉPHONIE

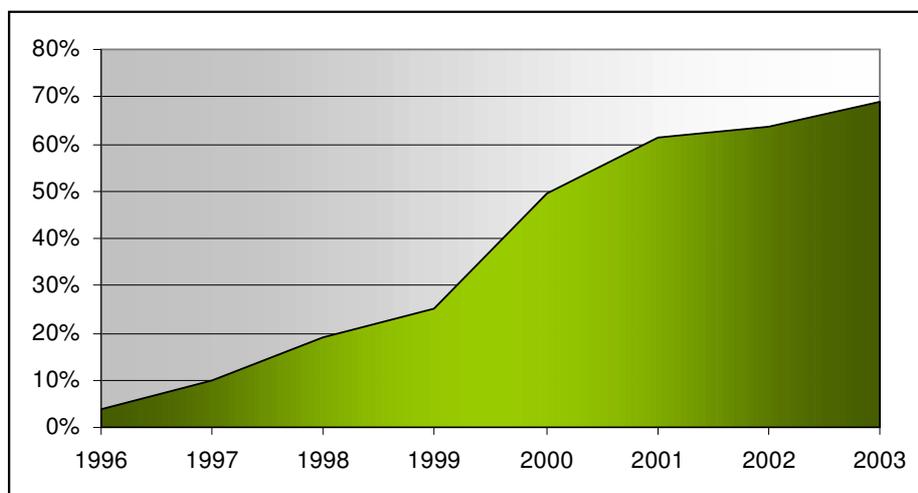
Le marché français des mobiles a connu sur notre période d'étude 1996-2002 une croissance exceptionnelle du nombre d'abonnés (plus de 38 millions fin 2002 contre 2 millions seulement en 1996). Ce marché a connu plusieurs phases de croissance avec une nette accélération initiale qui correspondait à l'engouement du grand public pour ce moyen de communication. Le marché se stabilise toutefois depuis l'an 2000. Une représentation de l'évolution du nombre d'abonnés du marché des systèmes mobiles est illustrée dans la Figure 21.

Figure 21 : Évolution du parc total des abonnés du marché des radiotéléphones en France



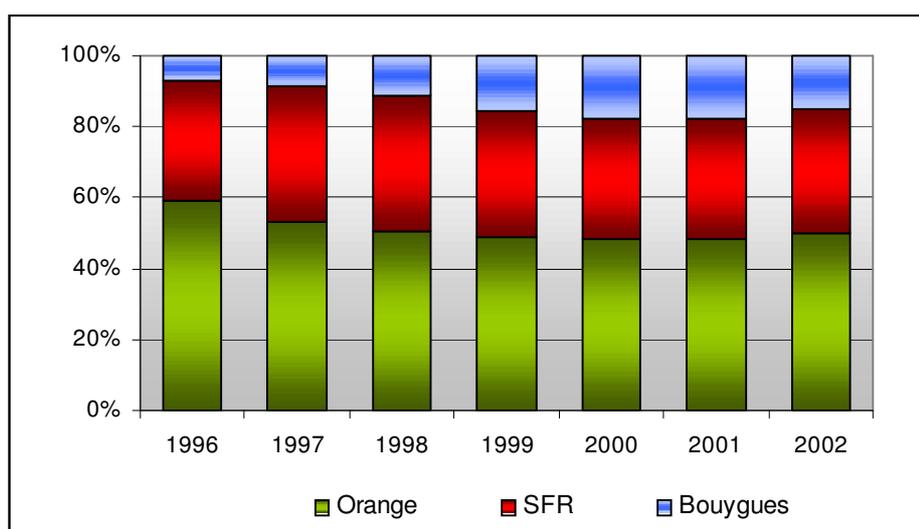
Source : D'après les chiffres de l'ART.

Figure 22 : Évolution de la pénétration des systèmes GSM mobiles en France



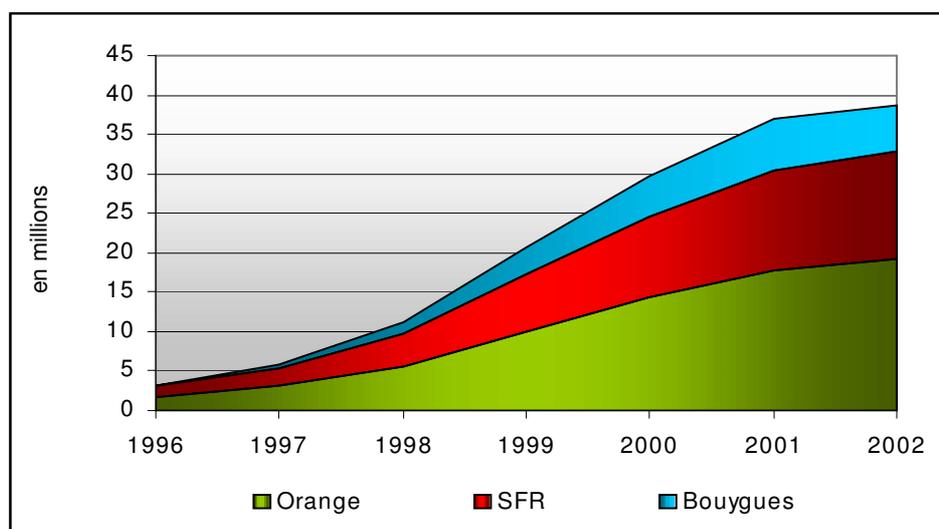
Le taux de pénétration de la téléphonie mobile –c’est à dire le ratio des abonnés par rapport à la population française totale- était seulement de 2,2% en 1995. L’arrivée du troisième – Bouygues Télécom (BT)- en 1996 et l’établissement de l’autorité de régulation des télécommunications en 1997 ont contribué à la croissance rapide du marché. Le taux de pénétration du mobile en France était de 19,2% à la fin de l’année 1998 et de 64% à la fin de l’année 2002¹⁸⁶ (Figure 22).

Figure 23 : Évolution de la part de marché des trois opérateurs de radiotéléphonie français



¹⁸⁶ Moyenne nationale au 31 décembre 2002 (Observatoire ART, 2002).

Figure 24 : Évolution du nombre des abonnés pour les trois opérateurs français de la radiotéléphonie



Alors que Bouygues Telecom, le dernier entrant, continue de gagner des parts de marché avec 18% des abonnés à la fin de 2001, ses deux concurrents ont maintenu leurs positions solides : SFR avec une part de marché de 34,3% sur la même période. L'opérateur historique France Telecom Mobile¹⁸⁷ reste le leader incontesté sur le marché avec une part (quasi-stable) de 48,2% (Figure 23 et 24).

I.3. FORMALISATION DU PRODUIT "SERVICES DE LA TELEPHONIE MOBILE"

Le marché de radiotéléphonie comporte plus de cinquante formules tarifaires différentes selon l'envergure et la structure tarifaire. Ces formules se composent généralement d'un service de base et de services complémentaires.

I.3.1. LES APPELS (COMMUNICATIONS VOCALES)

Les appels téléphoniques vocaux à d'autres abonnés (excluant les numéros auxquels sont appliqués des tarifs spéciaux) sont les composantes principales des services de téléphonie mobile. Ils peuvent être classés en différentes catégories – selon la destination de l'appel, c'est à dire la spécification géographique de la destination – nationale ou internationale – et le type

¹⁸⁷ France Télécom a racheté l'opérateur anglais de téléphonie Orange et a regroupé toutes ses activités de téléphonie mobile en Europe sous le nom d'Orange. Cette nouvelle entité a été introduite en bourse.

du numéro appelé : vers le même réseau mobile, vers un autre réseau ou vers une ligne téléphonique fixe.

I.3.2. LES SERVICES

Un service regroupe toutes les facilités d'utilisation offertes en complément des appels. Il offre à l'abonné de nouvelles fonctionnalités qui enrichissent le service de base à savoir la transmission de voix. Chaque service est le résultat d'une innovation technologique ou marketing.

Les services peuvent être classés répertoriés. On distingue tout d'abord les services de gestion des contrats qui incluent le suivi de la consommation, la tarification détaillée, les minutes reportées et les services clients. Ensuite, le service de gestion des appels permet d'effectuer des appels internationaux ou l'utilisation du mobile à l'étranger ("roaming"), les restrictions sur les appels sortants, les appels en attente, l'identité de l'appelant et les numéros qui ne sont pas répertoriés. Enfin, les services comprenant la transmission des informations par d'autres moyens que les appels vocaux sont la messagerie vocale (répondeur) et les messages texto (SMS)¹⁸⁸. D'autres services plus sophistiqués sont offerts par les opérateurs tel que le "bureau mobile" (envoyer et recevoir des faxes, données et e-mails).

I.4. LA TARIFICATION

Plusieurs types de formules tarifaires existent sur le marché à savoir les abonnements, les forfaits et les cartes prépayées.

I.4.1. LES ABONNEMENTS

Cette formule consistait, au début de la téléphonie mobile, en un abonnement mensuel qui ne s'accompagnait d'aucune minute de communication. Ces premiers contrats d'abonnement étaient sans forfaits à l'image des tarifs existants dans la téléphonie fixe, toutes les minutes étant alors facturées en sus. Ce type d'offre bien que majoritaire au départ a vu sa part dans l'offre globale baisser au profit des autres formules tarifaires.

¹⁸⁸ Les SMS sont des courts messages qui ne dépassent pas 160 caractères pour communiquer avec un autre mobile.

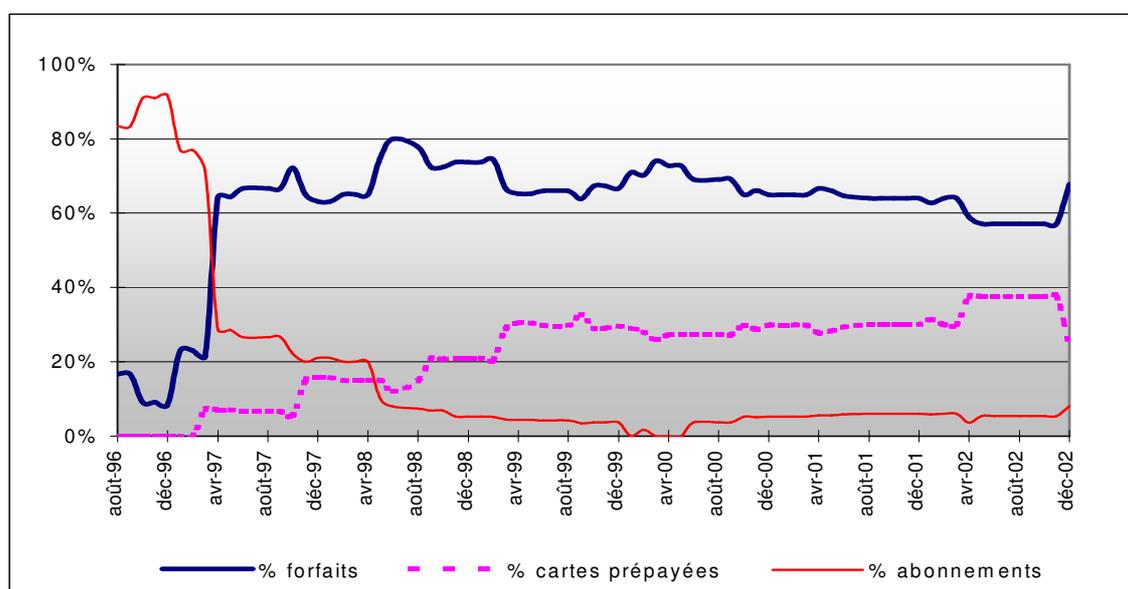
I.4.2. LES OFFRES POST PAYEES (OU FORFAITS)

Les abonnements sont graduellement remplacés par un grand éventail de forfaits avec différents contenus (Figure 25). Un forfait contient un volume spécifié d'appels et d'accès aux différents services. Aujourd'hui, tous les forfaits offerts sont mensuels. Les abonnés peuvent s'engager eux-mêmes pour des forfaits entre 12 et 24 mois.

Les minutes d'appels incluses peuvent être ou non reportées le mois suivant. Plusieurs services sont offerts et facturés de façon complémentaire, généralement avec des coûts plus élevés que ceux des services inclus dans le forfait. Premièrement, ils contiennent les appels hors forfait et des types spécifiques d'appels – l'exemple le plus connu étant l'appel à l'étranger ou de l'étranger si le téléphone mobile est utilisé hors de la France. Deuxièmement, quelques services sont régulièrement offerts sur la base d'un "out-of-package" à l'image des services de messagerie et d'accès aux services d'informations.

Par ailleurs, le concept de forfait est abusif dans le sens où il s'agit généralement d'un crédit de temps, tous les autres types d'appels n'étant pas inclus.

Figure 25 : Évolution de la répartition des formules selon les trois types de plans tarifaires



Source : l'auteur (à partir de notre base de données)

I.4.3. LES OFFRES PREPAYEES

Les offres prépayées sont des offres sans abonnement, sans facture, que l'on oppose souvent aux forfaits. Itineris (Orange) fut le premier opérateur, en mars 1997, à lancer une formule sans abonnement baptisée « Mobicarte ». Il a fallu 8 mois à SFR et Bouygues Télécom pour réagir avec le lancement en novembre 1997 des packs prépayés « Entrée Libre » chez SFR et « Nomad » pour Bouygues Télécom.

Le principe d'une offre prépayée consiste à ne payer que les minutes de communications consommées, sans avoir à souscrire à un abonnement ou un forfait. Lors du premier achat, deux solutions s'offrent au consommateur :

- soit choisir un pack comprenant le téléphone accompagné d'une carte SIM¹⁸⁹ créditée d'un temps de communication.
- soit opter pour une pochette prépayée avec les frais de mise en service inclus et la carte SIM créditée d'un temps de communication. Une fois ce crédit épuisé, il suffit de le réapprovisionner avec une nouvelle recharge. Plusieurs recharges sont proposées par les différents opérateurs selon les formules¹⁹⁰.

Ce type d'offre plus flexible que le forfait convient plus à des profils de consommation irréguliers. Il s'adresse en priorité à ceux qui téléphonent peu et dont la priorité est de recevoir des appels. Depuis 1999, ces offres se sont largement développées au sein des clientèles ayant des revenus faibles. Les jeunes, représentent une part importante de cette catégorie d'abonnés.

Le temps des recharges varie selon l'opérateur. Mobicarte propose 3 plans différents selon les horaires d'appels. Avec SFR La Carte, SFR double le temps de ses recharges le soir et le week-end. Pour sa part, Bouygues Télécom propose 2 formules : « Nomad », un tarif de communication qui varie en fonction du temps acheté et une formule « Spot » qui comprend des appels gratuits interrompus par une plage publicitaire. Tous les opérateurs proposent des tarifs différents, et les prix d'appel varient souvent selon les plages horaires (heure creuse ou heure pleine). Il est important de signaler, néanmoins, que les appels des cartes prépayées coûtent 1,5 à 2 fois plus chers que ceux des forfaits.

¹⁸⁹ Une carte SIM (Subscriber Identity Moduel) désigne la carte à puce qu'on loge dans son téléphone mobile afin qu'il puisse se connecter au réseau de l'opérateur mobile. Elle permet d'identifier personnellement l'abonné et contient des informations comme le numéro de téléphone et tout ce qui est relatif au réseau de l'opérateur et à l'abonnement.

¹⁹⁰ Il s'agit d'une carte virtuelle qui n'est rien d'autre qu'un compte associé à la carte SIM. Le rechargement se fait par téléphone en donnant le numéro de la carte bancaire.

II. ANALYSE STRATEGIQUE DU MARCHE

Nous abordons maintenant l'évolution de la structure concurrentielle du marché français de téléphonie mobile. Dans une perspective d'analyse des prix, il s'agit de comprendre :

- d'une part, **les effets de la concurrence** : comment le passage d'une structure de duopole à une structure de triopole a pu affecter les politiques des opérateurs en place (concurrence par les prix) ;
- d'autre part, les **types d'innovations** qui expliquent et sous-tendent le développement à la fois de l'offre de services et des usages (concurrence hors prix : services à valeur ajoutée/qualité).

II.1. LA CONCURRENCE A-T-ELLE FAIT BAISSER LES PRIX ?

Afin de savoir si la concurrence a fait baisser les prix, nous devons regarder si les prix payés par les consommateurs ont baissé par rapport à ceux qui auraient été payés en l'absence de la concurrence. L'enjeu est de montrer que l'arrivée d'un troisième entrant a stimulé un marché partagé préalablement par un duopole entraînant une réduction des prix des services de la téléphonie mobile.

1.1.1. DE 1992 A 1996 : DUOPOLE STABLE ET PRIX ELEVES

La théorie économique a démontré que les entreprises en concurrence (un nombre restreint d'entreprises) ont intérêt à s'entendre pour maintenir des prix excessifs sans avoir recours à des accords explicites. Le comportement sous-jacent est dit *collusion implicite (ou tacite)*. Sur le marché de radiotéléphonie, suivant DangNguyen (2001) : « *Tant que les opérateurs se trouvent en duopole, des situations de collusion implicite¹⁹¹ (ou semi-collusion) peuvent permettre de maintenir des prix élevés* ».

En effet, l'attribution de licences GSM fin 1992 aux deux opérateurs France Télécom et SFR, déjà en concurrence pour les services de téléphonie mobile analogique, présentait des risques. Les deux opérateurs pouvaient être incités à freiner la diffusion du GSM, pour ne pas nuire à

¹⁹¹ La collusion tacite correspond à des situations où les firmes sur un marché oligopolistique sont amenées à se coordonner sans accord explicite.

leurs services analogiques (Pénard, 2001). Pour ce faire, les opérateurs optent en général pour un déploiement lent de leur réseau leur permettant de restreindre la clientèle aux consommateurs ayant la plus forte disposition à payer, puis à baisser progressivement les prix pour élargir le marché.

France Télécom¹⁹² et SFR déploient ainsi, jusqu'en 1996, un réseau à capacité limitée (GSM 900) ne pouvant pas, de ce fait, accueillir un grand nombre d'abonnés. Pour ne pas saturer les cellules¹⁹³ et maîtriser la qualité de service, les deux opérateurs ont pratiqué des prix d'accès et des tarifs élevés, l'offre étant exclusivement orientée vers les hommes d'affaires à forte facture. D'ailleurs, la France faisait partie des pays les plus chers d'Europe en 1994 (ART, 1998). L'évolution des prix des deux opérateurs est reportée au tableau 1, on peut y voir que leurs tarifs caractérisés par des niveaux élevés sont revus à la baisse en 1995.

Tableau 1: Tarifs (en euros HT) versus taux de couverture (% population) sur les services GSM avant et après l'entrée de Bouygues

Itinériss	1993	1995	1997
Mise en service	53.378	53.378	53.353
Abonnement mensuel	54.903	28.976	de 11.988 à 59.913
Prix de la mn	de 0,457 à 0,762	0,381	de 0,145 à 0,610
SFR	1993	1995	1997
Mise en service	53.378	53.378	53.353
Abonnement mensuel	38.127 à 76.254	de 28.976 à 37.364	de 11.498 à 59.913
Prix de la mn	de 0,655 à 0,823	de 0,240 à 0,610	de 0,121 à 0,610
Bouygues Telecom	1993	1995	1997
Mise en service			42.362
Abonnement mensuel			de 21.191 à 36.311
Prix de la mn			de 0,121 à 0,449

Source : calculs de l'auteur à partir des données de « Journal des Télécoms », « Phone House » et « Mobiles Magazine ».

La mise en œuvre de cette stratégie de déploiement permettait aux opérateurs d'amortir leurs investissements, au détriment du retard de diffusion de la téléphonie mobile en France (avec

¹⁹² Le réseau numérique de France Télécom est commercialisé sous le nom d'Itinériss.

¹⁹³ De plus, la modulation horaire, conformément à l'apport théorique de Marcel Boiteux sur la tarification des pointes est un aussi un dispositif permettant aux opérateurs de mieux répartir le trafic afin de gérer les phénomènes de saturation du réseau à certaines heures de la journée.

taux de pénétration de 3% en 1995) qu'elle impliquait par rapport aux voisins européens¹⁹⁴. Toutefois, grâce aux bénéfices accumulés, les deux opérateurs ont pu densifier leurs réseaux depuis l'entrée d'un troisième opérateur sur le marché.

1.1.2. DE 1996 A 1998 : L'ENTREE DE BOUYGUES ET BAISES DES PRIX

L'arrivée de Bouygues sur le marché le 1^{er} juin 1996 faisait suite à une décision de l'autorité de régulation d'augmenter le nombre de licences d'exploitation. Le but était précisément d'intensifier la concurrence entre les acteurs et de conforter les innovations technologiques les plus récentes. La technologie GSM 1800 de l'opérateur l'a contraint à mettre en place un réseau dense principalement dans les zones urbaines ou à forte densité. De plus, le déploiement de son réseau, plus dense par nature, nécessitait dès lors des investissements plus élevés que ses prédécesseurs. Afin d'amortir ces investissements, il lui fallait alors attirer un grand nombre d'abonnés.

Or, dernier arrivé sur le marché après Itinériss et SFR, Bouygues s'est trouvé en présence d'une « base installée » d'abonnés, ce qui l'a incité à avoir une politique marketing plus agressive pour pénétrer le marché. Bouygues a immédiatement axé sa stratégie sur le grand public jusque là délaissé. De plus, l'opérateur a introduit une innovation tarifaire sur le marché français : le *forfait*¹⁹⁵. Son offre étant ainsi fondée sur un forfait de 3 heures d'appel dans une zone fixée à 240 francs TTC. L'offre contenait six services : filtrage, répondeur, renvoi d'appel, message, annuaire, kiosque de services. Le service inclut la messagerie, le choix du numéro, le répondeur. L'opérateur a opté *in fine* pour des prix plus bas que ses concurrents.

Les opérateurs Itinériss et SFR ont rapidement perçu le potentiel du marché de masse. Cependant, la complexité de cette innovation commerciale requiert une logistique et une réorganisation importante des relations avec les fournisseurs d'équipements et les distributeurs. Ainsi, elle n'a pas été reprise immédiatement par les deux opérateurs. Ce n'est qu'en mars 1997, que SFR et

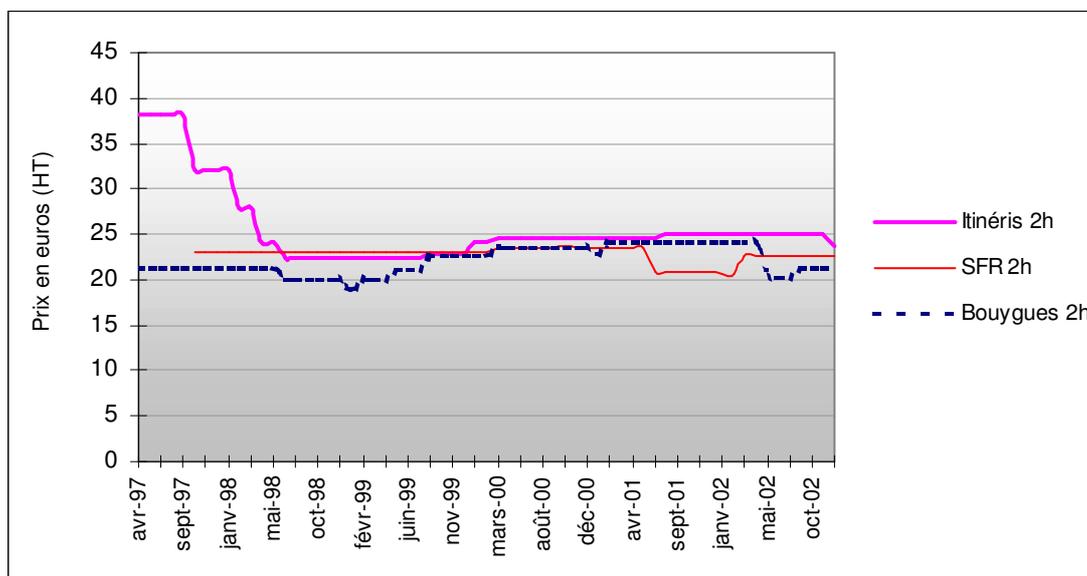
Itinériss ont lancé leurs propres forfaits, réduisant ainsi l'écart entre leurs prix et ceux de Bouygues Télécom (Tableau 1). Une réelle décade des tarifs mobiles a ainsi commencé. Cependant, lorsque nous retraçons l'évolution des prix des forfaits à 2 heures et 4 heures de

¹⁹⁴ Jusqu'en 1995, la France affichait le taux de pénétration le plus faible parmi : la Finlande, le Japon, les Etats-Unis ainsi que plusieurs pays européens.

¹⁹⁵ Cette structure tarifaire existait déjà au Royaume-Uni.

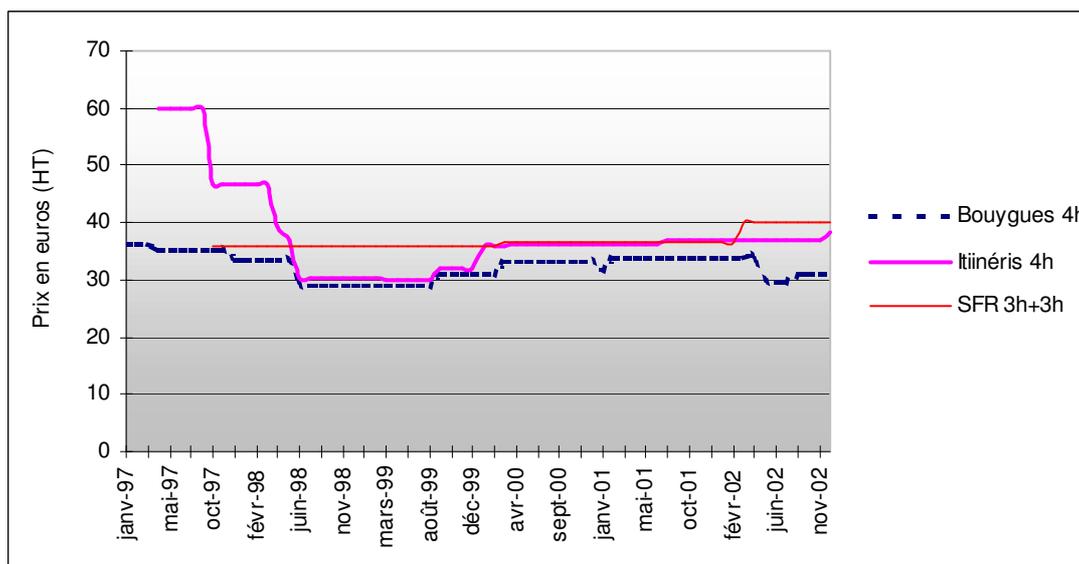
communications respectivement sur les figures 26 et 27, nous pouvons voir que les prix de Bouygues restent, pour un volume équivalent, très en dessous des offres de ses concurrents.

Figure 26 : Tarifs proposés par les opérateurs pour 2 heures de communications



Source : calculs de l'auteur.

Figure 27 : Tarifs proposés par les opérateurs pour 4 heures de communications



Source : calculs de l'auteur.

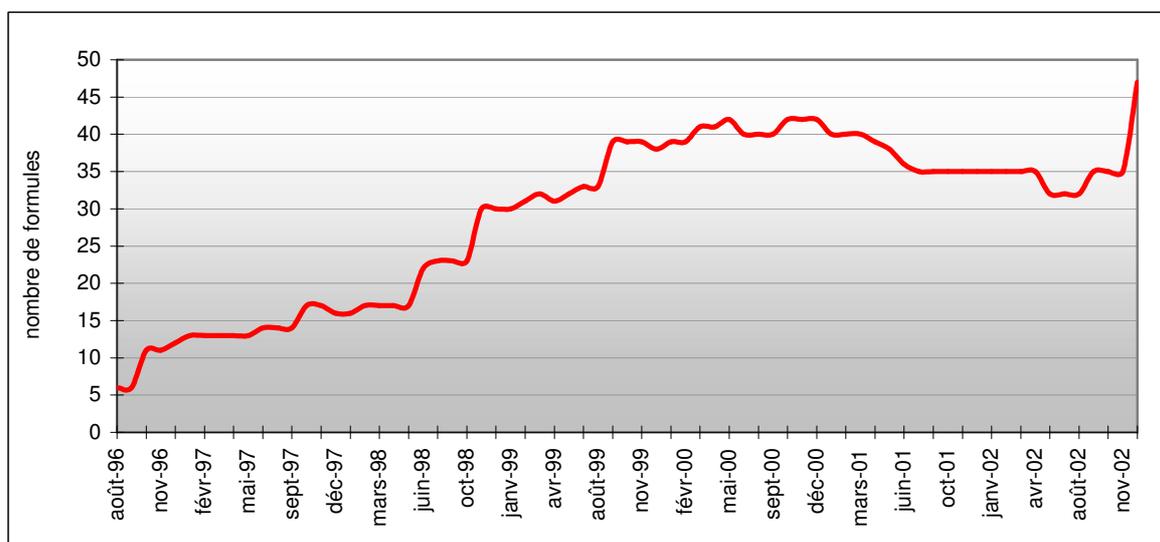
Les deux graphiques ci-dessus montrent que, jusqu'en 1998, la concurrence, très active, s'est exercée sur les prix. Depuis, nous remarquons d'abord que, les écarts entre les prix des trois

opérateurs se sont fortement réduits, ensuite que les prix se sont stabilisés sur le reste de la période. La stratégie dès lors déployée pour attirer de nouveaux abonnés et gagner des parts de marché s'est reportée sur l'innovation marketing, la qualité de service au client et l'image de marque.

1.1.3. DE 1998 A 2002 : STIMULATION DE L'INNOVATION TECHNOLOGIQUE, MARKETING ET STABILITE DES PRIX

Il est certain qu'un grand changement stratégique s'est opéré dans l'industrie de la téléphonie mobile depuis l'arrivée d'un troisième acteur sur le marché. En effet, après une phase de concurrence pendant les deux années 1996 et 1997, les opérateurs désireux d'échapper à cette guerre des prix (devenus dès lors parmi les moins chers d'Europe¹⁹⁶) vont dynamiser leurs offres de services par une multiplication des *packages* commerciaux (Figure 28).

Figure 28 : Le développement de la gamme de produits proposés sur le marché français du radiotéléphone 1996-2002



Source : calculs de l'auteur.

¹⁹⁶ Cette période correspond avec la fin de la période de rattrapage du marché français sur ses voisins européens (la France atteint fin 1997 un taux de pénétration de 10%, similaires à ceux de l'Allemagne, l'Espagne, la Belgique...) (ART, 1998).

Comme nous pouvons le noter sur les figures 26 et 27, les prix se stabilisent à partir de 1998. Les stratégies de prix ont ainsi laissé la place aux innovations technologiques et commerciales qui confèrent des avantages stratégiques aux opérateurs (avantages compétitifs, capacité à survivre dans un environnement concurrentiel, etc.). Ces derniers, désireux d'échapper à la concurrence frontale, cherchent un nouveau levier de croissance du côté des services. Ils fondent leurs stratégies de plus en plus sur des études approfondies et des analyses détaillées des besoins et préférences des abonnés qui portent sur un ensemble de critères.

Une large palette de services est désormais proposée au consommateur. Chaque service commercial est le résultat d'une innovation technologique ou de marché. La liste des types d'innovations dressée ci-dessous est loin d'être exhaustive.

Tableau 2 : Chronologie simplifiée de l'apparition des innovations technologiques et commerciales sur la période 1996-2002

Innovations majeures	Imitation et amélioration des innovations initiales
Innovations commerciales	
29/05/96 Forfait (Bouygues Télécom) initialement forfait local (-100km) 3H	12/11/96 Forfait local 3H (SFR) 01/01/97 Forfait national 4H (Bouygues Télécom) 07/03/97 Forfaits nationaux 2, 3, 4H (Bouygues Télécom) 12/03/97 Forfait national 1H pleine / 1H creuse (Itinérís) 08/09/97 Forfaits nationaux 1, 2, 3, 4, 5H (Itinérís) 15/09/97 Forfaits nationaux ½, 2, 3, 5H avec les « heures week-end » (SFR) 14/04/98 Forfaits nationaux 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8H (Itinérís) 10/05/99 Extension des « heures soir et week-end » à tous les forfaits (SFR) 15/10/98 Formule forfait Optima –offerte gratuitement jusqu'au 30/11- (Itinérís) 08/04/99 Report des minutes du forfait (Itinérís) 06/99 Forfait mixte (Bouygues Télécom) 11/99 Gratuité des communications le week-end (Bouygues Télécom) 29/11/99 Gratuite des communications le soir et week-end (SFR)
25/10/96 Pack (Bouygues Télécom)	26/05/97 Pack (SFR) 09/06/97 Pack Ola (Itinérís)
19/03/97 Carte prépayée Mobicarte (Itinérís)	06/10/97 Kit Mobicarte (Itinérís) 10/10/97 Pack Nomad (Bouygues Télécom) 12/12/97 Pack Entrée Libre (SFR) 25/06/98 Recharge Entrée Libre 1H (SFR) 24/07/98 Mobicarte 15 minutes (Itinérís)
15/09/1997 Forfaits Heures Week-end (SFR)	Forfaits nationaux 30mn+30WE, 1h+1hWE, 3h+3hWE, 5h+5hWE à 135, 165, 295 et 445F (SFR).
02/03/98 Consultation gratuite du répondeur (Bouygues Telecom)	09/03/98 Consultation répondeur gratuite pour le forfait Ola (Itinérís) 12/10/98 Consultation gratuite pour forfaits heures soir et week-end (SFR) 16/11/98 Extension à tous les forfaits de la consultation gratuite du répondeur la première minute (SFR) 08/03/99 Extension de la gratuite de la consultation illimitée du répondeur (SFR)

14/04/98 Offre de fidélisation (Itinérís) Si engagement sur 24 mois : -40%	06/11/98 Offre Alliance, avec engagement sur dix-huit mois (SFR) 12/98 Offre Sesame associant SFR et le 7 pour accumuler des points de fidélité (SFR) 10/05/99 Offre Fidélité, -20F/mois si engagement sur 18 mois (Bouygues Telecom)
14/05/98 Numéros à tarif préférentiel (Itinérís) « Numéro malin » : - 30% au choix vers trois numéros France Télécom ou Itinérís	29/05/98 Pack Complice 1H de téléphonie gratuite entre deux portables (SFR) 18/06/98 1H supplémentaire gratuite pendant six mois vers deux numéros (Bouygues Télécom) 06/11/98 Appels vers mobile SFR à moitié prix (SFR) 15/01/99 -20% vers mobile à partir de six numéros fixes -promotion- (Itinérís) 10/05/99 Offre Entre nous, réduction sur appels passés entre 3 numéros au minimum (Bouygues Télécom)
02/09/2002 Tarifcation à la seconde au-delà de la première minute indivisible (SFR)	02/09/2002 Tarifcation à la seconde dès la première seconde pour trois nouvelles offres sur des forfaits de 1h30, 2h30, 4h et sur une carte prépayée de 35min (Bouygues Telecom). 09/09/2002 Formule « ABC à la seconde » sans période d'engagement. (SFR) 15/09/2002 Tarifcation à la seconde dès la première seconde à l'exception des anciennes formules, comme « Ola », pour les minutes en dépassement du forfait 1H la première minute indivisible subsiste (Orange)
Innovations technologiques	
1996 (SMS)	Apparu en même temps que la technologie GSM ¹⁹⁷ .
12/11/1998 Courrier électronique (Bouygues Telecom) lance l'ExpressM@il	01/12/1998 E-Texto et E-Mail vendu séparément ou en Pack "In-Edit" au prix de 60,30 F TTC/mois. In-Edit propose aussi un service "E-web", qui permet de connecter le téléphone mobile à un ordinateur ou un agenda électronique et d'accéder directement au web (SFR) 12/02/1999 Itinérís lance e-mail à 30 F TTC/mois, ce nouveau service permet d'être averti, de lire et d'émettre des messages électroniques (e-mail) à partir de son téléphone mobile
02/12/1999 WAP (Itinérís)	19/06/2000 SFR lance son bouquet de services WAP « vizzavi » 06/11/2000 Bouygues lance son service WAP.
25/05/2001 Octroi de licence UMTS (Universal Mobile Telecommunications System)	Mai 2001 attribution d'une licence UMTS qui s'étaient portés candidats en janvier au prix de 4,95 milliards d'euros (Orange et SFR) Décembre 2002 attribution d'une licence UMTS lors du second appel d'offres (prix : 619 Millions d'euros) (Bouygues)
17/04/2002 I-mode Signatures de l'accord du transfert de la licence i-mode avec NTT DoCoMo (Bouygues)	15/11/2002 le lancement commercial de l'i-mode sur le réseau GPRS (Bouygues) 10/2003 lancement du portail Vodafone Live ! (SFR) 10/2003 lancement d'Orange World (Orange)

Source: Tableau actualisé d'après Hamdouch et Samuelides (2001).

¹⁹⁷ 1992 : date du premier envoi d'un SMS sur le réseau de l'opérateur britannique Vodafone.

II.2. CARACTERISTIQUES DE LA DEMANDE DE SERVICES

Après avoir dressé son portrait global et analysé certains de ses aspects stratégiques, plusieurs spécificités (de la demande) doivent être énoncées sur marché français de radiotéléphonie.

1.1.4. LES EFFETS DE CLUB

Les services de radiotéléphonie sont par nature des services générant des *effets de réseau*, appelés aussi *externalités positives de réseau*. Il s'agit du supplément d'abonnements en contrepartie de l'avantage retiré par les adhérents au réseau au fur et à mesure de sa croissance (Curien, 2000). Ainsi, la valeur collective du réseau croît proportionnellement au nombre d'abonnés raccordés et sa croissance est favorisée par une structure tarifaire qui incite l'entrée des abonnés à faible disposition à payer.

En effet, suivant Curien et Gensollen (1992) : « *l'externalité de club joue un rôle important dans la croissance d'un réseau téléphonique car elle engendre un effet de rétroaction positive de l'offre sur la demande de raccordement* » : lorsque le réseau est de taille modeste, seuls les individus disposant d'un fort revenu peuvent y adhérer ; dans un environnement concurrentiel, au fur et à mesure que la taille du réseau s'accroît, le club devient plus attrayant et les demandes d'accès au réseau se multiplient. La croissance de la demande permet aux opérateurs de réaliser des économies d'échelle (baisse des coûts moyens) et d'abaisser les prix. Ces dernières permettent en retour d'attirer des nouveaux clients (généralement à revenus plus faibles), qui auront pour effet de renforcer les effets de réseau et de stimuler la demande, et ainsi de suite.

Dès lors, il est possible pour le consommateur de profiter d'une caractéristique importante des réseaux de communication à savoir *l'effet club*, même dans un contexte de concurrence (Dang Nguyen, 2000).

1.1.5. LES CRITERES DE CHOIX DES CONSOMMATEURS ET L'EXPLOITATION DE SEGMENTATION

La stratégie présentée dans les paragraphes précédents passe par plusieurs innovations tarifaires (forfaits, cartes, tarifs d'appels différenciés par destination et modulation horaire, etc.), et « *non tarifaires* » (services à valeur ajoutée). Ces pratiques permettent aux opérateurs d'augmenter leurs marges à travers une discrimination de leur clientèle.

D'abord, les opérateurs en multipliant les formules tarifaires favorisent l'auto-sélection des consommateurs. Ces derniers révèlent d'eux-mêmes leur propension à payer¹⁹⁸. Le consommateur peut ainsi choisir sa formule d'abonnement, parmi toutes celles proposées sur le marché, en fonction de son besoin anticipé. Dans ce sens, les études de marché réalisées par les opérateurs montrent que le choix du consommateur ne porte pas sur un produit considéré comme une entité mais sur un ensemble de caractéristiques qui permettent d'analyser l'évolution de cette demande.

Les critères de choix des consommateurs peuvent être classés en fonction du triptyque tarif - qualité de service - services à valeur ajoutée.

- **Les tarifs :** le prix pour l'abonné comporte généralement deux parties : une charge fixe représentée par le terminal et les frais de mise en service et une charge variable (mensuelle) payée *a priori* (abonnement ou prépayée) ou à la fin du mois (forfait). Les consommateurs sont très sensibles aux prix. La politique tarifaire de l'opérateur est donc primordiale.
- **Les caractéristiques de qualité :** la qualité recouvre premièrement les **performances techniques du système** (ou le dimensionnement du réseau) : la disponibilité du service, le maintien des communications et leur qualité auditive¹⁹⁹. En réalité, la qualité de la réception et sa fiabilité vont de paire. Un réseau mal dimensionné conduit à une saturation du réseau, c'est à dire à des difficultés pour établir ou recevoir des communications. La qualité des communications peut aussi se dégrader avec la congestion du réseau. De plus, la couverture du territoire n'étant pas totalement homogène, des détériorations sensibles du signal peuvent conduire à des coupures inopinées de la communication. Ces problèmes peuvent conduire à une insatisfaction des abonnés et donc à une mauvaise image de l'opérateur. Une partie des abonnés peut décider de ne pas renouveler leur abonnement et encourager leur entourage à faire de même. Deuxièmement, la qualité porte sur la **couverture du territoire** : nationale (dépend directement des installations de l'opérateur) et internationale (les problèmes concernant les prestations à l'étranger portent sur la zone de couverture, sur les difficultés de mise en service, le manque d'assistance en cas de difficulté d'utilisation à l'étranger et surtout sur les tarifs pratiqués. A l'étranger, l'utilisation du portable est conditionnée aux partenariats de l'opérateur).

¹⁹⁸ Il s'agit d'une *discrimination de second degré*.

¹⁹⁹ L'objectif est de définir les critères qualité en fonction de l'usage et non de la technique. En matière de voix par exemple, les utilisateurs s'intéressent à l'intelligibilité et non à la bande passante, la distorsion, la perte de paquets, etc.

- **Les caractéristiques de variété :** en plus du service de base, les opérateurs offrent de nombreux *services supplémentaires ou à valeur ajoutée* (répondeur vocal, présentation du numéro, double appel, etc.). L'enrichissement de l'offre²⁰⁰ n'est que la réponse aux besoins de la demande de plus en plus exigeante. Le caractère « indispensable » ou « supplémentaire », pour un abonné d'un service à valeur ajoutée dépend de sa durée de vie sur le marché. Afin d'attirer plus de clients, les opérateurs proposent fréquemment des services innovants leur permettant de détenir un avantage par rapport à leurs concurrents. Enfin, l'émergence de certains services (messages électroniques, navigation sur Internet) sur les réseaux filaires et l'intensification de leur usage a généré une demande pour ces services auprès des opérateurs de télécommunications mobiles. Parallèlement, les opérateurs accordent beaucoup d'attention à leur *image de marque* et procèdent à des pratiques marketing, essentielles dans la concurrence hors prix²⁰¹.

Ces éléments seront étudiés dans la section suivante.

Par ailleurs, les opérateurs définissent des catégories de consommateurs selon des critères prédéfinis (âge, statut professionnel, revenu etc.). Cette segmentation des clients est importante dans la définition des services et les offres personnalisées. Ainsi, chaque client selon la classe à laquelle il appartient se verra proposer des tarifs et services spécifiques²⁰².

Encore une fois, les études de marché réalisées par les opérateurs ainsi que les travaux sur la problématique liée à l'étude de l'évolution des prix du secteur (Magnien, 2003) montrent qu'il existe au moins trois catégories d'abonnés qui peuvent être classés par « taille »:

- Tout d'abord, on trouve la catégorie des **grands consommateurs**. Il s'agit essentiellement des professionnels mais aussi d'une classe aisée du grand public. Ils sont plus demandeurs, ils utilisent et souhaitent utiliser de façon encore plus experte leurs téléphones et bénéficier de fonctionnalités au-delà des simples services de base offerts sur le réseau filaire²⁰³. Il

²⁰⁰ Voir Section 2 de ce chapitre.

²⁰¹ Ces pratiques peuvent prendre différentes formes comme le sponsoring d'événements sportifs, la distribution de cadeau, mais aussi les salaires et les commissions versées aux représentants commerciaux et aux vendeurs. Ces derniers vont convaincre les futurs abonnés de choisir le bon opérateur, qui vont s'assurer que leur offre est bien mise en valeur par rapport aux offres des concurrents. Certains opérateurs vont jusqu'à développer leur propre réseau de vente. On peut noter que France Télécom bénéficie d'un avantage certain sur ses concurrents, parce qu'il dispose déjà d'un réseau d'agences sur toute la France et que sa notoriété est déjà établie (Samuelides, 2001).

²⁰² Il s'agit d'une *discrimination du troisième degré*.

²⁰³ Le système mobile destiné au départ essentiellement à des professionnels pour une utilisation *bureautique* (qui ont besoin d'avoir leurs contacts, leurs notes, leurs e-mails et leur liste de tâches à réaliser avec eux en permanence et tout le temps remises à jour), *communicante* (avec un PC et avec Internet) et de *mobilité* (nécessaire pour les professionnels qui se déplacent beaucoup, entre les sites de leur entreprise, France ou à

s'agit, de consommateurs à grand pouvoir d'achat qui souscrivent à des services comprenant une taxe mensuelle relativement élevée. Ils s'orientent généralement vers les formules « Pro ».

- On trouve aussi les **consommateurs moyens** (le profil le plus commun ou répandu). Ce type d'abonnés souhaite généralement en plus des services de base quelques services supplémentaires. Ils sont de plus relativement sensibles aux prix élevés.
- Les opérateurs désireux d'attirer encore plus d'abonnés, ciblent enfin les **petits consommateurs** qui cherchent avant tout d'être joignables et se contentent le plus souvent d'une utilisation « basique » (les services peuvent être limités à la voix et à la messagerie vocale) et sont moins demandeurs de services supplémentaires. Il s'agit souvent des jeunes utilisateurs, notamment des étudiants qui ont peu de ressources. Ils s'orientent généralement vers les offres prépayées ou les « mini-forfaits ». Ils sont plus sensibles au prix et préfèrent dépenser souvent des petits montants pour des formules simples.

Cette section a dressé l'évolution des structures concurrentielles du marché français de la téléphonie mobile depuis 1992. Nous avons montré comment l'arrivée du nouvel opérateur sur le marché en 1996 a constitué un défi pour les acteurs du secteur préalablement existants. Les trois opérateurs ont engagé d'abord une guerre tarifaire accrue suivie ensuite par des stratégies de commercialisation offensive de leurs services sous forme d'une différenciation et d'une diversification des services offerts. On a alors assisté à une véritable course à l'innovation permettant aux opérateurs de se positionner dans cette nouvelle dynamique concurrentielle (Hamdouch et Samuelides, 2001). Ces comportements, affectés par l'évolution de la demande, peuvent être analysés en termes de tarification et de choix de produits. C'est ce que nous attachons à faire dans la section suivante.

l'étranger). Pour cette catégorie d'utilisateurs, des prestations (les plus innovantes) telles que les communications « data » numériques (tout ce qui n'est pas de la voix : Wap, Internet mobile, SMS, MMS, e-mails ou utilisation du téléphone mobile avec un PC ou un PDA pour se connecter à Internet), mais aussi la couverture nationale (et internationale pour assurer le roaming) des systèmes en concurrence peuvent être des facteurs déterminants.

SECTION II : EVOLUTION DES CARACTERISTIQUES DES SYSTEMES MOBILES

La section précédente nous avons démontré que les opérateurs ont opté, dans un premier temps pour une politique de prix substituée ensuite par une politique de produit. Ceci s'est traduit par une prolifération des formules tarifaires. Or, bien que ressemblants en apparence, ces dernières présentent des disparités importantes qui rend difficile toute comparaison directe des tarifs. Beaucoup de paramètres entrent en jeu, et les nombreuses différences empêchent de comparer directement les formules tarifaires. Pour étudier l'évolution des prix des plans tarifaires en fonction de leurs composantes intrinsèques, il faut rentrer dans le détail des offres.

Dans cette partie, nous nous sommes concentrés sur trois indicateurs majeurs pouvant donner lieu à des comparaisons entre les formules tarifaires d'une part et entre les principaux acteurs du marché de téléphonie mobile en France d'autre part : les tarifs, la qualité de service et les services à valeur ajoutée.

L'objectif de cette section est l'analyse du positionnement stratégique des produits tant en terme de qualité qu'en terme de variété de services. Il s'agit de montrer que les opérateurs se diversifient de plus en plus selon les caractéristiques de variété et de moins en moins selon la qualité. Dans un premier temps, les résultats des enquêtes sur la qualité des systèmes seront analysés afin de donner une photographie sur la qualité globale des réseaux de téléphonie mobile en France. Il s'agira successivement de la performance technique des réseaux et de leur taux de couverture. Dans un deuxième temps, nous analysons l'évolution de l'enrichissement de l'offre des produits en terme de variété de services.

La première partie de cette section se propose d'analyser la démarche stratégique des opérateurs en terme de qualité et de variété.

La deuxième partie sera consacrée à l'évolution de la tarification des opérateurs depuis 1996.

I. ÉVOLUTION DES CARACTERISTIQUES DU MARCHÉ

I.1. LES CARACTERISTIQUES DE QUALITE

La **qualité de service** se décompose en deux indicateurs majeurs.

- La **couverture**, c'est-à-dire la possibilité de passer une communication intelligible sans exigence particulière de qualité. Une information précise et objective sur la couverture est donc essentielle. C'est la raison pour laquelle la couverture des trois opérateurs a été entreprise par l'ART à partir de 2001.
- La **performance technique des réseaux**. Les communications passées à partir d'un téléphone mobile peuvent être coupées ou être de mauvaise qualité pour de nombreuses raisons : les variations de couverture, la congestion du réseau, les problèmes de *hand over*, c'est à dire le maintien de la communication lors du passage d'une cellule radio à une autre. D'une manière générale, la qualité recouvre la disponibilité du service, le maintien des communications et leur qualité auditive.

Plusieurs composantes de la structure tarifaire peuvent conduire à une faible incitation à développer la qualité de service. Ainsi, le forfait assure des revenus pour l'opérateur même si le réseau est indisponible pour des raisons de mauvaise couverture ou de saturation. Pour cette raison, les opérateurs sont tenus de garantir une couverture géographique élevée et homogène, et une qualité de service qui le soit tout autant afin d'offrir à leurs clients la possibilité de rester joignables en situation de mobilité. C'est l'une des obligations incluses dans le cahier des charges associées à la licence accordée par l'Etat à chaque opérateur sur un territoire précisément défini. L'Autorité des Régulations des Télécommunications participe dans le cadre de sa mission, au contrôle du respect de ces obligations. L'ARCEP effectue annuellement deux types d'enquêtes qui rendent compte de deux problématiques distinctes, mais complémentaires : la couverture et la qualité des réseaux mobiles.

I.1.1. LA PERFORMANCE TECHNIQUE DES RESEAUX

En France, les autorités de régulation (ART) font souvent recours à des études de qualité des réseaux mobiles pour pouvoir comparer l'évolution des paramètres de qualité d'émission, de réception et d'écoute pour chaque réseau individuel mobile. L'enquête de l'ART est traditionnellement attendue en début d'année par les trois opérateurs qui s'en servent pour communiquer la qualité de leur couverture et la qualité de leurs réseaux. L'objectif cette

enquête est de mesurer le taux de réussite des appels, le maintien des communications pendant deux minutes et leur qualité auditive.

Cette section tente de fournir une synthèse des résultats de ces enquêtes afin de déterminer l'évolution de qualité de services des réseaux mobiles sur notre période d'étude²⁰⁴ (1996-2002). Il s'agit essentiellement de déterminer si l'écart entre la densification des réseaux et celui de la croissance du marché a eu une influence sur la qualité de service offerte par les opérateurs français. Autrement dit, nous souhaitons vérifier si les opérateurs ont adapté leurs infrastructures à la montée en puissance de leur trafic.

Dans le tableau 7 figurent les résultats des études annuelles des instances réglementaires. Nous avons concentré notre analyse sur les taux de communications réussies et sur la partie d'entre elles qui sont de qualité *correcte*²⁰⁵. Ces résultats montrent que la plupart des taux de communications réussies (établies et maintenues au moins pendant deux minutes) s'établissent en moyenne entre 90% et 99% pour la période 1999-2002 et témoignent dès lors de la très bonne qualité globale des réseaux.

- ***1997 : Malgré son avantage technologique, Bouygues Telecom n'est pas de meilleure qualité que ses concurrents***

En comparant les opérateurs entre eux sur les deux années 1996 et 1997²⁰⁶, les résultats montrent des taux de réussite d'appels très proches pour les trois opérateurs dans les grandes agglomérations, d'environ 96% en moyenne. La qualité était, toutefois, correcte en moyenne à seulement 83% en 1996 contre 93% en 1997 (Tableau 3). Le progrès de la qualité d'écoute en un an serait donc substantiel (Figures 30 à 33).

Par ailleurs, en 1997, le dernier entrant sur le marché assurait posséder des atouts technologiques (DCS 1800) lui permettant d'accueillir sur son réseau un plus grand nombre de

²⁰⁴ Notons toutefois que la comparaison des résultats est malheureusement effectuée sur la base d'indicateurs sensiblement différents d'une année à l'autre vu les changements et les évolutions permanents intervenants soit dans les usages de la téléphonie mobile - dues à la forte progression du nombre de clients utilisant le réseau-, soit dans la méthodologie de l'enquête pour rendre compte de ces évolutions de l'usage. Ces disparités exigent que nos résultats soient relativisés à la lumière de ces changements.

²⁰⁵ Nous considérons, toutefois, que les qualités « correcte » donnent moins d'informations sur la qualité perçue par les clients que la parfaite (également mesurées à partir de 1998 seulement). En outre, le taux de communication réussie, maintenue pendant au moins deux minutes et de qualité correcte, est le produit du taux de communications réussies et du taux de communication de qualité auditive correcte.

²⁰⁶ Les mesures durant les deux premières années 1996 et 1997 sont sensiblement différentes des autres années notamment pour les zones géographiques qui ne comprenaient pour les grandes agglomérations que celles de Paris, Nice et Lyon. De plus que Bouygues Telecom n'a pas été testé en 1996 vu que cet opérateur a commencé ses installations plus tard dans l'année.

clients que ceux de ses concurrents. Les résultats montrent toutefois, que pour Bouygues Telecom, non seulement l'opérateur n'est pas nettement meilleur que ses concurrents, mais au contraire, il serait même de performance moindre. L'opérateur reconnaît en effet, que ses deux concurrents ont beaucoup investi pour améliorer la densité de leur couverture au cœur des villes. Pour Itineris et SFR, les deux opérateurs sont au coude à coude sur toutes les mesures. SFR possède, néanmoins, un léger avantage sur Itineris dans les grandes agglomérations très denses (Paris seulement en 1997) et denses (Lyon et Nice en 1997), où les tests de qualité montrent la supériorité de son réseau en voiture ou à pied.

Globalement en 1997, les communications effectuées par des piétons –notamment extérieurs–, sont de meilleure qualité dans les grandes agglomérations, que celles effectuées depuis une voiture (Figures 34 et 35) ; résultat qui s'inverse dans les villes moins importantes où le taux de communications réussies et de qualité *correcte* est de 87%, depuis une voiture. En revanche, s'il s'agit d'un appel effectué par un piéton, le taux de communications réussies n'est plus que de 84% (Figures 36). En outre, les essais effectués à l'intérieur des bâtiments publics, révèlent que le taux d'appels réussis tourne autour de 90% quel que soit le réseau, même pour Bouygues Telecom, pour qui le fonctionnement « *indoor* » est une priorité²⁰⁷.

- **1998 : Baisse de la qualité de service**

Cette année indique, dans les plus grandes agglomérations et selon une évolution assez homogène pour les trois opérateurs, un moindre taux de réussite dans l'établissement des communications de qualité correcte qui passe de 93% en 1997 à 90% seulement en 1998. Pour les communications effectuées par des piétons extérieurs, elles sont toujours de meilleure qualité dans les grandes agglomérations, que celles effectuées depuis une voiture; résultat qui s'inverse dans les villes moins importantes (Figures 34 à 36).

L'événement marquant de 1998, est le déploiement accéléré du réseau de Bouygues Telecom qu'on remarque nettement à travers sa supériorité presque dans toutes les mesures (Figures 30 à 33). L'opérateur s'est ainsi imposé en affichant les meilleurs résultats de l'année.

- **De 1999 à 2002 : Progression soutenue de la qualité de service**

²⁰⁷ Malgré cette quasi-perfection des réseaux, il convient toutefois de souligner que l'enquête n'a pas été élaborée dans l'optique de rendre compte de la qualité de service des réseaux dans les situations les plus défavorables, notamment les heures de pointe très chargées. Dans ce contexte, les utilisateurs des services de la téléphonie mobile ont pu être amenés à constater des problèmes de saturation encore non résolus à cette époque, et donc une qualité de service inférieure à celle qu'on vient de mentionner.

Depuis 1999, l'enquête a enfin pu apporter des réponses à certaines interrogations concernant l'impact des heures de pointe sur la qualité de service. Tout d'abord, signalons que durant cette période aucun phénomène de saturation dans les agglomérations de 50 000 à 400 000 habitants n'a été constaté. De plus, il y a peu de contraste entre chaque tranche horaire. En revanche, dans les zones urbaines de plus de 400000 habitants, une baisse de la qualité de services aux heures les plus chargées a été enregistrée. Le taux d'échecs et de coupures en « heures de pointe » se chiffre à environ 7%, le double de celui mesuré en « heures creuses » à savoir 4% et ce, quel que soit l'opérateur. Ceci est particulièrement vrai pour la période 1999-2000 (Tableau 6 et Figures 37 et 38).

Cependant en 2001, contrairement aux idées reçues qui circulaient sur la baisse de la qualité de réseaux, on note bien une hausse des taux de communications réussies et de qualité parfaite dans les grandes agglomérations et ceci pour chaque opérateur (Figures 29 à 32). De plus, dans les grandes agglomérations, il y a peu de contraste entre les tranches horaires (Figure 37).

En conclusion, il apparaît que les opérateurs français offrent des performances élevées en terme de taux d'appels réussis et ce malgré la baisse de disponibilité des réseaux imputable à la forte croissance du marché. Globalement, les opérateurs ont donc très bien prévu la montée en puissance de leur trafic pour adapter leurs infrastructures à la croissance

Tableau 3 : Evolution des Taux de communications réussies et de qualité correcte par opérateur

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Zones très denses grandes agglomérations							
Orange	84%	93%	90%	92%	94%	94%	98%
SFR	83%	94%	90%	94%	96%	96%	97%
Bouygues	ND	91%	92%	94%	95%	96%	98%
Zones denses des grandes agglomérations							
Orange	84%	93%	90%	91%	95%	95%	97%
SFR	83%	94%	90%	95%	94%	94%	98%
Bouygues	ND	91%	92%	91%	95%	95%	97%
Agglomérations entre 50 000 et 400 000 habitants							
Orange	77%	92%	93%	95%	97%	96%	97%
SFR	81%	94%	92%	96%	96%	96%	97%
Bouygues	ND	ND	95%	95%	95%	96%	97%
Trains							
Orange	ND	ND	ND	71%	77%	73%	80%
SFR	ND	ND	ND	74%	79%	77%	84%
Bouygues	ND	ND	ND	54%	71%	64%	71%

Figure 30 : QoS par opérateur : Très grandes agglomérations

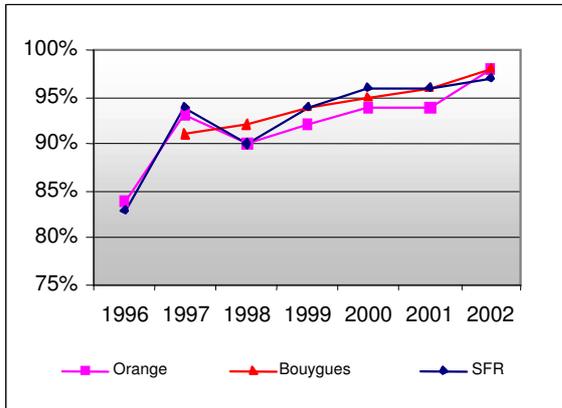


Figure 31 : QoS par opérateur : Zones dense

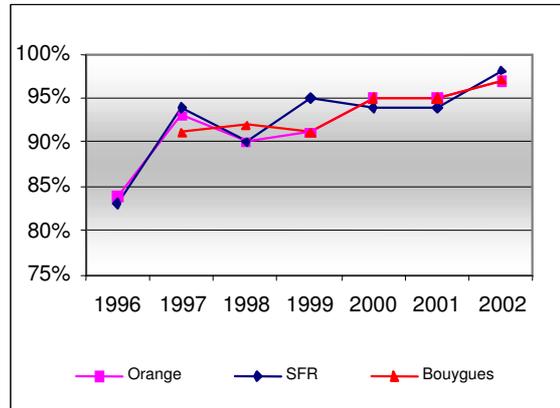


Figure 32 : QoS par opérateur : Agglomérations < 400 000 habitants

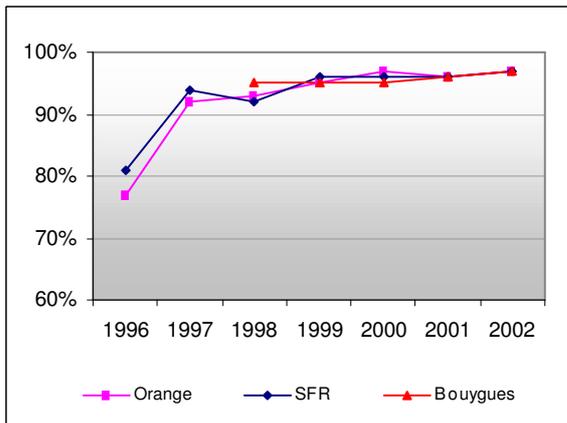


Figure 33 : QoS par opérateur : Trains

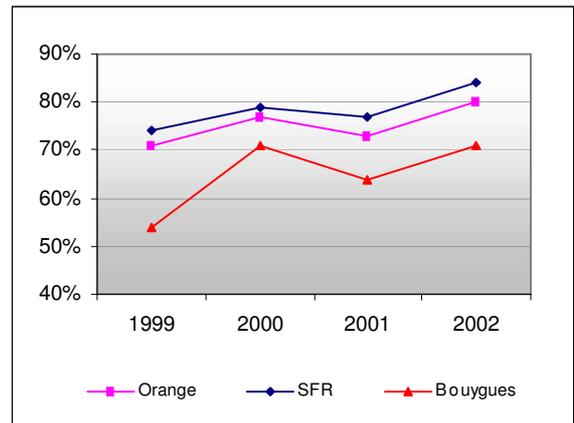


Tableau 4 : Évolution des Taux de communications réussies et de qualité correcte par localisation géographique

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Zones très denses grandes agglomérations							
En voiture	87%	94%	89%	95%	95%	95%	98%
Piéton extérieur	84%	96%	95%	95%	96%	96%	98%
Piéton intérieur	80%	89%	88%	90%	94%	95%	97%
Zones denses des grandes agglomérations							
En voiture	87%	94%	89%	93%	93%	94%	96%
Piéton extérieur	84%	96%	95%	95%	96%	95%	98%
Piéton intérieur	80%	89%	88%	90%	95%	94%	97%
Agglomérations entre 50 000 et 400 000 habitants							
En voiture	78%	96%	95%	96%	95%	95%	96%
Piéton extérieur	82%	92%	92%	97%	97%	97%	98%
Piéton intérieur	78%	92%	92%	93%	96%	97%	97%
Trains							
Trains de banlieue	ND	ND	ND	77%	76%	74%	82%
TGV	ND	ND	ND	55%	ND	68%	75%

Figure 34 : QoS par localisation géographique : Zones très denses

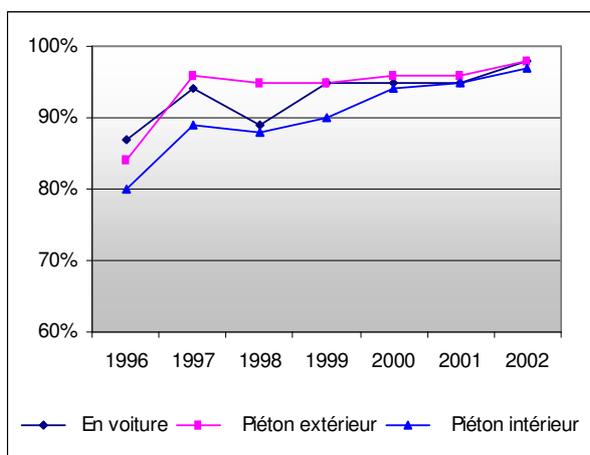


Figure 35: QoS par localisation géographique: Zones denses

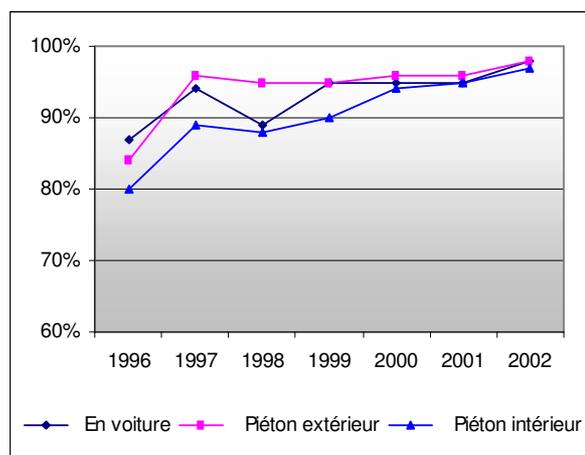


Figure 36 : QoS par localisation géographique: Agglomérations < 400 000 habitants

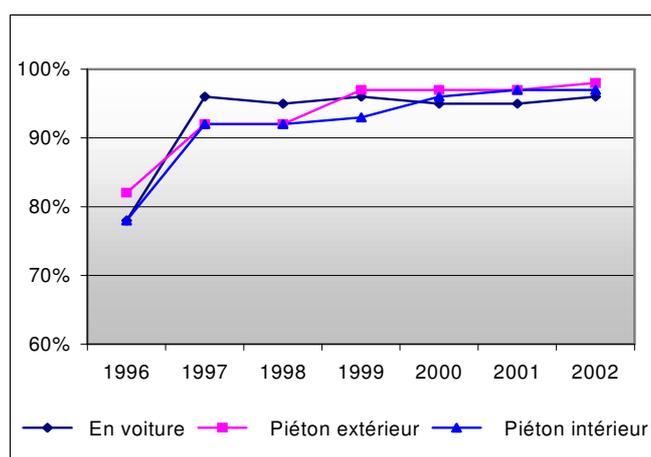


Tableau 5 : La saturation dans les grandes agglomérations de plus de 400 000 habitants par tranche horaire (1999)

Taux d'échec et de coupures	Zones très denses	Autres zones	Ensemble
Orange	HP : 7% HC : 3%	HP : 7% HC : 5%	HP : 7% HC : 4%
SFR	HP : 5% HC : 3%	HP : 4% HC : 3%	HP : 4.5% HC : 3%
Bouygues	HP : 7% HC : 4%	HP : 6% HC : 4%	HP : 7% HC : 5%

Tableau 6 : Taux de communications réussies et de qualité correcte PAR TRANCHES HORAIRES

	ORANGE		SFR		BOUYGUES		MOYENNE	
	Heures de pointe	Heures creuses						
Grandes agglomérations								
1999	84%	86%	86%	87%	82%	86%	84%	86%
2000	85%		85%		83%		84%	
2001	88%	85%	88%	88%	90%	92%	89%	90%
2002	92%	93%	81%	91%	94%	94%	88%	93%
Agglomérations entre 50000 et 400000 habitants								
1999	89%	88%	88%	88%	85%	87%	87%	88%
2000	89%	91%	90%	90%	88%	92%	89%	91%
2001	84%	90%	86%	88%	87%	92%	87%	90%
2002	90%	93%	88%	90%	94%	94%	91%	92%

Figure 37 : QoS par tranche horaire : Grandes agglomérations

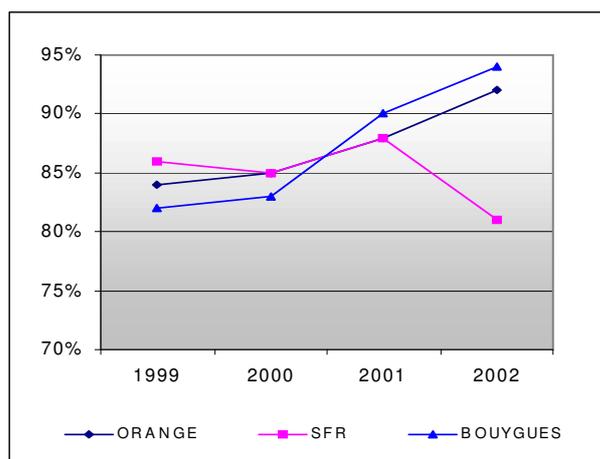


Figure 38 : QoS par tranche horaire : Agglomérations < 400000 habitants

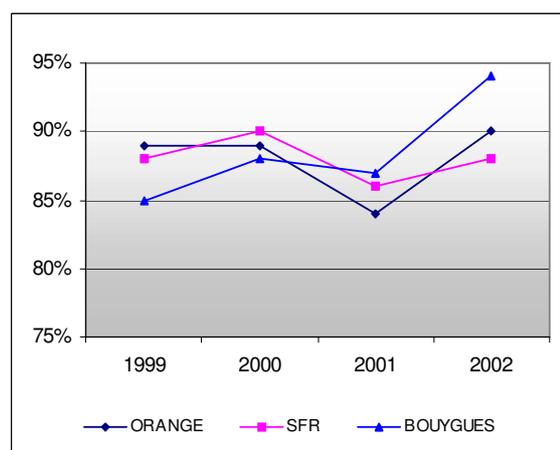


Tableau 7 : Comparaison des 3 opérateurs : résultats des enquêtes 1996-2002

Taux de communications réussies et maintenues 2 minutes et de qualité correcte	1996 ²⁰⁸			1997			1998			1999			2000			2001			2002		
	Orange	SFR	BT	Orange	SFR	BT	Orange	SFR	BT	Orange	SFR	BT	Orange	SFR	BT	Orange	SFR	BT	Orange	SFR	BT
Zones très denses grandes agglomérations²⁰⁹																					
En voiture	87%	86%	ND	93%	94%	ND	89%	86%	93%	94%	95%	97%	94%	95%	95%	94%	96%	96%	98%	97%	98%
Piéton extérieur	85%	83%	ND	96%	96%	95%	96%	94%	95%	93%	96%	96%	94%	97%	97%	94%	96%	97%	98%	97%	98%
Piéton intérieur	80%	80%	ND	89%	91%	86%	86%	90%	87%	90%	92%	88%	93%	95%	94%	95%	95%	95%	97%	96%	97%
Zones denses des grandes agglomérations																					
En voiture	87%	86%	ND	93%	94%	ND	89%	86%	93%	91%	94%	93%	93%	92%	93%	94%	94%	95%	96%	97%	96%
Piéton extérieur ²¹⁰	85%	83%	ND	96%	96%	95%	96%	94%	95%	95%	96%	93%	96%	95%	96%	96%	95%	95%	96%	99%	99%
Piéton intérieur	80%	80%	ND	89%	91%	86%	86%	90%	87%	88%	94%	88%	95%	94%	95%	95%	94%	94%	98%	98%	96%
Agglomérations entre 50 000 et 400 000 habitants																					
En voiture	74%	81%	ND	95%	96%	ND	94%	95%	95%	97%	96%	96%	94%	96%	94%	94%	96%	95%	96%	96%	97%
Piéton extérieur	79%	84%	ND	90%	93%	ND	92%	90%	95%	96%	98%	97%	98%	97%	95%	97%	96%	97%	98%	97%	98%
Piéton intérieur	78%	78%	ND	90%	93%	ND	92%	90%	95%	93%	95%	92%	98%	96%	95%	98%	97%	96%	98%	97%	97%
Trains																					
Trains de banlieue	ND	ND	ND	ND	ND	ND	ND	ND	ND	77%	80%	74%	77%	79%	71%	76%	76%	71%	81%	83%	81%
TGV	ND	ND	ND	ND	ND	ND	ND	ND	ND	65%	68%	33%	ND	ND	ND	70%	77%	56%	79%	85%	61%

²⁰⁸ En 1996 seuls Itineris et SFR ont été testés.

²⁰⁹ Les zones très denses des grandes agglomérations se limitent à Paris en 1996 et denses se limitent à Lyon et Nice.

²¹⁰ Il s'agit en 1996 de la moyenne des piétons extérieurs et intérieurs à la fois pour toutes les zones géographiques et juste pour les agglomérations < 400000 habitants en 1997.

I.1.2. LA COUVERTURE

La couverture est le deuxième axe à étudier dans la problématique de la qualité des réseaux mobiles.

I.1.2.1. La couverture a fortement progressé en France depuis 1997

La couverture des réseaux de télécommunications mobiles a considérablement augmenté ces dernières années, dépassant pour chaque opérateur les obligations minimales inscrites dans les licences²¹¹ (Tableau 8). En effet, depuis 1997, les opérateurs mobiles ont réalisé un effort extrêmement important pour accroître la couverture du territoire par les réseaux. Il se sont alignés presque sur le même taux de couverture en pourcentage de population en 2000 (98% de la population en moyenne). Le fait le plus important concerne les efforts déployés par Bouygues Telecom pour rattraper son retard par rapport à ses deux concurrents.

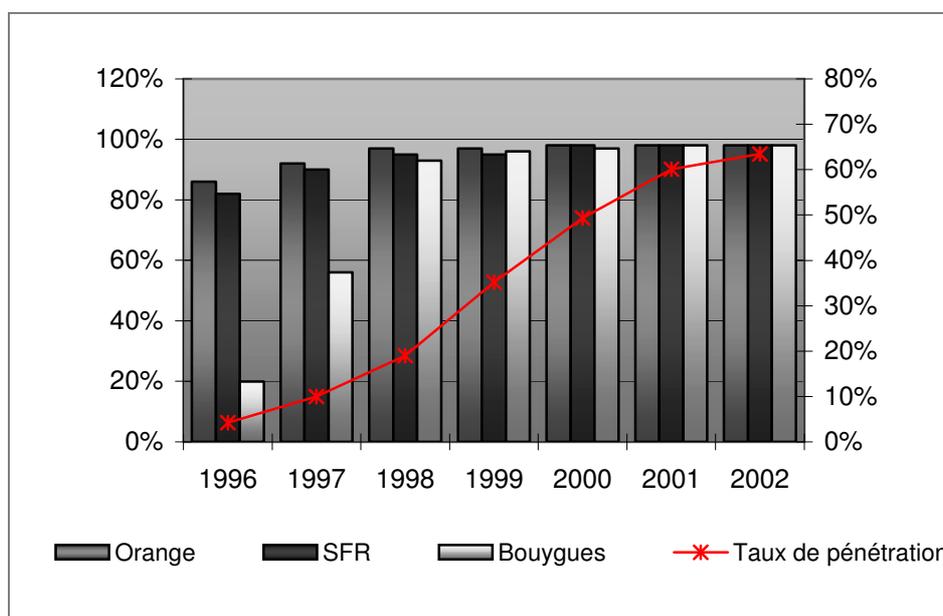
Tableau 8 : Obligations de couverture pour FTM, SFR et Bouygues Telecom

Couverture	FTM et SFR		Bouygues
Obligations initiales	1992 : Date d'ouverture commerciale des réseaux GSM		Mai 1996 : Date d'ouverture commerciale des réseaux du réseau DCS 1800
	1995 : 70% de la population		1er juin 1996 : 15% de la population
	1997 : 85% de la population		Fin 1998 : 54,2% de la population
Obligations révisées			Fin 2005 : 86,6% de la population
	1er juillet 2000 : 90% de la population		Fin 1998 : 85% de la population
Annoncée par les opérateurs (déc 2000)	89% du territoire	82% du territoire	84% du territoire
	99% de la population	98% de la population	97% de la population
Annoncées par l'ART (déc 2001)	83% du territoire		

Le développement de l'usage des téléphones mobiles dans la société et l'intensité de la concurrence entre les opérateurs, font que la couverture du territoire soit désormais un enjeu stratégique. Le graphe ci-dessous montre « *un cycle vertueux entre couverture de la population et croissance du taux de pénétration des services mobiles* ».

²¹¹ Les obligations initiales de couverture ont eu un rôle certain dans cette croissance en assurant dès le départ des services mobiles à une partie importante de la population.

Figure 38 : Évolution des taux de couverture (en % de population) des systèmes mobiles 1996-2002



Source : Valeurs annoncées par les opérateurs

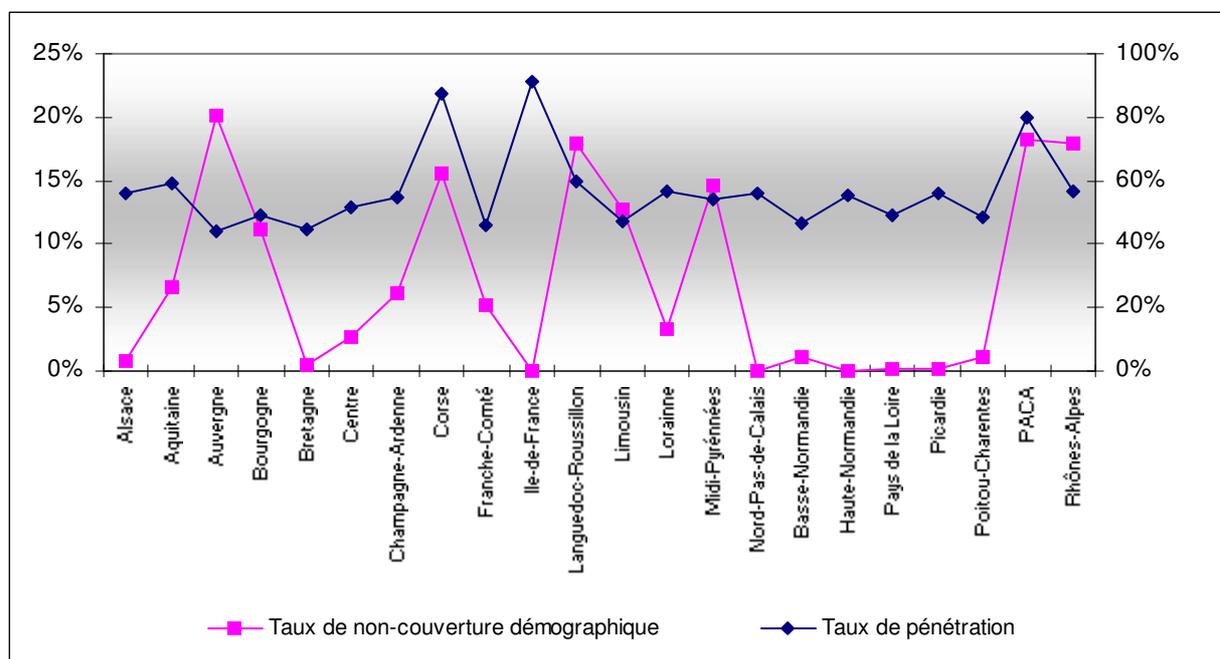
I.1.2.2. La relation entre couverture et pénétration

Il existe des réelles disparités dans le taux de pénétration en fonction de la région d'habitation. Selon l'ART, le taux de pénétration moyen sur l'ensemble du territoire se situe à 62,6%, et seuls trois régions (Ile-de-France, Corse, PACA²¹²) possèdent des taux supérieurs. Or, loin de se résorber, ces disparités entre les régions les plus développées et les autres régions auraient plutôt tendance à s'amplifier entre septembre 2000 et septembre 2002.

Le graphique ci-dessous nous permet d'avancer un constat selon lequel **les régions les moins couvertes par les réseaux mobiles sont aussi celles qui révèlent les taux de pénétrations les plus faibles**. Ceci s'observe à travers la corrélation positive entre le taux de pénétration et les taux de couverture des régions. A titre d'illustration, le taux de couverture en Ile-de-France est maximal et correspond à un taux de pénétration maximale de 91% (Figure 39).

²¹² Province Alpes Côte d'Azur.

Figure 39 : Évolution du taux de non-couverture du territoire versus taux de pénétration en 2002



Source : d'après les valeurs de l'ART (taux de pénétration) et le rapport du CIADT (taux de non-couverture : en nombre de communes).

1.1.2.3. La polémique sur la quantification des zones non couvertes²¹³

De point de vue de l'aménagement du territoire, il est important d'identifier les zones qui ne bénéficient d'aucun service mobile. Le taux réel de couverture –réciproquement, de non-couverture- du territoire en téléphonie mobile est difficile à connaître précisément, il se révèle plus faible à mesure que les études s'affinent. Du côté des opérateurs, à la lecture des chiffres publiés, les trois opérateurs ont dépassé leurs engagements, avec 97 à 98% de la population couverte par leur réseau. Alors qu'en juillet 2001, et par une initiative séparée des services du gouvernement, le CIADT²¹⁴ avait rendu public les résultats d'une étude menée par le cabinet Sagatel, qui révélait que 1480 communes en France n'étaient couvertes par aucun des trois réseaux. Le taux de couverture du territoire s'établit sur cette base à 92%. Ces chiffres apparaissent ensuite largement sous-évalués. En effet, dans le cadre d'un partenariat avec l'Assemblée des départements de France (ADF), l'ARCEP a entrepris pour sa part une étude sur une sélection de 40 puis 60 cantons en 2001. Les résultats font apparaître un nombre beaucoup plus élevé de « zones blanches ». L'extrapolation des résultats laisse penser que le

²¹³ Appelés aussi « zones blanches ».

²¹⁴ Comité interministériel pour l'aménagement du territoire.

nombre de communes en zones blanches est plus proche de 5000 que de 1500, soit 15% environ des communes du territoire français. Ainsi, le résultat sur l'ensemble des 100 cantons, fait apparaître un taux de couverture moyenne de 83% seulement du territoire²¹⁵. Les résultats du CIADT et ceux de l'ARCEP se contredisent. Les valeurs annoncées par l'ARCEP semblent toutefois plus pertinentes²¹⁶.

Au final, il apparaît que malgré une couverture quasi-complète de la population, la couverture du territoire s'est révélée largement surestimée.

I.1.3. LES CARACTERISTIQUES DE VARIETE

L'évolution de la qualité des réseaux mobiles est sans doute l'un des éléments les plus importants qui peuvent contribuer à expliquer la dynamique de diffusion et l'évolution des prix des systèmes mobiles. Mais l'impression demeure que d'autres caractéristiques liées aux produits peuvent expliquer, à moindre degré, cette évolution. D'ailleurs, la section précédente nous a permis de montrer qu'à partir de 1999 la concurrence entre les opérateurs s'est exercée « hors prix ». Elle s'est reportée sur les innovations commerciales et sur l'image de marque²¹⁷.

Cette section traite d'abord l'évolution des gammes des services à valeur ajoutée des systèmes GSM français sur la période 1996-2002. L'enjeu est d'illustrer **l'enrichissement de l'offre en termes de services à valeur ajoutée**. Nous insistons sur les facteurs qui ont accompagné cette évolution et influé fortement le marché des systèmes mobile sur cette même période. Nous revenons ensuite, sur la notoriété de chacun des trois opérateurs français à travers une brève analyse de leur image de marque.

I.1.4. LES SERVICES A VALEUR AJOUTEE

²¹⁵ Avec 80% pour les 40 cantons de la 1^{ère} enquête et 86% sur les 60 cantons de la 2^{ème}.

²¹⁶ Ces études se démarquent essentiellement sur deux points. D'abord, le bilan de couverture effectué par l'ART est établi à partir de mesures réelles sur le terrain et non pas à partir des cartes des opérateurs calculées par des modèles théoriques de propagation radioélectrique. Ensuite, la couverture étudiée par l'ART est celle de chaque opérateur et non la couverture cumulée des trois opérateurs telle qu'analysée par CIADT. Or, à l'encontre de l'étude du CIADT purement théorique, la méthodologie préconisée par l'ART a le mérite de respecter une approche plus concrète et plus précise. Elle vise à mesurer à la fois les champs de réception et la qualité de la communication. L'évaluation de la couverture du territoire est effectuée à partir de la proportion du territoire non couvert par au moins un réseau de télécommunications mobiles.

²¹⁷ D'autres éléments comme les campagnes promotionnelles et la qualité de service au client font partie de la concurrence « hors prix » à laquelle se sont livrés les opérateurs depuis 1999.

Un *service à valeur ajoutée* en téléphonie mobile regroupe toutes les facilités d'utilisation qui peuvent être offertes en complément à une utilisation élémentaire. Il offre à l'abonné de nouvelles fonctionnalités qui enrichissent la communication par voix. On retrouve un éventail de services proposés par les opérateurs dont la présence peut être incluse dans l'offre, disponible en option payante ou non disponible. Les opérateurs cherchent à offrir une multitude de nouveaux services à valeur ajoutée, qui vont devenir un moyen de différenciation entre opérateurs. Cette stratégie permet d'échapper à la concurrence en prix, accroître l'usage du réseau et abaisser le taux de rotation des clients. Ainsi, comparer les formules tarifaires, c'est aussi comparer plusieurs services à valeur ajoutée auxquels elles donnent accès.

Ces services peuvent être classés en plusieurs catégories :

- *les services confort* : ce sont les services qui permettent de gérer les appels et assurent à l'abonné un meilleur confort, tels que le double appel, ou encore la présentation du numéro ;
- *les services de maîtrise des dépenses* : comme leur nom l'indique, ces services permettent aux abonnés de maîtriser leur consommation. La facturation détaillée est l'exemple le plus classique de ces services, et qu'il existait déjà pour le téléphone filaire. D'autres services comme le signal de dépense ou le report des minutes non consommées sur le mois suivant, sont des services exclusivement développés pour les téléphones GSM ;
- *les services d'optimisation du mobile* : il s'agit de services à usage essentiellement professionnel comme les éléments du bureau mobile (envoi et réception de fax, gestion des e-mails), le roaming (pour appeler ou être appelé hors de France) etc., ;
- *les services d'informations écrites* : consistent essentiellement dans l'utilisations des SMS pour communiquer avec un autre mobile quelque soit le réseau ;
- *Services clients et d'assistance technique* : toute initiative dans ce domaine qui touche directement au client final doit nécessairement différencier la qualité de service perçue. Il s'agit, en plus du service client, d'autres prestations telles que le renouvellement du terminal ou le changement gratuit de l'appareil en cas de panne.

Des cibles différentes apparaissent sur le marché et qui n'ont pas les mêmes attentes vis-à-vis de la téléphonie mobile. Pour répondre à cet éclatement des cibles, les opérateurs multiplient les formules et options personnalisables. Il s'agit alors d'analyser de manière annuelle les taux de présence des différentes caractéristiques.

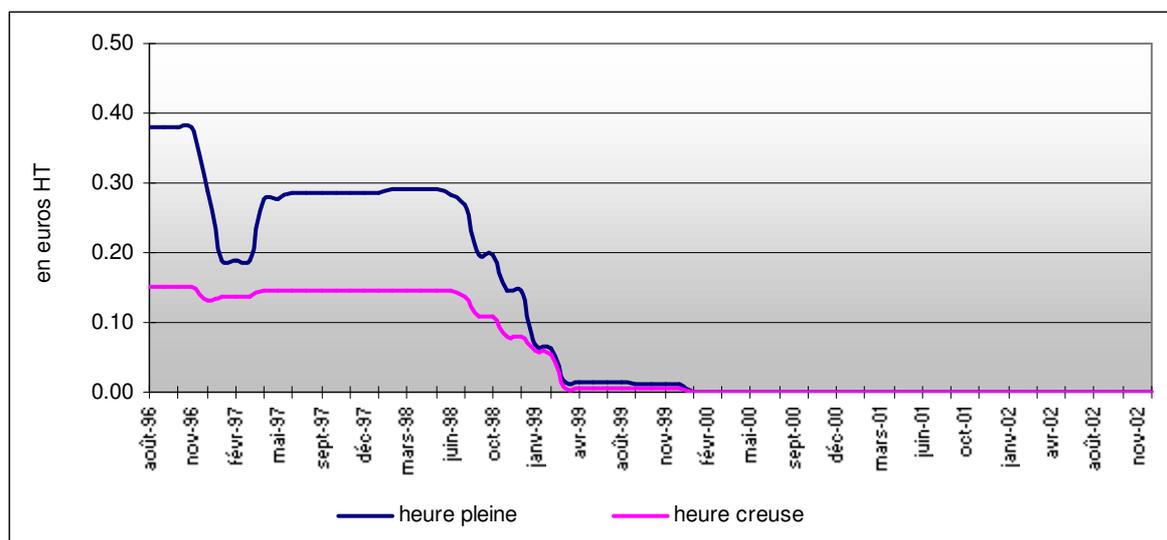
1.1.4.1. L'évolution de l'enrichissement de l'offre en termes des services compris dans l'abonnement

Compte tenu de la large palette des services offerts par les opérateurs, soit inclus dans l'offre soit disponibles en options payantes, l'analyse descriptive complète est présentée en annexe n°1. Néanmoins nous revenons ici sur les services pour lesquels l'influence du temps est significative, c'est à dire dont le taux de présence augmente systématiquement d'une année à l'autre. Comme indiqué précédemment, à partir de 1999 les opérateurs mobiles ne pariaient plus sur les tarifs des communications et cherchaient un palier de croissance du côté des services. La plupart des services se développent de manière continue d'une année sur l'autre.

▪ *les services confort*

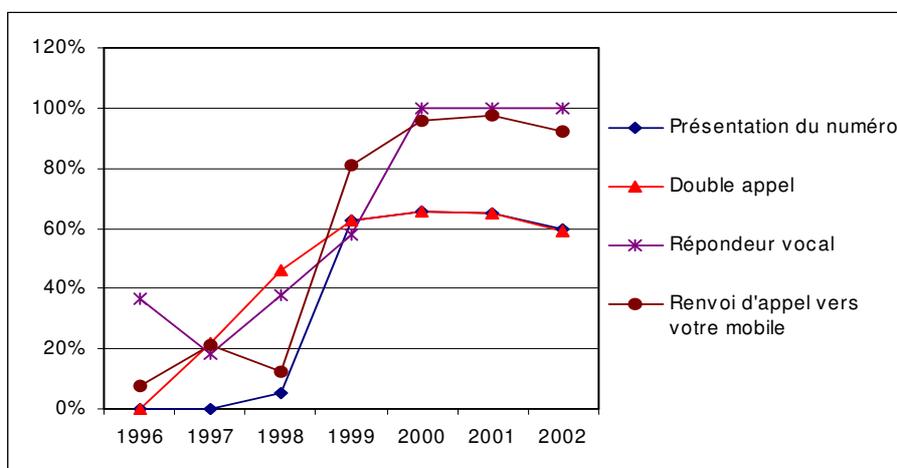
Le graphique ci-dessous montre que durant notre période d'étude, la présence de certains services comme le répondeur vocal, a augmenté de manière continue jusqu'à 100% des offres à partir de l'année 2000. Il est toutefois intéressant de signaler qu'avant cette date, les tarifs d'appel vers la messagerie vocale étaient relativement élevés et pouvaient constituer de ce fait une source de dépenses non négligeable pour les abonnés (Figure 40). En 1999, un certain nombre d'abonnés mais aussi des associations de consommateurs (telle que UFC-Que Choisir) ont réclamé que les opérateurs donnent accès à une consultation gratuite du répondeur. Ce service est devenu de ce fait inclus dans 100% des offres depuis cette date comme en témoigne la figure 41.

Figure 40 : Tarif moyen à la minute vers la messagerie vocale



En outre, les taux de présence du double appel et de présentation du numéro ont aussi augmenté de façon continue et les deux services apparaissent sur plus de 60% des formules proposées par les opérateurs. Ceci, malgré une légère inclinaison en 2002 due à la présentation des ces deux services sous forme d'un duo d'option payante dans certaines offres.

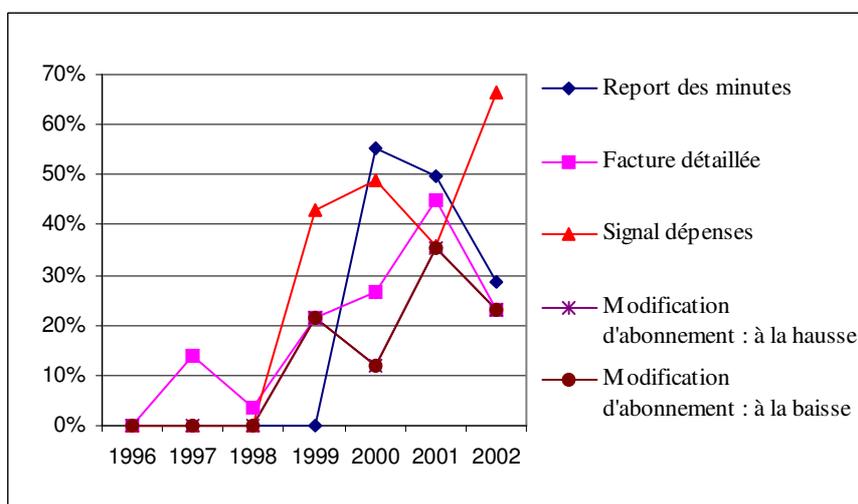
Figure 41 : Évolution de la présence des services « confort »



▪ *services de maîtrise des dépenses*

Le graphique ci-dessous montre que les opérateurs mobiles ont perçu l'importance de fournir à certaines cibles de consommateurs des outils de contrôle absolu de leur dépenses.

Figure 42 : Évolution de la présence des services « maîtrise de dépenses »

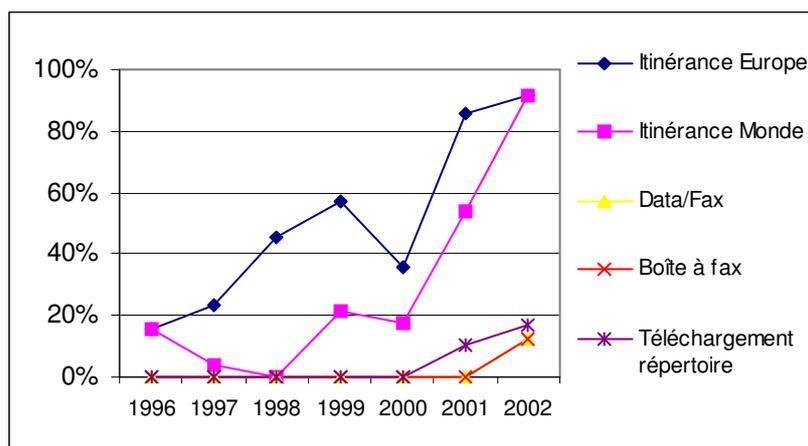


▪ *les services d'optimisation du mobile*

Les services du bureau mobile sont de plus en plus présents dans les offres des trois opérateurs. La fonction de *roaming* internationale permet aux utilisateurs de GSM de passer et recevoir des appels vocaux ainsi que d'échanger des SMS. Le *roaming* est rendu possible par la conclusion d'accords entre opérateurs mobiles. La multiplication de ces accords a permis à

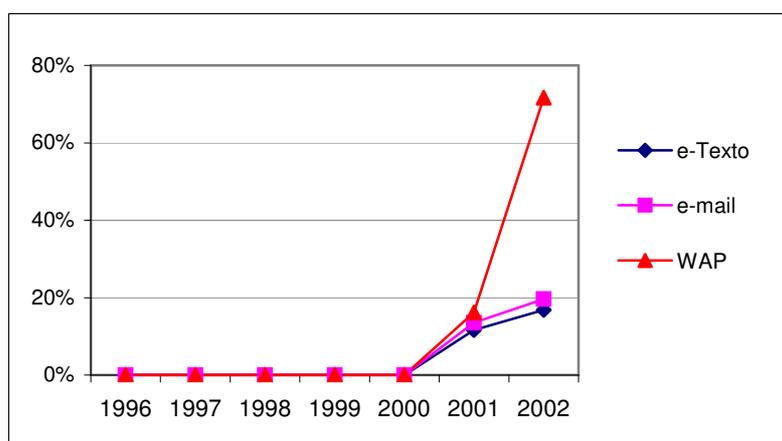
la norme GSM de connaître un succès planétaire. On peut observer la présence de cette fonction dans plus de 90% des formules en 2002. Les éléments du bureau mobile (Data/fax et Boîte à fax) quant à eux, sont présents dans à peine 10% des offres en 2002 et s'adressent à des cibles particulières (généralement aux professionnels).

Figure 43 : Évolution de la présence des services « d'optimisation du mobile »



Finalement, la présence des services d'accès Internet, considérés comme les principaux nouveaux services, a augmenté en particulier en 2002 où plus de 70% des formules offrent l'accès gratuit au portail WAP. La diffusion de ces fonctionnalités se poursuit mais a un rythme assez lent.

Figure 44 : Évolution de la présence des services « Internet »

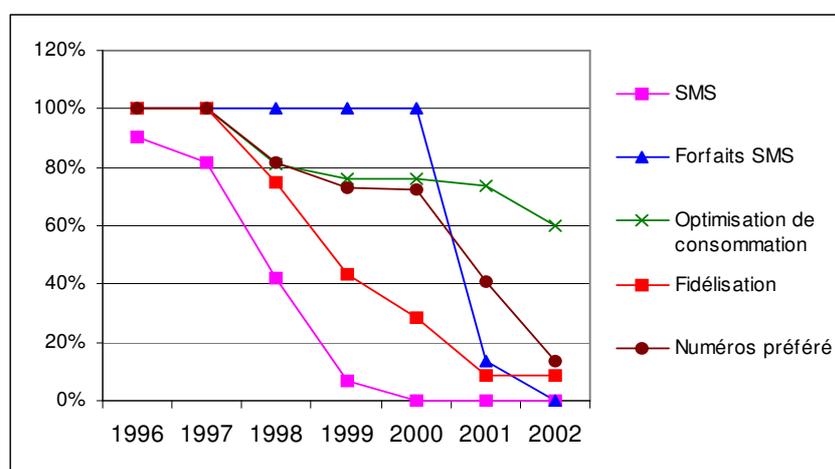


I.1.4.2. L'évolution des taux de présence des services inclus et en option

A l'information sur les différents services inclus dans les formules tarifaires, doit être rapprochée l'information sur les services proposés en options payantes. En effet, certains services sont soit proposés en option payante soit ils ne sont jamais inclus dans l'offre (fidélisation, optimisation de consommation, forfaits SMS, numéros préférés...). Nous identifions également les services qui ne sont ni inclus dans la formule tarifaire ni disponibles en option payantes. En étudiant la présence et parallèlement l'absence des services sous leurs différentes formes (inclus ou proposés en options payantes) nous avons pu mettre en évidence la disponibilité croissante de ces services (de manière soutenue) dans le temps.

Les figures 45, 46 et 47 ci-dessous nous permettent d'avancer plusieurs constats. D'abord, la fidélisation est de plus en plus présente dans les offres des opérateurs soucieux de conserver leurs abonnés. Les statistiques de 1999 ont révélé un taux de *churning*²¹⁸ qui se chiffre à 25% par an. La politique de fidélisation est devenu de ce fait un enjeu hautement stratégique pour les opérateurs, qui consacraient jusque-là l'essentiel de leur attention à la conquête de nouveaux abonnés.

Figure 45 : Évolution des taux de non-disponibilité des services à valeur ajoutée jamais inclus dans les formules tarifaires

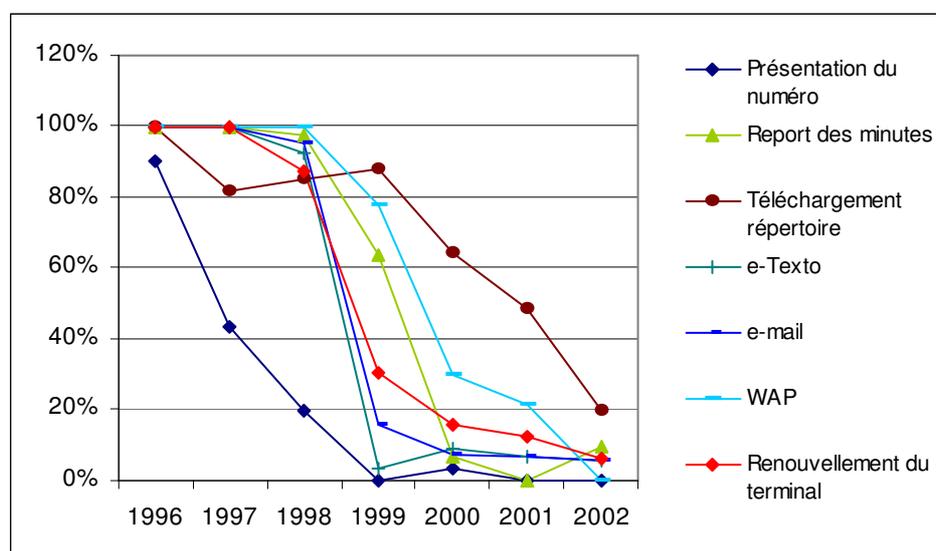


Ensuite, nous constatons la diffusion de certains services comme les SMS, le report des minutes, le renouvellement du terminal etc., notamment à partir de 1999.

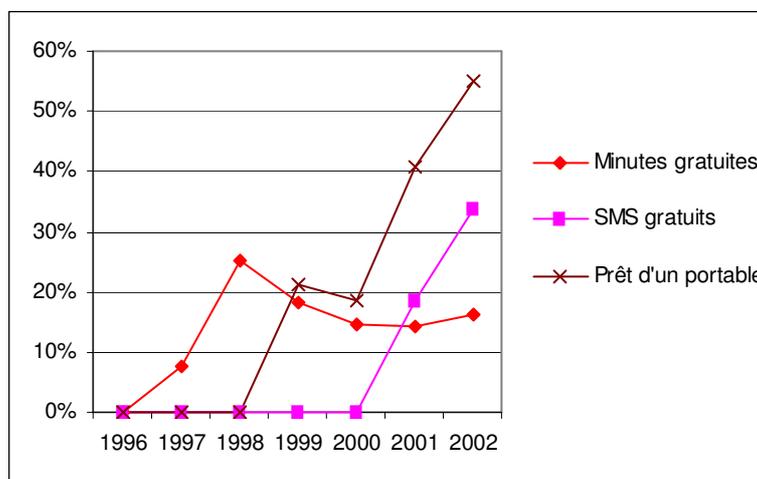
²¹⁸ Taux d'attrition (désabonnement).

Enfin, certaines caractéristiques ‘*additionnelles*’, telle que la présence de minutes gratuites, de SMS gratuits ou le prêt d’un mobile en cas de panne, peuvent illustrer les efforts déployés par les opérateurs pour attirer et fidéliser les clients. Il s’agit de promotions sous forme de services qui ne sont pas facturés par l’opérateur et ne sont pas disponibles en options payantes. Rappelons dans ce sens que SFR avait lancé dès 1997 une gamme de nouveaux forfaits permettant de bénéficier gratuitement d’un nombre de communications (à consommer durant le week-end) identique au nombre d’heures compris dans le forfait auquel les consommateurs se sont abonnés.

Figure 46 : Évolution des taux de non-disponibilité des services à valeur ajoutée inclus ou proposés en options payantes



En outre, le prêt d’un portable en cas de panne, service non fondamental, est de plus en plus réclamé par les consommateurs qui se plaignent de payer un service dont ils ne bénéficient pas lorsque leur mobile tombe en panne. On remarque que les opérateurs offrent de plus en plus ce service gratuitement dans leurs gammes, il est présent dans plus de 50% des offres en 2002. Finalement, le SMS est un service majoritairement payant, mais que les opérateurs offrent parfois gratuitement dans le but d’encourager ce type d’usage.

Figure 47 : Évolution de la présence des caractéristiques additionnelles

I.1.5. L'IMAGE DE MARQUE DE L'OPERATEUR

Il est intéressant de signaler que d'après le peu d'études disponibles sur la perception des opérateurs par les abonnés (OMSYC, Sofres), l'image des deux premiers opérateurs mobiles français, Orange et SFR, a été directement influencée par la perception et la confiance des clients dans leurs capacités de couverture. Orange, reste toujours pour les consommateurs le *meilleur réseau*, celui qui couvre le mieux l'ensemble du territoire. Il n'est pas contestable que l'image d'Orange a beaucoup bénéficié du lien très fort existant entre l'opérateur mobile et la confiance accordée à France Telecom qui incarne par son statut d'opérateur historique la continuité territoriale et la couverture de l'ensemble du territoire national. SFR, quant à lui, se distingue par une image d'opérateur à la fois innovant et substituable à Orange. A contrario, Bouygues, réputé pour la compétitivité de ses tarifs, a toujours souffert d'une mauvaise perception de sa couverture géographique. Ceci, malgré une couverture de son réseau quasiment identique à celles de ses concurrents depuis 2000 et une qualité de communication meilleure²¹⁹. En effet, d'après une étude de Sofres (2000), plus de 25% des clients qui se détournent de Bouygues Telecom le font pour des raisons de couverture contre seulement 11% pour Orange.

L'étude détaillée de l'offre des trois opérateurs mobiles français révèle que les formules tarifaires de 1996 n'ont pas les mêmes caractéristiques que celles de 2002. La gamme des

services disponibles à partir des systèmes GSM français s'est considérablement élargie. Lorsqu'une nouvelle option est créée, on constate souvent, après une première phase d'exclusivité, un retour de la concurrence, ne serait-ce que par imitation et substitution de formules d'origine par de nouvelles formules offrant l'accès à d'avantages de services.

II. LA TARIFICATION

La croissance du marché de la téléphonie mobile en France a connu plusieurs inflexions majeures au cours de la période 1996-2002, essentiellement dues à trois événements : l'arrivée d'un troisième opérateur sur le marché, l'apparition d'offres nouvelles et diverses actions commerciales. De ce fait, les tarifs des communications ne peuvent être appréciés en valeur absolue. Ainsi, notre analyse de l'évolution des prix (**prix des communications sortantes** et l'explosion du **marché SMS**) ne peut être dissociée de certains paramètres de l'offre notamment, les **prix des appels entrants** et les **subventions de l'accès**.

II.1. LA TARIFICATION DES APPELS ENTRANTS

Un « *appel entrant* » correspond à un appel depuis un réseau fixe et à destination d'un des réseaux mobiles. En France, malgré la guerre des prix, les trois opérateurs ont eu tendance à adopter une attitude consensuelle quant à la tarification des appels entrants. Pendant très longtemps, ces tarifs sont restés stables et identiques pour les trois opérateurs. Lorsque l'on retrace l'évolution des tarifs entrants sur la figure 48, on peut identifier schématiquement deux phases.

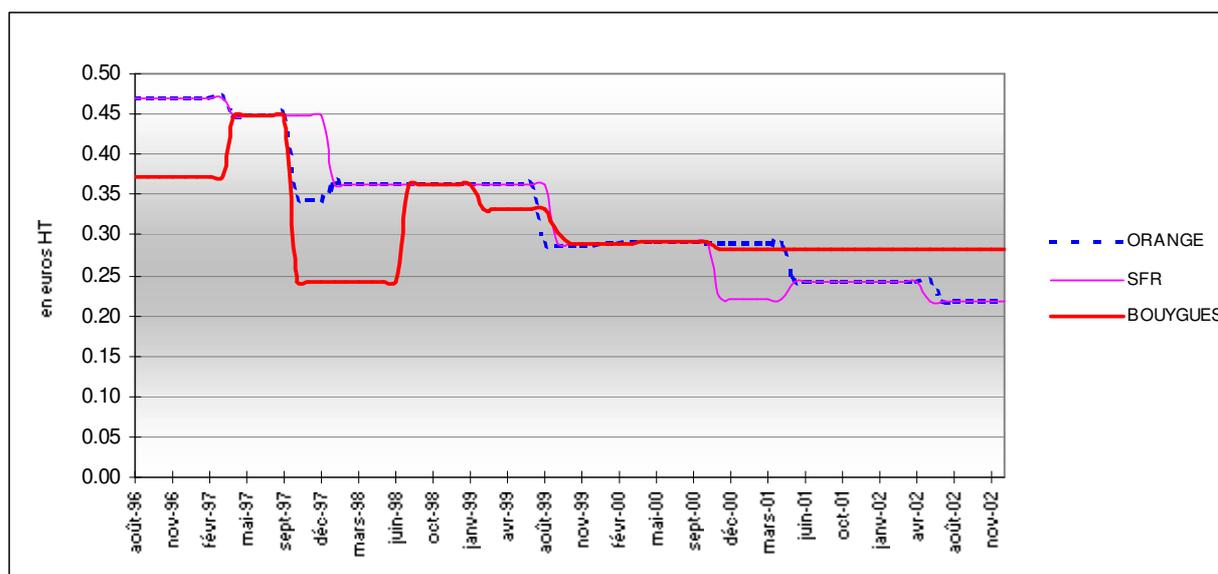
D'abord, sur la période de 1996 à 1999, les tarifs entrants se caractérisent par des niveaux très élevés. On note toutefois une tendance à la baisse en 1998 due essentiellement à la dégrèvement passagère des tarifs à la quelle Bouygues Telecom avait procédé entre l'automne 1997 et le printemps 1998. Curieusement, cette réduction n'a eu aucun impact sur le volume des appels entrants, laissant penser que cette branche du marché se caractérise par une faible élasticité de la demande par rapport aux prix²²⁰. Cette élasticité n'est cependant pas nulle dans la mesure où

²¹⁹ Voir la première section ce chapitre pour les résultats des tests sur la performance technique des réseaux des opérateurs.

²²⁰ Le conseil de la concurrence notait, dans son avis 01-A-01 du 16 mars 2001 sur la tarification par France Télécom des communications au départ de son réseau fixe vers des réseaux tiers : « *Ce prix [des appels F/M] était beaucoup plus élevé que pour les appels fixes vers fixes et également plus élevé que pour les appels*

les abonnés valorisent la possibilité d'être appelés²²¹. Ainsi, n'ayant pas bénéficié de cette différenciation tarifaire, Bouygues Telecom a aligné à nouveaux ses tarifs sur ceux de ses concurrents.

Figure 48 : La baisse des tarifs moyens des appels entrants (heure pleine) entre 1996-2002



Comment peut-on expliquer la relative stabilité des tarifs entrants et leur niveau élevé sur cette période (1996-1999) ? Une explication peut être avancée. Vu que l'appelant n'est pas un abonné d'un opérateur mobile et que celui-ci contrôle le prix de cet appel, il n'a aucun intérêt à faire un effort tarifaire (Dang Nguyen, 2001).

En effet, jusqu'en 1999, les opérateurs de la téléphonie mobile déterminaient eux-mêmes le prix de détail des appels émis depuis un téléphone fixe vers un mobile. Chaque opérateur se trouve ainsi en situation de monopole : il n'existe pas de concurrence entre les opérateurs mobiles sur ce type d'appels et les prix se situaient de ce fait sensiblement au dessus des tarifs en vigueur dans la plupart des pays européens²²². Il s'avère toutefois important de signaler que

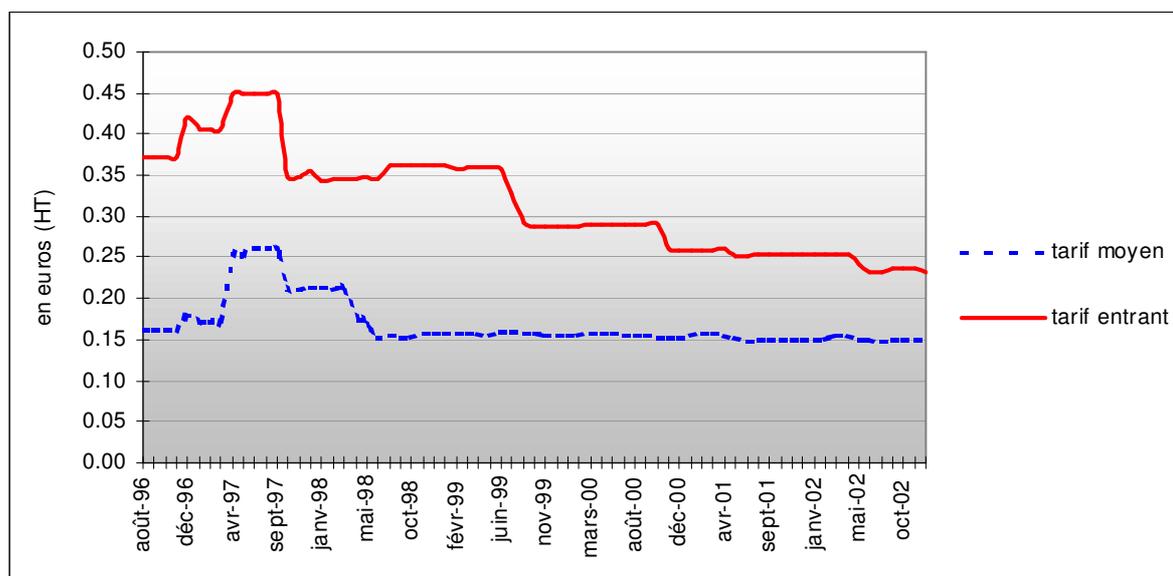
mobiles vers fixe et mobiles vers mobiles. Il existe, certes, une raison technique au surcoût d'un appel entrant sur un réseau mobile : la terminaison de l'appel sur le réseau mobile implique une fonction de localisation du récepteur. Cependant, la différence de coût n'explique qu'une partie faible de la différence de prix. Celle-ci résulte plus d'une politique délibérée rendue possible par la très faible sensibilité du comportement des usagers aux prix des appels entrants ».

²²¹ Avis n°04-A-17 du 14 octobre 2004 relatif à une demande d'avis présentée par l'Autorité de Régulation des Télécommunications en application de l'article L.37-1 du code des postes et des communications électroniques.

²²² Rapport OCDE « Prix des communications mobiles cellulaires : structures et tendances », DSTI/ICCP/TIPS(99)11/FINAL.

cette règle avait été retenue dès 1991 pour favoriser le développement de la téléphonie mobile. En effet, un appel entrant était, en 1998, tarifé à 3F par minute en heure pleine et 2,75F en heure creuse, alors que, la charge d'interconnexion reversée par l'opérateur mobile à l'opérateur du réseau fixe s'élève en France à environ 20 à 25 centimes par minute. Les sources de revenus provenant de ces appels sur cette période ont représenté de ce fait 11,3 milliards de FF selon l'ARCEP contre 24,8 milliards de FF provenant des abonnés mobiles. Cela signifie que le revenu tiré des appels entrants représente environ un tiers du chiffre d'affaires global des opérateurs et conduit à la situation paradoxale selon laquelle **le déploiement des réseaux mobiles est financé en partie par ceux qui ne sont pas abonnés au téléphone mobile**. Les marges confortables réalisées sur ces appels permettaient ainsi aux opérateurs de financer la guerre des prix sur les appels émis depuis les mobiles (Figure 49).

Figure 49 : Tarifs moyens à la minute versus tarifs entrants (heure pleine)



Ensuite, à compter du 1^{er} novembre 2000, l'ART a déclaré que Orange et SFR étaient tous les deux des opérateurs « puissants »²²³, et les tarifs des appels entrants ne devaient plus être supérieurs à ceux des communications « sortantes »²²⁴. C'est alors que les tarifs entrants seraient établis non plus par les opérateurs mobiles, mais librement par chaque opérateur fixe acheminant ces appels. Ceux-ci devront alors être orientés vers les coûts, sous l'effet du jeu de

²²³ Ils détiennent en effet plus de 25 % de parts de marché à la fois sur le marché national de l'interconnexion et sur le marché final de la téléphonie mobile.

²²⁴ Décision n°99-823 de l'Autorité de régulation des télécommunications en date du 30 septembre 1999 complétant la décision n°99-767 en date du 15 septembre 1999 établissant pour 2000 la liste des opérateurs exerçant une influence significative sur un marché des télécommunications.

la concurrence. Suite à cette décision, les prix devaient baisser mais progressivement afin de ménager l'équilibre de Bouygues Telecom. Ainsi, dès 1999, les orientations définies par l'ART se sont traduites par une baisse de l'ordre de 20% des prix des appels entrants des trois opérateurs mobiles. France Telecom Mobiles a procédé à cette baisse au mois de juillet de la même année, SFR au mois de septembre et Bouygues Telecom au mois d'octobre. En 2000, une autre baisse a été annoncée. En janvier 2001, les prix des appels entrants baissent de nouveau de 15% notamment pour Orange et SFR, mais restent inchangés pour Bouygues Telecom en raison des coûts d'accès au réseau de celui-ci, supérieurs à ceux de SFR et Orange. Ainsi, depuis 1999, les tarifs entrants devraient avoir diminué de 40%. Toutefois, malgré cette baisse régulière des tarifs des appels entrants, après avis de l'ART, ceux-ci resteraient 20% supérieurs à la moyenne européenne.

II.2. LES SUBVENTIONS D'ACCES

La politique de subventions d'accès²²⁵ a largement affecté la dynamique du marché français et a été pratiquée dès l'arrivée du 3^{ème} opérateur en 1996²²⁶. Une *subvention d'accès* représente la différence entre le prix public du terminal et son coût d'achat auprès du constructeur. Afin de stimuler l'abonnement au réseau, les opérateurs subventionnent l'accès²²⁷ en commercialisant le terminal à un prix inférieur à son coût véritable. Ainsi, sur le marché français, Bouygues Telecom fut le premier opérateur, en novembre 1996, à proposer aux nouveaux clients des coffrets (*packs*) comprenant un terminal et l'accès à une gamme de forfaits. Ces subventions permettaient à l'opérateur d'afficher des tarifs faibles afin de viser le grand public. Cette politique d'acquisition de nouveaux abonnés a été aussitôt reprise par les deux autres opérateurs SFR et Itinériss dans une course au marché de masse.

Afin de montrer qu'il existe un **rapport entre la mise en place de ce système de subventions d'accès et l'évolution des prix des systèmes mobiles**, rappelons que les opérateurs ont intensifié ces pratiques de subventions à mesure que la différenciation entre leurs services s'estompait. Or en présence de services assez homogènes, les clients deviennent de plus en plus sensibles aux prix et les opérateurs se retrouvent dans la situation de concurrence à la Bertrand²²⁸. Si un des opérateurs propose l'accès à un prix supérieur à ses concurrents, il aura

²²⁵ Cette pratique est initiée au Royaume-Uni dans les années quatre-vingt.

²²⁶ La politique de subventions d'accès a été pratiquée d'abord en Grande Bretagne puis dans d'autres pays, en France notamment. La Finlande, l'Allemagne et l'Italie sont des rares pays à n'avoir jamais eu recours à cette pratique.

²²⁷ i.e. ouverture de la ligne et acquisition du poste.

²²⁸ Une concurrence en prix qui est toutefois limitée par l'existence de contraintes de capacités.

des difficultés à attirer des nouveaux abonnés et verra ses parts de marché se réduire (Pénard, 2001). C'est ainsi qu'on assiste à une surenchère entre opérateurs en complète déconnexion avec les coûts à travers une chute graduelle des prix des terminaux de 1500 F en novembre 1996 à 1 F seulement le terminal à partir de l'automne 1997. Ces pratiques se traduisent par une perte sèche pour les opérateurs, qui pour recouvrir ce surcoût, parient sur les marges réalisées sur la tarification de l'usage, c'est à dire par l'élévation des prix des communications et des abonnements mensuels.

II.3. LES TARIFS DES APPELS SORTANTS

A compter de 1996, la pression concurrentielle a fortement fait baisser les prix des communications. Cette baisse des prix a contribué à dynamiser la demande et a constitué un levier important à la diffusion de la téléphonie mobile. Afin d'analyser l'évolution des tarifs sortants pratiqués par les opérateurs français de téléphonie mobile depuis 1996, ceux-ci doivent être analysés en conjonction à l'évolution de plusieurs facteurs, notamment la **diversification de l'offre**, la **discrimination tarifaire**, les pratiques des opérateurs en termes de **paliers de facturation** et le développement des **services SMS**.

II.3.1. ANALYSE DES PRIX PAR MINUTE

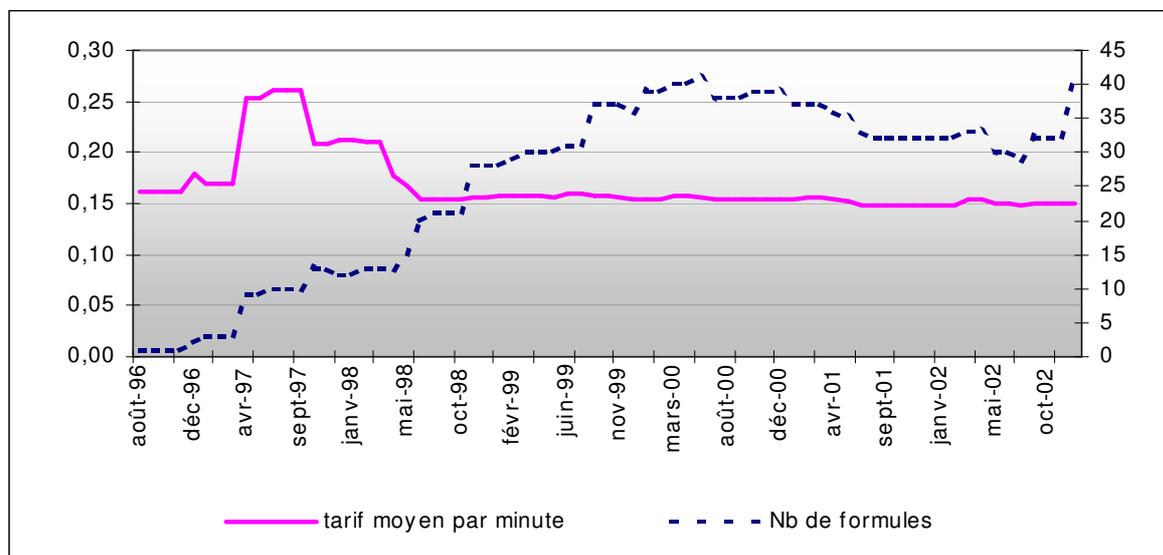
Le prix « réel » de la minute incluse dans le forfait ne pouvant être connu²²⁹, nous nous limitons dans notre analyse à l'étude du prix moyen à la minute, du prix à la minute en dépassement en insistant sur les pratiques tarifaires des opérateurs par paliers de facturation.

II.3.1.1. Prix moyen à la minute

La politique d'acquisition des abonnés parmi le grand public, adoptée d'abord par Bouygues, s'est traduite en début de période par une guerre des prix. On a assisté par la suite à une multiplication des formules tarifaires (on comptait plus de 52 formules tarifaires sur le marché français en 2002, contre 12 formules proposées à la fin de l'année 1996). L'évolution des prix moyens de ces formules est proportionnelle à celle des tarifs moyens à la minute.

²²⁹Ceci exige de connaître l'utilisation effective des forfaits, la complexité tarifaire (tarification différente par destination et par modulation horaire) ainsi que la présence de plusieurs services hors voix dans l'offre, tous ces éléments rendent difficile d'affecter un prix unique à une minute de communication.

Figure 50 : Évolution du tarif moyen à la minute versus nombre total des formules tarifaires (moyenne de tous les forfaits)



Source : l'auteur.

Nous présentons l'évolution du prix moyen à la minute²³⁰ ainsi que le nombre de formules²³¹ proposées mensuellement par les trois opérateurs mobiles à la figure 50. Nous pouvons y voir une nette décre du prix moyen à la minute et ce jusqu'à la fin de l'année 1998 accompagnée d'un élargissement de la gamme de l'offre. Depuis cette date, les opérateurs ont continué à diversifier leur offre, les prix se sont toutefois stabilisés au niveau d'environ 0,15 euros et ce sur le reste de la période. Rappelons que les opérateurs ont déclaré en novembre 1998 que leurs tarifs ne baisseront plus mais que la concurrence s'exercera sur les services et les innovations.

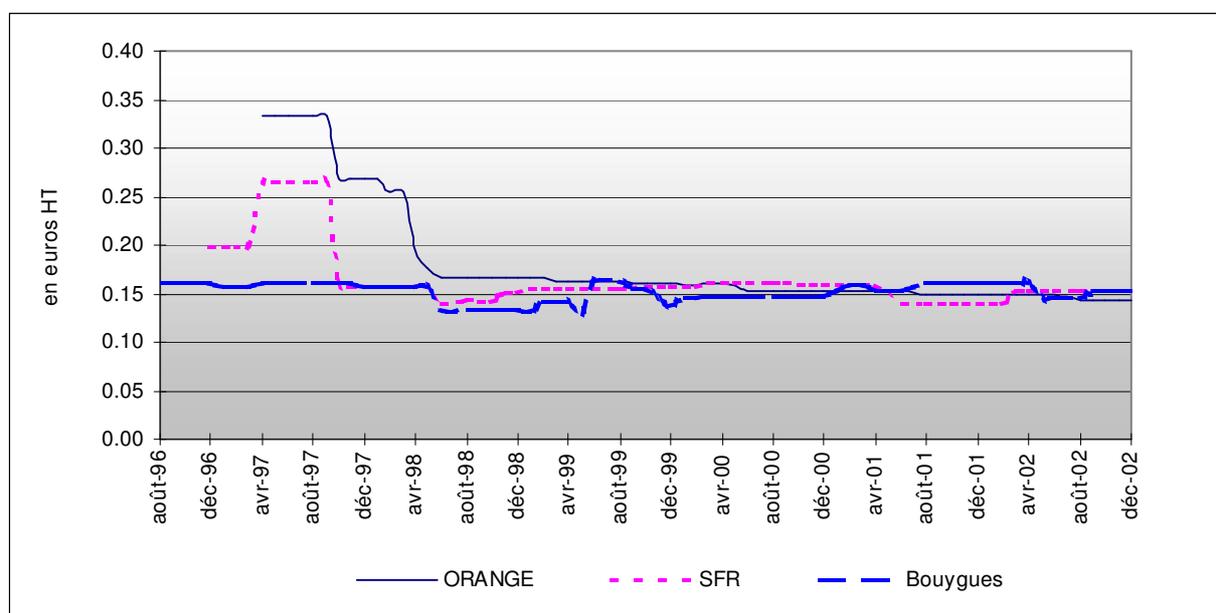
Par ailleurs, en comparant les opérateurs entre eux (Figure 51), plusieurs éléments méritent d'être soulignés. D'abord, dès son arrivée sur le marché, Bouygues Telecom propose les plus bas prix, probablement pour compenser un taux de couverture au départ très faible par rapport à ses concurrents. Itinériss et SFR n'ont toutefois pas adapté leur offre tarifaire tout de suite. Les deux opérateurs capitalisaient sur la mauvaise couverture géographique de Bouygues Telecom et sur la segmentation « *de facto* » entre les clients de l'opérateur dernier entrant (grand public) et les leurs (professionnels). Ce n'est qu'en 1997, que SFR a remplacé sa gamme d'abonnement par trois forfaits avec des prix de communications légèrement plus

²³⁰ Il s'agit d'un prix moyen à la minute pour toutes les formules et tous les opérateurs.

²³¹ Nous avons analysé seulement des forfaits dans le sens où la concurrence en prix de communication concerne plus ce type d'offre, étant donnée la part négligeable des abonnés prépayés du moins en début de période.

élevés que ceux des abonnements. Ces prix sont toutefois moins élevés que ceux d'Itinérés puisque SFR continue de baser ses offres sur des zones d'abonnement alors que les forfaits d'Itinérés sont utilisables depuis n'importe quel endroit en France. En septembre de la même année, l'introduction des forfaits 'Evolutifs' d'Itinérés (qui remplacent les 3 forfaits existants) avec des tarifs d'appels plus faibles a fait chuter les prix. SFR a réagi avec des baisses tarifaires encore plus fortes en lançant une gamme de quatre nouveaux forfaits qui remplacent dès le 15 septembre les trois déjà existants sur le marché. Les nouvelles formules offrent gratuitement un nombre de communications (à consommer durant le week-end) identique au nombre d'heures compris dans le forfait auquel les consommateurs se sont abonnés. Ceci s'est traduit par une forte baisse du prix moyen de communication.

Figure 51 : Comparaison des tarifs moyens à la minute par opérateur (moyenne de tous les forfaits)



Au final, nous pouvons conclure que les écarts entre le prix des appels de l'opérateur historique et celui de ses concurrents sur la période 1996-1998 se justifient par la supériorité de son réseau, notamment en terme de couverture. Ainsi, après avoir baissé jusqu'au milieu de l'année 1998, le prix moyen à la minute se sont stabilisés pour les trois opérateurs à des niveaux bien inférieurs à ceux de 1997 (0,15 euros/min fin 2002).

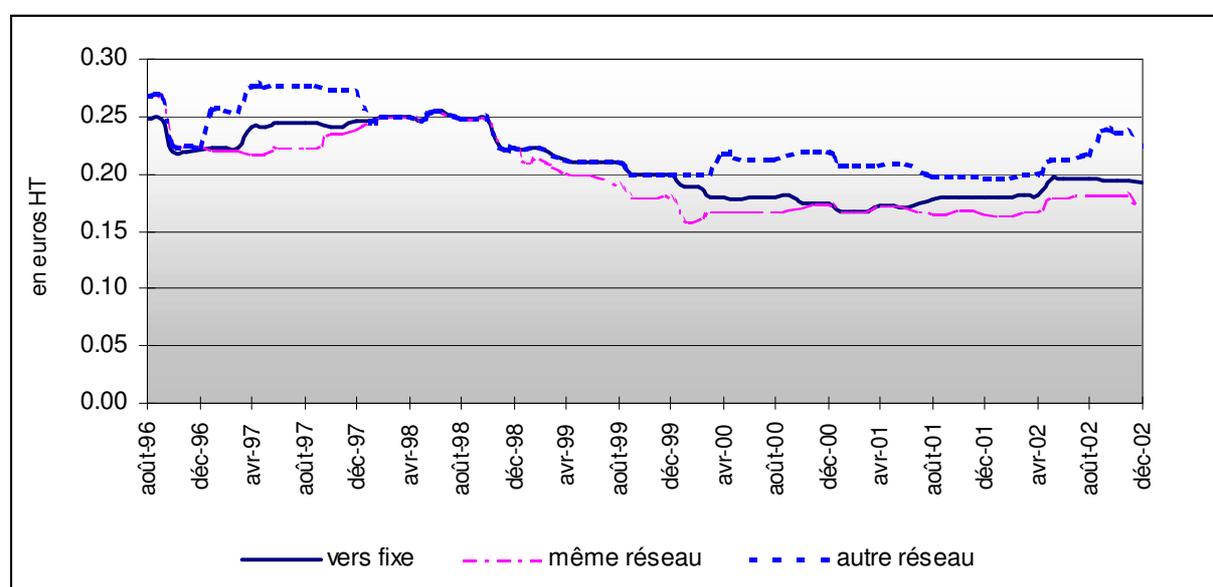
II.3.1.2. Les communications en dépassement de forfait

Si le temps de communication inclus dans le forfait est dépassé, les appels sont alors facturés en sus : les prix à la minute varient d'un opérateur à l'autre, mais aussi d'un forfait à l'autre. Ils varient aussi, en cas de dépassement du temps accordé par la formule tarifaire, en fonction

de la destination de l'appel. En général, pour les forfaits, la discrimination tarifaire entre les réseaux appelés ne porte que sur les minutes en dépassement (Magnien, 2003). Sous cette hypothèse, les différents prix analysés sont les suivants :

- prix de la minute sortante vers un téléphone fixe ;
- prix de la minute sortante vers un téléphone mobile :
 - sur le même réseau
 - sur un autre réseau

Figure 52 : Évolution des tarifs moyens des communications en dépassement par destination



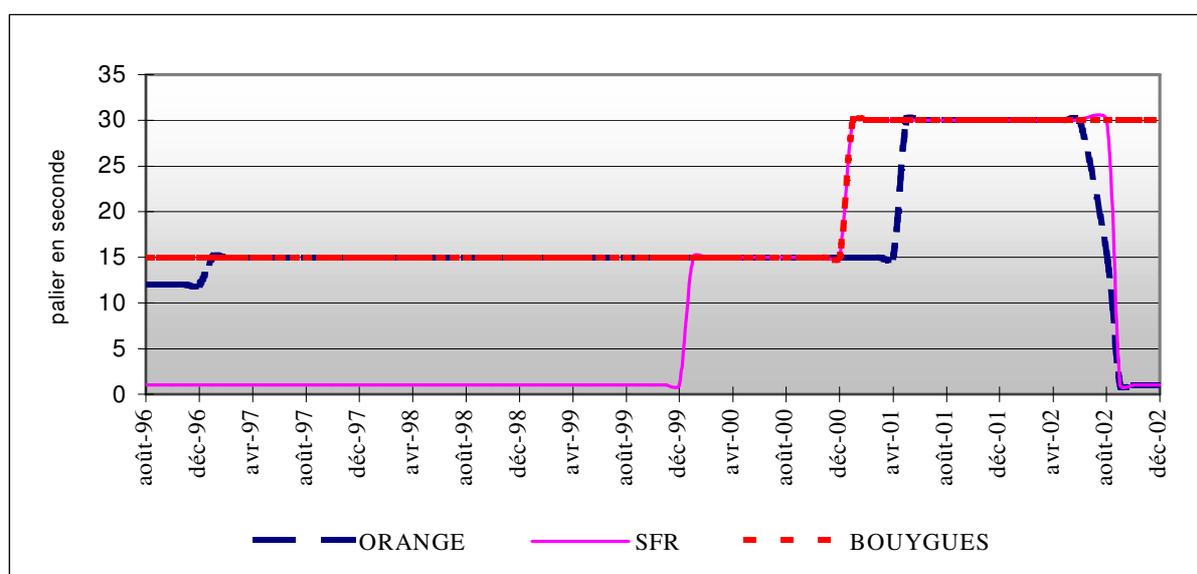
La figure ci-dessus révèle une nette décreue du tarif moyen à la minute en dépassement depuis 1996, et ceci quelle que soit la destination d'appel. Les prix des communications vers les lignes fixes nationales se sont stabilisés à environs 0,20 euros en 2002. La France se positionne ainsi, légèrement au-dessous de la moyenne européenne de 0,22 euros par minute (d'après l'étude OMSYC). Nous pouvons toutefois remarquer que les communications vers le même réseau bénéficient de tarifs préférentiels (les tarifs les plus faibles) par rapport aux autres destinations. Les prix pour appeler d'autres réseaux restent, malgré une certaine baisse, les plus élevés.

II.3.1.3. Paliers de facturation élevés et alignement des opérateurs

La pratique de paliers de facturation élevés est une manière discrète de fixer des prix de communication beaucoup plus élevés que ceux présentés au public²³². En effet, d'après l'ARCEP, cette structure tarifaire fait supporter une charge importante aux appels très courts. A titre illustratif, prenons le cas du palier de 30 secondes après une minute indivisible, ainsi un appel d'1 seconde est facturé 1 minute. Un appel de 1 min 1 sec est facturé 1 min 30. Un appel de 1 min 31 est facturé 2 min, etc. Concrètement, des paliers élevés entraînent une déconnexion entre le temps réel de communication et le temps facturé par l'opérateur²³³ permettent à celui-ci d'augmenter le prix de service tout en affichant des prix publics à la baisse.

En outre, avant l'année 2000, les opérateurs avaient des paliers de facturation différents. A ces débuts, SFR tarifait même à la seconde (après une première minute indivisible). A partir de 2000, l'alignement en terme de ce procédé est double : même pratique quelle que soit la formule (abonnement, prépayé), même pratique quel que soit l'opérateur.

Figure 53 : Évolution des paliers de facturation par opérateur



Le service SMS est apparu en même temps que la norme GSM et été lancé dès 1996. Ce type d'usage bien que secondaire par rapport à l'usage voix²³⁴, a connu un succès croissant en France dû essentiellement à l'accord d'interopérabilité entre les trois opérateurs établi en

²³² Notons que la France compte les paliers les plus élevés en Europe avec l'Espagne.

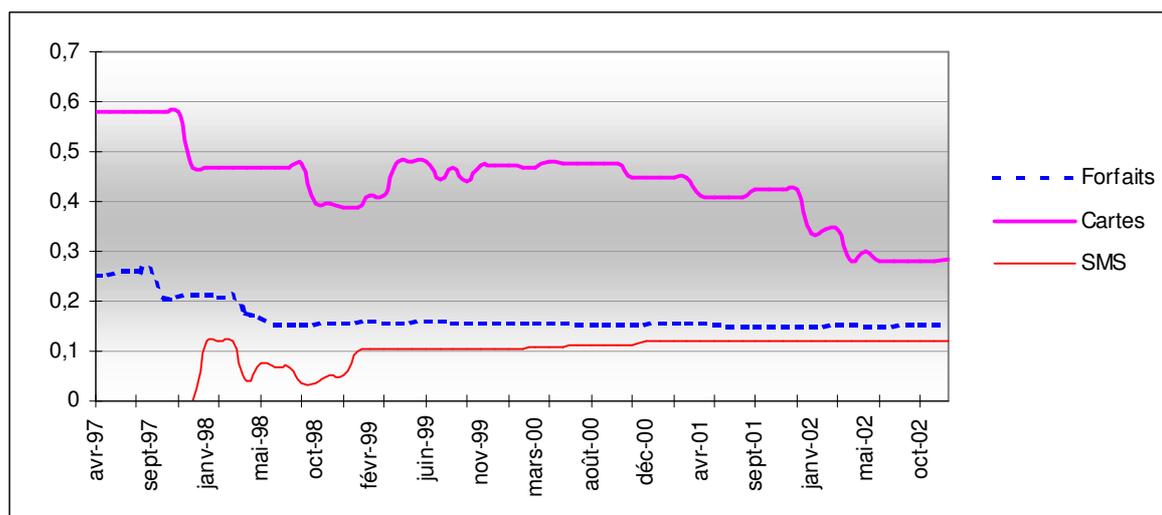
²³³ Voir Magnien (2003) pour une démonstration empirique de cet aspect.

²³⁴ A l'origine, ce type de communications écrites n'était rien d'autre qu'un moyen de notification pour signaler à un client l'arrivée d'un message vocal sur son répondeur.

octobre 1999. Cette date correspond au véritable démarrage du marché des SMS. Ainsi, bien maîtrisé et utilisé par le client²³⁵, le service SMS participe à la dynamique générale du marché des services mobiles avec trois milliards d'unités échangées sur les réseaux des opérateurs français au cours de l'année 2001²³⁶ et représente de ce fait une part non négligeable de leur chiffre d'affaires (7 à 10% du chiffre d'affaires en 2002 selon les opérateurs)²³⁷.

Par ailleurs, les abonnés du prépayé envoient davantage de SMS que les abonnés de l'offre postpayée. Les clients de l'offre prépayée subissent en général des tarifs d'appels mobiles à mobiles plus élevés que les clients postpayés. Les SMS constituent alors une réelle solution de substitution au prix relativement élevé d'un appel mobile (Figure 54)²³⁸, en particulier lorsque l'appelant et l'appelé mobile ne sont pas clients du même opérateur. En effet, sous cette hypothèse, l'appelant ne bénéficiera souvent pas de tarifs d'appels réduits (puisque'il ne fait pas un appel 'on-net'), il aura donc d'autant plus intérêt à envoyer un SMS.

Figure 54 : Évolution des prix SMS versus prix moyen à la minute pour les forfaits et les cartes prépayées



Le marché français du SMS se distingue par une politique tarifaire très spécifique axée sur la taxation au message unitaire²³⁹ faisant de lui l'un des marchés les moins développés en

²³⁵ La facturation de ce service est claire et le consommateur maîtrise facilement sa consommation.

²³⁶ Et plus de 24 milliards par mois depuis mai 2002 dans le monde.

²³⁷ Les SMS restent un marché avec une marge brute de 92% d'après une étude de l'AFUT qui estime le coût total (technique et commercial) d'un SMS de 0,0221€, alors que les abonnés continuent à payer 0,15 € l'unité (TTC) jusqu'à 2002.

²³⁸ Sur la figure 54, la fluctuation des tarifs SMS avant 1999 est due au fait que certains opérateurs proposaient ce service à bas prix.

²³⁹ Cette forme de rémunération dégage un prix de transport de la donnée sous forme d'un SMS, particulièrement élevé ramené au kilooctet transporté (le SMS étant équivalent à 160 octets).

Europe²⁴⁰ (OMSYC, 2004). A partir de 2001, à l'image d'autres pays qui ont considéré le SMS comme un service à valeur ajoutée à l'abonnement mensuel forfaitaire, les opérateurs français proposent des forfaits d'envoi de SMS à des tarifs unitaires plus avantageux que les tarifs hors forfaits. En moyenne, le prix unitaire pour SMS dans un forfait est d'environ 0,08€ (HT), ce qui correspond à une « décote » par rapport au prix de détail hors forfait classique (0,12 € par unité HT) d'environ 33%. Au-delà de cette politique tarifaire, les opérateurs ont choisi d'offrir des SMS gratuits à leurs clients afin de les inciter à utiliser ce service. D'après l'ART, une minute de voix « coûte » en moyenne 1,8 fois plus qu'un SMS. Ceci peut inciter les consommateurs à substituer un SMS à une communication vocale si les deux modes de communications permettent de faire passer le même message.

Malgré cela, le marché français est visiblement en retard par rapport au marché européen sur cette période en ce qui concerne l'utilisation des SMS. Selon une étude de l'OMSYC (2004) effectuée sur sept pays européens²⁴¹, l'usage moyen par habitant et par mois s'élève à 22,5 messages en moyenne, avec un minimum en France (seulement 8 messages envoyés par habitants et par mois)²⁴². Ceci s'explique en partie par un taux d'utilisation des services de voix relativement élevé. Une autre explication peut être avancée. Afin de stimuler l'usage des SMS, les opérateurs avaient proposé des paquets SMS à faible prix unitaire mais dont l'introduction dans les systèmes mobiles n'a eu qu'un impact limité sur la consommation moyenne de ce service (8,2 SMS par abonné en 2001 contre 13 SMS en 2002 d'après les chiffres de l'ART). Ceci s'explique par une faible dégressivité du prix unitaire en fonction de la taille du paquet SMS forfaitisé²⁴³. De plus, ces offres forfaitisées sont limitées aux clients du postpayé, soit environ la moitié du parc en 2002. Les clients du prépayé, susceptibles d'envoyer plus de SMS, ne disposant pas des offres dédiées aux SMS, souvent facturés à l'unité.

En conclusion, cette section a montré que, après une période de fortes progressions, les différences de qualité entre les services des opérateurs s'atténuent. La différenciation de l'offre porte ainsi de moins en moins sur la qualité et de plus en plus sur la variété. En effet, depuis

²⁴⁰ Le marché britannique du SMS est trois fois plus important que le marché français.

²⁴¹ L'étude est effectuée sur les pays suivants : Allemagne, Espagne, Finlande, France, Italie, Royaume Uni et Suède et sur la période 1996-2002.

²⁴² Le maximum étant de 33 en Espagne.

²⁴³ L'association d'utilisateurs l'AFFUT, parle depuis quelque temps de « cartellisation » du marché des SMS en France. Le cartel est « une concentration horizontale ou de grandes entreprises juridiquement et financièrement indépendantes ayant des activités comparables, s'entendant en vue de contrôler la concurrence et le marché ». Ce constat est fondé sur plusieurs observations (alignement tarifaire, absence de marché intermédiaire ou de gros...).

cette date, les opérateurs parient sur l'innovation marketing et sur l'image de marque. Ils proposent ainsi une multitude de nouveaux services à valeur ajoutée leur permettant d'augmenter l'usage du réseau tout en réduisant la rotation des clients. La gamme des services disponibles à partir des systèmes GSM français s'est considérablement élargie attestant que les formules tarifaires de 1996 n'ont pas les mêmes caractéristiques que celles proposées en 2002, ces dernières devenant beaucoup plus avantageuses.

Par ailleurs, nous avons illustré l'existence d'écarts de prix sur les appels entre les trois opérateurs sur la période 1996-1998 qui se justifient par la disparité de la couverture de leurs réseaux. A partir de l'année 1999, la couverture des réseaux étant similaire entre les opérateurs, les écarts entre leurs prix de communications se sont fortement réduits. Or, quelles que soit les attraites de guerre des prix, celle-ci n'a pas concernée les prix entrants qui se caractérisent par des niveaux très élevés. Ce n'est qu'en 1999, après une décision des instances règlementaires que les opérateurs ont procédé à des baisses de prix successives qui se chiffrent d'environ 40% sur la période 1999-2002. Enfin, les SMS constituent pour certaines catégories de consommateurs une réelle solution de substitution au prix relativement élevé d'un appel mobile.

CONCLUSION DU CHAPITRE IV

Au terme de ce quatrième chapitre, plusieurs éléments méritent d'être soulignés.

D'abord, un examen des stratégies des opérateurs dans la première section tend à montrer qu'en duopole, France Telecom et SFR ont cherché à éviter une guerre de prix trop abrupte. Dans cette première phase (de 1992 à 1996), les deux opérateurs optent pour un déploiement lent de leurs réseaux permettant de restreindre l'offre aux professionnels et de pratiquer ainsi des prix d'accès et des tarifs élevés. L'arrivée de Bouygues Telecom en 1996, doté d'une technologie différente lui permettant de cibler une clientèle plus large, a fortement stimulé le marché. Elle a aussi conduit à une baisse importante des prix due à l'empressement des trois opérateurs à conquérir le marché de masse.

Ainsi, jusqu'en 1998, la concurrence, très active, s'est exercée sur les prix devenus très en dessous de ceux pratiqués en début de période. De ce fait, les opérateurs désireux d'échapper à la concurrence frontale, cherchent un nouveau levier de croissance. La stratégie dès lors déployée pour attirer de nouveaux abonnés et gagner des parts de marché s'est reportée sur une stratégie de différenciation et de diversification de plus en plus poussée des services offerts. On a alors assisté à une véritable course à l'innovation permettant aux opérateurs de se positionner dans cette nouvelle dynamique concurrentielle. Ces comportements peuvent être analysés en termes de tarification et de choix de produits.

Ensuite, une analyse plus détaillée de ces éléments dans la deuxième section nous a permis d'avancer plusieurs constats.

Premièrement, les variations de la qualité sont orientées à la baisse dans le temps. Plus précisément, nous avons pu vérifier que le réseau d'un opérateur n'est pas figé dans le temps. Il est l'objet d'aménagements incessants visant à améliorer les deux paramètres clés de qualité que sont la couverture et la performance technique des réseaux. Il apparaît qu'après une période de fortes progressions, à partir de 1998, les différences de qualité, appelées aussi différenciation verticale, entre les services des opérateurs s'atténuent. SFR et FTM proposent tous les deux une couverture quasi-complète de la population. Toutefois, des différences subsistent entre les deux réseaux au niveau de leur densité et donc de la qualité des communications. De son côté Bouygues Telecom proposait jusqu'en 1999, une couverture inférieure en Province, cependant, compte tenu de la densité de son réseau, la qualité de son service est supérieure en région parisienne, en comparaison avec les deux opérateurs en place. Mais, depuis 2000, les opérateurs sont presque à égalité, que ce soit en termes de couverture

ou d'accès au réseau. Signe que la différenciation verticale est de moins en moins forte sur le marché. L'enjeu consiste désormais pour les opérateurs à étendre la couverture par les réseaux de téléphonie mobile afin que les *zones blanches* puissent bénéficier d'une couverture suffisante.

Deuxièmement, la différenciation de l'offre porte de moins en moins sur la qualité et de plus en plus sur la variété. En effet, la multiplication des offres s'amplifie au fur et à mesure que les différences de qualité entre les services offerts par les opérateurs s'affaiblissent. Les opérateurs désireux de pratiquer autre chose que les baisses des tarifs, parient désormais sur l'innovation marketing et sur l'image de marque. Ils proposent ainsi une multitude de nouveaux services à valeur ajoutée leur permettant d'augmenter l'usage du réseau tout en réduisant la rotation des clients. La gamme des services disponibles à partir des systèmes GSM français s'est considérablement élargie attestant que les formules tarifaires de 1996 n'ont pas les mêmes caractéristiques que celles proposées en 2002, ces dernières devenant beaucoup plus avantageuses.

En termes de tarification, nous avons montré l'existence d'écarts entre le prix des appels des trois opérateurs sur la période 1996-1998 qui se justifient par la disparité de couverture de leurs réseaux. A partir de l'année 1999, les opérateurs étant presque à égalité à ce niveau, les écarts entre leurs prix de communications se sont fortement réduits. Ainsi, après avoir baissé jusqu'au milieu de l'année 1998, le prix moyen à la minute s'est stabilisé à des niveaux bien inférieurs à ceux de 1997 (0,15 euros/min fin 2002) et ce pour les trois opérateurs. Bien qu'ils aient engagé une guerre sur les prix des communications, les opérateurs ont adopté une attitude consensuelle sur une tarification forte des appels entrants leurs garantissant de larges profits.

CHAPITRE V

INDICES DE PRIX POUR LA TELEPHONIE MOBILE EN FRANCE : METHODES EXISTANTES ET METHODE PROPOSEE

Le chapitre précédent nous a permis de mettre en évidence plusieurs éléments nécessaires à la compréhension des mouvements des prix sur le marché français de téléphonie mobile. L'objectif de ce chapitre est d'aborder la problématique de construction d'un indice de prix pour ce secteur.

Les services de téléphonie mobile se prêtent difficilement à une mesure unique : la diversité des formules tarifaires et des types de prestations rendent difficile toute comparaison directe des prix. Le quatrième chapitre nous a permis de conclure à une baisse apparente des prix à travers l'analyse de plusieurs indicateurs (prix moyens à la minute, paniers de consommations, appels entrants, etc.). Mais, plutôt que de se contenter d'une description sommaire de ces différents indicateurs, nous proposons dans ce chapitre de quantifier le mouvement global des prix à travers la construction d'un indice agrégée pour les services de radiotéléphonie.

Ce chapitre est organisé en trois sections.

Dans une première section, nous souhaitons identifier les questions relatives à la problématique de construction d'un indice de prix pour les services de téléphonie mobile. Dans ce sens, nous présentons et analysons les principales approches proposées dans les études qui se sont penchées sur la question et éventuellement utilisées par les agences statistiques. Deux méthodes sont identifiées : la méthode conventionnelle d'appariement des « *plans tarifaires type* » et la méthode de construction d'un « *profil de consommation type* ».

Dans une deuxième section, nous présentons la méthodologie retenue dans ce travail pour la construction d'un indice de prix pour la téléphonie mobile. Il s'agit de mettre en œuvre l'approche hédonique par régression. Nous exposons nos questions de recherche et nos choix méthodologiques et statistiques.

Dans une troisième section, nous abordons le volet économétrique de l'approche hédonique, en revenant sur les contraintes de modélisation présentées dans le chapitre 3. Les différentes

procédures d'amélioration de l'estimation seront mises en œuvre afin d'obtenir un modèle d'estimation satisfaisant. Nous reviendrons en particulier sur les problèmes de corrélations, de multi-colinéarité et sur le problème de choix de la forme fonctionnelle.

SECTION 1 : LA SITUATION FRANÇAISE ACTUELLE EN MATIERE D'INDICE DE PRIX POUR LES SERVICES MOBILES

Les deux indices de prix utilisés en France pour le secteur des télécommunications sont l'indice de prix à la consommation (IPC) et l'indice de prix à la consommation harmonisé (IPCH). Ce dernier indice est défini selon une méthodologie européenne qui permet de comparer les performances économiques entre pays. Jusqu'en 1998, ces deux indices ne comprenaient pas le secteur de la téléphonie mobile mais uniquement celui de la téléphonie fixe.

Depuis 1998 et jusqu'en 2003 (date de l'introduction des services mobiles dans l'IPC français), plusieurs méthodes étaient utilisées en l'absence d'un indice de prix adéquat reflétant les mouvements de prix des services des télécommunications. Il s'agit de suivre dans le temps soit quelques paniers de consommation « type », soit le prix moyen des minutes consommées²⁴⁴. Ces méthodes sont contestables parce qu'elles ne prennent pas en compte ou/et mélangent plusieurs éléments : les évolutions du prix, le changement de comportement des consommateurs et les différences de qualité de service (Lequiller, 2001).

Cette section est consacrée, dans un premier temps, aux questions méthodologiques soulevées par la construction d'indices de prix dans les systèmes mobiles. On analysera, dans un deuxième temps, les limites de la méthode d'*appariement de plans tarifaires type*. Cette méthode utilise la technique d'appariement -traditionnellement utilisée par les agences statistiques pour le calcul des indices de prix des produits de consommation- à des plans tarifaires représentatifs préalablement définis. Enfin, nous discuterons la méthode utilisée à ce jour en France dont le principe de calcul est « l'indice à utilité constante ».

I. LES DIFFICULTES DE LA MISE EN PLACE D'UN INDICE DES PRIX POUR LA TELEPHONIE MOBILE

La mesure de l'évolution des prix dans la téléphonie mobile fait intervenir plusieurs éléments.

Premièrement, la téléphonie mobile est un *nouveau* produit et son introduction même dans l'IPC est problématique. En effet, la prise en compte des « *nouveaux* » produits, dont la production n'a pas simplement modifié certaines caractéristiques, est l'une des grandes difficultés rencontrées lors de construction de tout indice de prix. L'apparition de ces produits sur le marché, à côté des anciens permet un élargissement de la gamme des produits, et accroît par voie de conséquence le bien-être des consommateurs. Évaluer cet accroissement de bien être lié à l'apparition de la téléphonie mobile est un exercice très difficile (Magnien, 2003). Ce problème a été étudié dans une série d'articles, entre autres par Hausman (1999b). Ses travaux, fondés sur l'estimation d'une fonction de demande²⁴⁵, ont apporté des nouveaux éléments. Tout d'abord, l'auteur propose d'introduire la téléphonie mobile dans l'IPC américain en tant que nouveau produit. Il montre qu'en omettant ce secteur, l'indice des prix des services de télécommunications est biaisé à la hausse de l'ordre de 0,8% à 1,9% par an sur la période 1983-1998 (période entre l'apparition des mobiles sur le marché américain et leur introduction dans l'IPC). Ensuite, Hausman utilise dans ses estimations un indice qui renvoie à la notion d'utilité constante²⁴⁶. Toutefois, vu l'aspect plus conceptuel que pratique de cette approche, ce travail académique n'a pas donné une solution opérationnelle satisfaisante (Lacroix et Magnien, 2001).

Deuxièmement, le service de téléphonie mobile propose des produits composites (abonnements, forfaits, cartes prépayées) qui combinent :

- des *services de base*, les communications, dont la description fine est fournie à l'aide de la destination et de l'heure de l'appel et dont la tarification varie selon l'opérateur ;
- des *services complémentaires* (les services à valeur ajoutée) sujet à des charges variées ;
- et un *appareil à tarif réduit*.

A titre d'exemple, pour les produits accompagnés d'un appareil à tarif bas, les opérateurs compensent ce coût durant la période du contrat à travers des prix élevés des communications

²⁴⁴ Le prix moyen de la minute consommé est égal au chiffre d'affaire divisé par le nombre de minutes.

²⁴⁵ Voir Chapitre n°3 pour plus de détails sur la méthode.

²⁴⁶ Le terme « indice de coût de la vie » est utilisé de manières différentes en France et aux Etats-Unis. Aux Etats-Unis, ce terme fait référence à la théorie économique du consommateur et a un aspect plus conceptuel que pratique. En France, l'indice de coût de la vie renvoie à la notion de « budget type minimum ».

et des services²⁴⁷. Donc, il peut exister un *interfinancement* entre les composantes individuelles.

Troisièmement, le secteur de la téléphonie mobile fait l'objet d'une tarification extrêmement complexe qui incluent :

- Les tarifs qui dépendent du type de la communication et des périodes de l'appel ;
- Les minutes reportées (seulement pour les forfaits) ;
- Les appels en dépassement du forfait ;
- La durée de validité des cartes ;
- La tarification non-linéaire²⁴⁸ des minutes consommées.

Tous ces éléments, couplés à une modification fréquente des formules tarifaires, rendent la construction d'un indice de prix très complexe. Deux méthodes sont toutefois utilisées : la méthode conventionnelle d'appariement des « *plans tarifaires type* » et la méthode de construction d'un « *profil de consommation type* ». Le principe ainsi que les limites potentielles de chacune de ces méthodes font l'objet des paragraphes suivants.

II. LIMITES DE LA METHODE D'APPARIEMENT DES « PLANS TARIFAIRES TYPE » POUR LA CONSTRUCTION D'UN INDICE DE PRIX POUR LES SERVICES DE LA TELEPHONIE MOBILE

Les contrats d'abonnement comprennent une partie fixe (accès au service ou abonnement) et une partie variable proportionnelle au trafic d'appel réel (les communications). Le paiement est périodique sur la base d'une facture envoyée au consommateur et se référant à la consommation réelle. Chaque opérateur fournit un certain nombre de profils tarifaires qui varient selon les coûts et les conditions d'accès aux options. Un client a la possibilité de

²⁴⁷ Effectuer des comparaisons internationales devient alors plus compliqué. En Finlande par exemple, les consommateurs payent le coût total de leurs appareils indépendamment de la formule tarifaire et les opérateurs ne doivent pas compenser ailleurs. Ils peuvent ainsi offrir des prix plus faibles par minute pour les appels. C'est d'ailleurs la raison pour laquelle, comparer simplement les prix par minute des appels en France et en Finlande, à titre d'exemple, ne peut être un indicateur de comparaison correct des prix de la téléphonie mobile dans les deux pays.

²⁴⁸ A propos de la procédure de tarification « non-linéaire » le lecteur pourra se reporter à Mitchell (1991, pp.73-143) et Wilson (1993, pp.27-121).

choisir un opérateur parmi tous ceux présents sur le marché et un profil tarifaire parmi ceux offerts par cet opérateur.

II.1. PRINCIPE DE LA METHODE

Conformément à la méthodologie proposée par Montella, Mostacci et Zanolini (2001), notons o l'opérateur, i le plan tarifaire, j le service possible et t le temps. Le revenu total généré par les ventes des services pour un plan tarifaire²⁴⁹ donné à la période t est égale à :

$$R_t = \sum_o \sum_i \sum_j p_{oij,t} q_{oij,t} = \sum_o \sum_i \sum_{j=1}^{j_1} p_{oij,t} q_{oij,t} + \sum_o \sum_i \sum_{j=j_1+1}^{j_2} (c_{oij,t} + p_{oij,t} \times d_{oij,t}) \times n_{oij,t}$$

La partie droite de l'équation ci-dessus se compose de deux termes :

Le premier terme représente les dépenses fixes²⁵⁰ (j_1), où :

$p_{oij,t}$ est le prix pour le $j^{\text{ème}}$ service compris dans le $i^{\text{ème}}$ plan tarifaire du $o^{\text{ème}}$ opérateur ;

$q_{oij,t}$ est la quantité relative.

Le deuxième terme traduit les dépenses variables²⁵¹ où :

- $c_{oij,t}$ est le coût de mise en service du $j^{\text{ème}}$ type de trafic (service) dans le $i^{\text{ème}}$ plan tarifaire du $o^{\text{ème}}$ opérateur à t .
- $p_{oij,t}$ est le prix par minute (seconde) pour le $j^{\text{ème}}$ type de trafic dans le $i^{\text{ème}}$ plan tarifaire du $o^{\text{ème}}$ opérateur à t .

²⁴⁹ Par plan tarifaire, on entend un ensemble de services, un « package deal ».

²⁵⁰ Les services fixes considérés sont les frais d'abonnement mensuels, les coûts de rechargement des cartes et les coûts pour l'activation des services, le changement pour un autre profil tarifaire et la résiliation du contrat.

²⁵¹ Les services considérés dans la partie variable sont : le trafic sortant de l'opérateur i sous ses formes variées qui dépendent des caractéristiques de l'appel effectué. Le trafic sortant doit être interne (national) ou international. Le trafic interne doit se référer au réseau fixe local, régional ou national ou au réseau mobile du même opérateur ou d'un autre réseau. Des tarifs spéciaux doivent se référer aux appels effectués à un ou plusieurs numéraux présélectionnés au réseau fixe ou mobile.

- $d_{oij,t}$ est la durée moyenne en minutes (secondes) des appels effectués pour le $j^{\text{ème}}$ type de trafic dans le $i^{\text{ème}}$ plan tarifaire du $o^{\text{ème}}$ opérateur à t .
- $n_{oij,t}$ est le nombre d'appels effectués pour le $j^{\text{ème}}$ type de trafic dans le $i^{\text{ème}}$ plan forfaitaire du $o^{\text{ème}}$ opérateur à t .

Soit $R_{oij,t}$, le revenu généré par la consommation de chaque composante du plan i , rappelons que le plan tarifaire étant maintenu constant dans le temps. L'équation du revenu décrite auparavant peut être écrite de façon équivalente:

$$R_t = \sum_o \sum_i \sum_j R_{oij,t}$$

et
$$W_{oij,t} = \frac{R_{oij,t}}{R_t}$$

où $W_{oij,t}$ est le poids relatif en termes de revenu du $j^{\text{ème}}$ service appartenant au $i^{\text{ème}}$ plan du $o^{\text{ème}}$ opérateur calculé en référence à la période de base t .

Finalement, l'indice de prix pour la période $t+1$ ²⁵² est égal à :

$$I_{t+1} = \sum_o \sum_i \sum_j I_{oij,t+1} W_{oij,t}$$

où
$$I_{oij,t+1} = \frac{P_{oij,t+1}}{P_{oij,t}}$$

L'indice donné par l'équation ci-dessus se réfère au $j^{\text{ème}}$ service dans le $i^{\text{ème}}$ plan tarifaire du $o^{\text{ème}}$ opérateur.

II.2. LES LIMITES DE LA METHODE

²⁵² ou même pour chaque mois de chaque année $t+1$.

Dans les services de la téléphonie mobile, l'indice de prix ne peut pas être calculé directement en utilisant les deux équations décrites dans le paragraphe précédent pour plusieurs raisons.

Tours d'abord, les prix des composants des plans tarifaires une fois fixés ne changent plus ensuite. Les indices $I_{oij,t+1}$ restent, en conséquence, égaux à 100 dans le temps pour chaque o , i , j . En réalité, l'idée de pouvoir associer un service particulier à un tarif correspondant ne semble pas réalisable pour les opérateurs en raison de la politique d'interfinancement qui caractérise les systèmes mobiles.

Ensuite, l'hypothèse centrale de la méthode, selon laquelle un plan tarifaire type (ou profil tarifaire) doit être maintenu et suivi dans le temps, est improbable. En effet, la politique adoptée par les opérateurs est de proposer de nouvelles options donnant ainsi aux consommateurs la possibilité de délaisser un ancien plan tarifaire moins avantageux. Afin d'illustrer le problème, supposons qu'un opérateur o offre à la période t les profils tarifaires A et B et à $t+1$ les profils B et C. Chaque profil est composé d'un certain nombre de tarifs et de services préalablement définis. Soit $n_{o,A}^t$ le nombre d'abonnés au profil tarifaire A d'un opérateur o au moment t , de même pour les autres valeurs du tableau 9.

Tableau 9 : Processus de migration des clients entre profils tarifaires chez un même opérateur

Profil	t	t+1	t+n
A	$n_{o,A}^t$	$n_{o,A}^{t+1}$		0
B	$n_{o,B}^t$	$n_{o,B}^{t+1}$		$n_{o,B}^{t+n}$
C	0	$n_{o,C}^{t+1}$		$n_{o,C}^{t+n}$
Total	n_o^t	n_o^{t+1}		n_o^{t+n}

A la période t , le profil tarifaire C n'existe pas et le nombre total des consommateurs est égal à n_o^t . A $t+1$, plusieurs clients du profil A peuvent migrer vers le profil B ou vers le nouveau profil C ou à changer d'opérateur. De plus, le profil A n'est plus proposé aux nouveaux abonnés (à $t+1$, juste les profils B et C existent), on a la relation $n_{o,A}^{t+1} \leq n_{o,A}^t$. Après un certain nombre d'années n , on aura $n_{o,A}^{t+n} = 0$ (car tous les abonnés du profil A sont arrivés à la fin de leurs contrats). Le nombre d'abonnés au profil C est donné par la somme des nouveaux abonnés et des transferts des profils A, B et/ou un autre opérateur. Comme le marché se

développe rapidement, le nombre des abonnés a plutôt vocation à augmenter. Nous aurons alors $n_o^{t+1} > n_o^t$ ²⁵³.

Enfin, l'apparition de nouvelles offres sur le marché engendre un remplacement des plans de consommation existants et toute comparaison directe entre nouveaux et anciens plans tarifaires est quasiment impossible. Généralement, et grâce à la vive concurrence, les prix baissent. Si nous revenons à notre exemple, le profil C propose des prix globalement plus faibles que ceux de A. La comparaison entre les deux profils n'est pas immédiate, dans le sens où C peut être plus avantageux pour certains services et l'être moins pour d'autres. La comparaison est rendue encore plus compliquée dans la mesure où la différence entre les deux profils peut porter sur d'autres conditions contractuelles.

Ces limites nous conduisent à souligner les difficultés de la mise en place d'un indice des prix à base fixe par appariement des plans tarifaires dans le secteur de la téléphonie mobile. Cette méthode était utilisée par les agences statistiques de plusieurs pays tel que le Royaume Uni, les Etats-Unis et le Canada. Il y a quelques années, ces pays (et plusieurs autres pays européens) ont abandonné cette technique de construction d'indices au profit d'une autre méthode qui se base sur le concept du « *profil type* » de consommation.

En France, le calcul de l'indice des prix des services de téléphonie mobile est réalisé selon une méthodologie qui fait aussi recours au concept de « *profil type* » mais dont le principe de calcul est « l'indice à utilité constante ».

III. UN INDICE A « UTILITE CONSTANTE » POUR LES SERVICES DE LA TELEPHONIE MOBILE ?

La téléphonie mobile peut être considérée comme un service composite constitué d'un produit de base, les communications, auxquelles s'ajoutent des prestations complémentaires. La connaissance des caractéristiques des consommateurs (budget et préférences) permet de

²⁵³ Il n'est pas nécessairement vrai que tous les consommateurs considèrent qu'il est convenable de substituer le profil C au profil A. La décision du consommateur est basée seulement sur une évaluation subjective de la convenance des prix d'un profil et non sur une attente d'économiser sur la dépense totale. L'expérience des opérateurs montre que si un consommateur opte pour un nouveau profil considéré plus convenable, il aura tendance à plus l'utiliser. Ainsi, malgré que le prix correspondant au nouveau profil tarifaire C soit plus faible que celui de l'ancien profil A, la dépense de l'abonné au profil C est souvent plus importante qu'elle ne l'était avec A. De plus, dans la décision de migrer d'un profil à un autre, il est aussi nécessaire de prendre en compte le montant qu'il faudra payer à l'opérateur au moment du changement.

calculer un indice « idéal », c'est-à-dire un indice qui retrace l'évolution de la dépense permettant de maintenir le même niveau d'utilité pour les consommateurs lorsque les produits et leurs tarifs évoluent dans le temps ou lorsque certains produits apparaissent (ou disparaissent).

Pour y parvenir, la plupart des études empiriques internationales²⁵⁴ se basent sur le concept de « *profil type* » de consommation. En France, un projet pilote a été entrepris à l'INSEE (*Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques*) dont la méthode est opérationnelle depuis janvier 2003. Celle-ci est inspirée de la méthode appliquée en Allemagne (Beuerlein, 2000) et au Royaume Uni par l'OFTEL²⁵⁵ (n/e/t/a²⁵⁶, 1999). Dans les deux cas, on se réfère à des « profils de consommation » (ou *consommateurs type*) définis et conçus pour réagir aux changements rapides et variés des plans tarifaires proposés par les acteurs.

III.1. LA METHODE DE CALCUL D'INDICE DES PRIX EN VIGUEUR POUR LA TELEPHONIE MOBILE EN FRANCE

Dans la construction de tout indice de prix, distinguer un produit sujet à des changements de qualité d'un produit présentant de nouvelles caractéristiques a souvent été problématique²⁵⁷. Afin de surmonter cette difficulté, l'INSEE propose de ranger les produits qui présentent une utilité voisine en classes homogènes. Un micro-indice est alors calculé par classe et ces indices sont ensuite agrégés au moyen d'une pondération budgétaire constatée en période de base. Une fois ces classes définies, la question des évolutions de l'offre peut être appréhendée. Ces évolutions peuvent porter sur une modification des prix des produits existants ou sur l'apparition de nouveaux produits. Pour pallier la première difficulté relative à l'évolution des prix à l'intérieur d'une classe homogène, l'INSEE a proposé le recours au concept de « *profil de consommation* ». La deuxième problématique est résolue grâce au concept des « *classes homogènes de produits* ». Nous discutons plus en détails de ces deux concepts.

III.1.1. LES « CLASSES HOMOGENES DE PRODUITS » : UNE SOLUTION AU PROBLEME D'APPARITION DE NOUVEAUX PRODUITS

²⁵⁴ Le Canada, les Etats-Unis, l'Allemagne...

²⁵⁵ L'OFTEL est l'organisme de régulation des télécommunications du Royaume-Uni.

²⁵⁶ National Economic Research Association.

²⁵⁷ Voir chapitre 1.

L'objectif étant de minimiser l'hétérogénéité des formules tarifaires proposées sur le marché de téléphonie mobile, une classe homogène est alors composée de formules répondant à des besoins de consommation similaires. Le premier critère de classification porte donc sur les différentes offres proposées par les opérateurs, les forfaits et les cartes prépayées étant affectées dans des classes différentes²⁵⁸. Mais cette classification est encore trop vague pour permettre de réaliser des mesures de prix. Il est alors nécessaire d'affiner encore cette classification à l'aide d'autres critères permettant de différencier les formules à un niveau plus élémentaire. On peut distinguer par exemple les formules « soir et week-end » des formules de jour ou bien des formules avec achat ou non d'appareil téléphonique. L'introduction de l'opérateur comme critère de différenciation est également une possibilité.

Ainsi, le recours aux classes homogènes de produits permet d'éclairer la frontière entre changement de qualité et apparition d'un nouveau produit : lorsqu'un produit change sans sortir de la classe à laquelle il appartient, on peut dire qu'il y a juste un changement de qualité. De même, si un nouveau produit apparaît dans une classe déjà existante, il ne peut être considéré comme un *vrai* nouveau produit. Lorsqu'un produit apparaît et ne peut être classé dans aucune des classes existantes, alors on peut convenir qu'il s'agit d'un « vrai » nouveau produit qui donne naissance à une nouvelle classe.

De plus, la définition des classes est une étape critique, **car avec un très grand nombre de classes (à la limite, il peut exister autant de classes qu'il y a de produits identifiables), cette procédure permet la prise en compte des substitutions**. Généralement, aucune substitution intra-annuelle ne peut être mesurée. Les substitutions sont seulement prises en compte au moment du chaînage puisque les produits entrent parallèlement et progressivement dans l'indice avec des pondérations faibles au départ et croissantes si le marché du produit se développe. Si le produit substituable présente un accroissement d'utilité, cet accroissement n'est pas pris en compte²⁵⁹. Ce n'est donc **qu'avec des classes de produits plus élémentaires que le biais inhérent à la substitution peut être traité et ceci grâce au recours à un consommateur type**.

L'étape suivante consiste à illustrer la manière dont l'utilisation de *consommateurs types* permet de pallier le problème des substitutions dans le calcul des indices de prix.

²⁵⁸ La première section de ce chapitre montre que ces deux types d'offre répondent à des besoins différents.

²⁵⁹ En dehors de ces substitutions, il peut se produire des évolutions homogènes de produits amplifiant notablement leur utilité (par exemple, extension de la couverture géographique des réseaux, accroissement du parc des abonnés etc.). De façon générale, ces évolutions n'ont jamais été prises en compte. L'évaluation explicite de l'évolution de la qualité (à partir de la construction d'un référentiel d'utilité « neutre » sur lequel tous les produits sont mesurables) s'avère extrêmement difficile à mettre en œuvre et n'est généralement utilisée que pour les biens durables.

III.1.2. LES « PROFILS DE CONSOMMATION » : UNE SOLUTION AU PROBLEME DE SUBSTITUTIONS DES PRODUITS

Dans la mesure où il est impossible de suivre l'ensemble des consommateurs, il est impératif de regrouper les usagers en catégories variantes selon le mode de consommation. Ces profils de consommation sont décrits par plusieurs critères de stratification. Les critères choisis par l'INSEE sont les suivants :

- La durée totale des appels par mois. Magnien (2003) a défini trois classes de consommation : faible, moyenne et forte ;
- La distribution du temps des appels : l'heure de la journée (heures pleines), et/ou soirs et week-ends (heures creuses) ;
- La consommation en services associés (la messagerie vocale, double appel, limitation d'appel, ...).

En maintenant inchangés les structures de consommation, il est alors possible de mesurer une évolution pure des prix au niveau de chaque profil puis, par agrégation, au niveau de l'ensemble des consommateurs.

La définition des profils en termes de *besoins de consommation* permet de prendre en compte les substitutions éventuelles auxquelles pourrait procéder un consommateur type. Le consommateur type se voit affecter un *produit optimal* c'est à dire qui correspond le plus à ses besoins parmi tous ceux qui sont disponibles sur le marché au moindre coût. S'il arrive qu'un autre produit existant enregistre une baisse de prix (ou un nouveau produit apparaît avec un prix plus faible), ce produit devient optimal et se substitue à celui choisi auparavant. L'indice de prix calculé pour le consommateur type affiche alors une baisse à la suite de cette substitution.

Signalons, toutefois, que si un nouveau produit apparaît sur le marché, sans pour autant correspondre aux besoins du consommateur type, son apparition reste sans effet sur l'indice. De façon similaire, si un produit existant -qui ne soit pas un produit optimal- affiche une baisse de prix, cette baisse n'affectera pas l'indice de prix du consommateur type (Magnien, 2003).

Tableau 10 : Description des profils de consommation

		Profils				
		1	2	3	...	12
APPELS NATIONAUX						
Durée mensuelle moyenne totale des appels nationaux (en minutes)						
Part (%) de la durée totale mensuelle consistant en appels faits à	Heures pleines					
	Heures creuses					
Part (%) de la durée totale mensuelle consistant en appels faits à	Téléphone fixe					
	Téléphone mobile sur	le même réseau				
		un autre réseau				
Nombre total mensuel des appels						
AUTRES APPELS ET SERVICES						
Suivie des dépenses						
Facturation détaillée						
Appels en attente						
ID de l'appelant						
Service client						
SMS (nombre)						
Appels internationaux (EU) (en minutes)						
Roaming (EU) (en minutes)						

Source : Lacroix et Magnien (2001)

III.2. LIMITES DE L'UTILISATION DES INDICES DES VALEURS UNITAIRES DANS LA METHODE DE L'INSEE

L'approche proposée par l'INSEE repose sur la formule indiciaire de valeur unitaire pour calculer un indice par profil entre deux périodes²⁶⁰. Le concept de valeur unitaire a l'avantage indéniable de permettre d'introduire les nouveaux produits dans le calcul d'un indice de prix. Toutefois, cet avantage est limité par les complications liées à l'utilisation de ce concept.

III.2.1. L'AVANTAGE DE LA METHODE EST LIMITE

En dépit de sa capacité à résoudre le problème de l'apparition des formules sur le marché, l'avantage de cette méthode demeure limité. En effet, une nouvelle formule tarifaire ne sera vraiment prise en compte dans l'indice que si elle correspond au produit optimal ; dans le cas

contraire, son apparition restera sans effet sur le mouvement des prix et ne sera comptabilisée dans l'indice du profil (Magnien, 2003). Ceci implique l'hypothèse très forte d'un consommateur rationnel, parfaitement informé et sans contraintes²⁶¹.

III.2.2. UN INDICE DE VALEUR UNITAIRE PEUT VARIER MEME SI LES PRIX NE CHANGENT PAS

Sur le plan théorique, Balk (1995) a posé six axiomes décrivant les caractéristiques mathématiques qui permettent de juger la valeur unitaire en tant qu'indice (Tableau 11).

Les indices de valeur unitaire retracent l'évolution de la valeur moyenne des biens. Il ne s'agit donc pas de véritables indices de prix. En effet, alors qu'on reproche aux indices traditionnels de ne pas prendre en compte les substitutions, c'est le contraire qu'on reproche à la méthode de valeur unitaire qui prend de façon exagérée les substitutions auxquelles fait recours un consommateur. Par conséquent, un indice de valeur unitaire peut baisser par exemple sans que les prix eux même aient bougé. Or, la finalité d'un indice de prix est de suivre les mouvements des prix purs dans le temps afin de générer un déflateur comptable. Il s'agit du biais révélé par l'axiome 4 de Balk.

Tableau 11 : Propriétés axiomatiques d'un indice à valeur unitaire

Axiomes	Conclusions	Passe le test
Homogénéité de degré 0	La valeur unitaire n'est pas dépendante des valeurs absolues des prix et quantités mais plutôt des changements relatifs.	Oui
Homogénéité linéaire	La valeur unitaire change de la même façon lorsque les prix changent dans une proportion de 1.	Oui
Monotonicité	Si les prix augmentent, l'indice augmente.	Oui
Identité	L'indice peut être différent de 1 même si les prix sont identiques d'une période à l'autre.	Non
proportionnalité	Doubler les prix ne font pas nécessairement doubler l'indice.	Non
Invariance dimensionnelle	Changer l'unité de mesure peut faire varier l'indice.	Non

Source : Balk (1995).

²⁶⁰ Voir Chapitre 1 sur les indices des prix.

²⁶¹ Ces hypothèses ont été discutées dans le travail de l'INSEE.

En fait, ce mouvement de l'indice s'explique par l'évolution de la valeur unitaire d'un produit consécutive aux modifications de la structure de consommation avec des prix élémentaires et des quantités globales identiques²⁶². La migration des consommateurs d'un opérateur à l'autre change la structure de consommation et influence certainement l'indice de valeur unitaire sans que les prix eux-mêmes aient pour autant changés.

III.2.3. FIXITE DES STRUCTURES DE CONSOMMATION

L'approche utilisée dans le travail de l'INSEE stratifie les services de la téléphonie mobile en classe homogènes. Ces classes regroupent les services à un niveau de désagrégation très fin tout en gardant constante dans le temps la structure de consommation. Ce procédé permet de réduire l'effet d'hétérogénéité à l'intérieur des strates et d'évaluer les changements de qualité. Or, il n'y a pas de raison pour que la structure des appels de toutes les catégories individuelles reste exactement la même dans le temps, même si elles sont finement définies. Donc l'approche de la valeur unitaire ne peut pas garantir une mesure précise des changements de prix purs dans le temps, bien qu'elle donne une approximation.

En conclusion, nous avons illustré la difficulté de mesure d'un indice de prix par appariement des plans tarifaires (équation ci-dessous). Cette difficulté porte, entre autres, sur l'impossibilité de comparer deux situations temporelles en raison des remplacements continus.

$$I_{t+1/t} = \frac{\sum_o \sum_i \sum_j p_{ij,o,t+1} q_{oij,t}}{\sum_o \sum_i \sum_j p_{oij,t} q_{oij,t}}$$

De plus, les opérateurs n'ont jamais changé dans le temps les services offerts dans les contrats signés avec leurs clients. La politique marketing de tous les opérateurs est de lancer sur le

²⁶² Un exemple peut rendre compte de cette complication. Supposons deux opérateurs A et B qui proposent le service *k* respectivement aux prix et aux quantités comme indiqués dans le tableau :

	Opérateur A		Opérateur B		Valeur unitaire
t = 0	p ₀ = 12	q ₀ = 200	p ₀ = 10	q ₀ = 150	11,71
t = 1	p ₁ = 12	q ₁ = 100	p ₁ = 10	q ₁ = 250	10,57

L'indice de valeur unitaire est égal : $IVU_{1/0} = (10,57/11,71) * 100 = 94\%$. Il y a donc une baisse de l'indice de 6%, systématiquement attribuée à une baisse des prix alors que les prix n'ont pas du tout changé. Cet effet s'explique par la modification de la structure de consommation en faveur des circuits de distribution meilleur marché. L'indice de Laspeyres pour cet exemple ne marque aucun changement entre les deux périodes : $L_{1/0} = 100\%$. Les deux résultats issus des deux formules sont complètement différents et contradictoires.

marché de nouvelles offres et non pas de nouveaux tarifs. Ces nouveaux contrats ont des caractéristiques différentes des contrats précédents et les clients intéressés souhaitant y adhérer doivent abandonner les contrats initiaux. Il est toujours difficile de comparer la qualité de ces offres. Il est difficile en effet d'évaluer la variation du prix réel entre ce qui est offert dans le contrat mis sur le marché durant une période donnée et ce qui est offert dans des contrats similaires choisis dans la période de base. En outre, il ressort que la méthode à usage constant permet de résoudre deux problèmes capitaux dans la construction de n'importe quel indice de prix. Premièrement, distinguer un produit sujet à des changements de qualité d'un « vrai » nouveau produit ; Deuxièmement, la prise en compte des substitutions dans l'indice de prix. L'INSEE a proposé le recours au concept de « *profil de consommation* » pour résoudre le premier problème. La deuxième problématique est résolue grâce au concept des « *classes homogènes de produits* » (à la limite, autant de classes qu'il y a de produits identifiables).

SECTION 2 : UNE DEMARCHE D'ESTIMATION PAR REGRESSION HEDONIQUE

La section précédente nous a permis d'identifier les questions relatives à la problématique de construction d'un indice de prix pour les services de téléphonie mobile ainsi que les limites des méthodes existantes pour cette fin.

Cette section du chapitre a pour objet de présenter la méthodologie retenue dans ce travail. Il s'agit de mettre en œuvre l'approche hédonique par régression dans l'optique d'obtenir un modèle d'estimation stable qui permette de construire un indice de prix corrigé sur la qualité pour le secteur de téléphonie mobile.

La première partie de la section décrit les hypothèses et motive les choix méthodologiques et statistiques, suivi ensuite d'une présentation des données de notre étude.

La deuxième partie a pour objectif d'aborder le volet économétrique de l'approche, en revenant sur les contraintes de modélisation présentées dans le chapitre 3. Les différentes procédures d'amélioration de l'estimation seront mises en œuvre afin d'obtenir un modèle d'estimation satisfaisant. Nous reviendrons en particulier sur les améliorations des problèmes de corrélations et de multi-colinéarité et sur les problèmes de choix de la forme fonctionnelle.

I. QUESTIONS ET METHODOLOGIE DE RECHERCHE

Notre thèse cherche à répondre à trois questions centrales :

1. Premièrement, les prix des services mobiles ont-ils baissé sur le marché français, en particulier sur la période 1996-2002 ?
2. Deuxièmement, les trois opérateurs mobiles français offrent-ils des produits différenciés (selon la qualité et la variété) ? Pratiquent-ils des politiques tarifaires différentes ? Cette deuxième question est d'autant plus pertinente que l'un des opérateurs (Bouygues) possède un handicap en termes de l'une des caractéristiques verticales de la qualité, la *couverture*.

3. Troisièmement, l'approche par les caractéristiques de Lancaster est-elle adaptée à la construction d'un indice de prix corrigé à la qualité pour le secteur de radiotéléphonie ?

Ces questions nous ont amené à reprendre la théorie des nombres indices ainsi que le cadre analytique de la théorie des caractéristiques de Lancaster, présentés respectivement dans le chapitre 1 et 3 de la thèse. Pour répondre aux questions centrales, ce cadre théorique ainsi que plusieurs particularités du marché français de la radiotéléphonie nous conduisent à formuler 2 types de questions : des questions relatives au secteur de téléphonie mobile et des questions qui concernent la méthodologie économétrique.

I.1. QUESTIONS RELATIVES AU SECTEUR DE LA TELEPHONIE MOBILE

Les particularités du marché de la téléphonie mobile nous ont amené, dans le cadre de la construction d'un indice de prix, à nous poser plusieurs questions.

Question : Les formules tarifaires proposées aujourd'hui sur le marché de téléphonie mobile sont-elles plus avantageuses (en termes de prix et de qualité) qu'elles ne l'étaient il y a quelques années ?

La difficulté pour répondre à cette question réside dans le fait que la comparabilité directe des formules tarifaires est une hypothèse irréaliste. Pour y parvenir, l'évolution des prix des plans tarifaires dans le temps doit être analysée en fonction de leurs composantes intrinsèques.

Compte tenu du caractère très dynamique du secteur de la téléphonie mobile, la plupart des formules tarifaires évoluent rapidement sur le marché. Les opérateurs modifient régulièrement leurs formules tarifaires en proposant soit un certain nombre de minutes de communications gratuites soit des options gratuites en maintenant les prix constants. Dès lors, un même abonnement constitué de certaines caractéristiques peut être proposé à des prix différents sur le marché.

Or, l'une des exigences les plus importantes de la production d'un indice significatif de la variation pure des prix est de s'assurer que la qualité du produit observé reste constante dans le temps. Rappelons que l'hypothèse centrale de l'approche lancasterienne consiste à considérer un produit comme un panier de caractéristiques et non pas comme une entité. Cette approche nous fournit dans ce sens la base théorique pertinente dans le cadre d'analyse du lien entre les variations de prix et les variations de la qualité d'un bien considéré.

Question : Les différences de qualité entre les formules tarifaires peuvent-elles être estimées et comparées dans le temps ? Quelles caractéristiques doit-on prendre en compte

pour quantifier ces changements de qualité ? Les prix des services mobiles ajustés par la qualité ont-ils varié en France au cours de la période 1996-2002 ?

Pour les services mobiles, il est possible de quantifier les changements de qualité et d'évaluer séparément les mouvements des prix des mouvements de qualité (Fixler, Greenlees et Lane, 2001).

Il est important de signaler que les systèmes de téléphonie mobile sont composés de deux grands types caractéristiques : les caractéristiques de qualité (couverture et performance technique des réseaux) et les caractéristiques de variété (image de marque et services à valeur ajoutée). Ce sont les caractéristiques du service, et non pas le service lui-même, qui nous permettront de construire un indice de prix sur un marché constitué de nombreux produits différenciés. De ce fait, il nous a semblé essentiel d'incorporer à la fois **les caractéristiques de variété et les caractéristiques de qualité afin d'analyser leurs impacts respectifs sur la variation des prix.**

Cette approche originale nous permet de construire **le premier indice de prix pour les services de téléphonie mobile intégrant les caractéristiques de qualité.**

Enfin, l'analyse dans le chapitre 5 des caractéristiques des services de radiotéléphonie, amène à conclure qu'à partir de 1999, les différences de qualité (caractéristiques verticales) entre les services s'atténuent en raison de la proximité des offres des trois opérateurs français en termes de couverture ou d'accès au réseau.

Dès lors, nous posons la question suivante :

Question : Face à un environnement concurrentiel plus dynamique, les opérateurs mobiles adoptent-ils les mêmes stratégies de prix et de qualité ?

Dhrymes (1967) a montré que, pour le secteur automobile, les prix implicites des caractéristiques étaient significativement différents selon les constructeurs. Ces écarts entre les coefficients peuvent traduire des structures de coûts propres à chaque constructeur. Ils peuvent également refléter des politiques de prix hétérogènes des constructeurs, c'est-à-dire des stratégies tarifaires différentes sur les marchés (Piriou, 1992). Dans le même ordre d'idées, Pakes (2003, 2004) a insisté sur le fait que les produits différenciés offerts sur les marchés avec un nombre restreint de firmes peuvent générer des prix implicites différents. Ceci reflète la stratégie de tarification d'un oligopole qui exploite des niches de marché.

Pour ces raisons, **des indices implicites de qualité par opérateur seront présentés en même temps que les indices de prix purs.** La comparaison directe de ces deux indices peut fournir des informations sur les stratégies de prix et de qualité adoptées par chaque opérateur.

I.2. QUESTIONS LIEES A LA METHODOLOGIE ECONOMETRIQUE

Sur le plan empirique, deux méthodes de construction d'indices corrigés des variations de la qualité seront testées.

Dans un premier temps, nous discutons la validité de l'application de la méthodologie hédonique, présentée dans le chapitre 3, au traitement des changements de qualité des systèmes de téléphonie mobile. Nous cherchons à montrer **sous quelles conditions l'approche hédonique peut être appliquée au secteur de la téléphonie mobile en France**. La méthode hédonique sera utilisée de différentes manières. Nous appliquons d'abord la *méthode à variable dummy temporelle* suivie ensuite par une application de la *méthode d'indices de prix des caractéristiques*.

Dans un deuxième temps, nous utilisons la *méthode d'appariement*, traditionnellement utilisée par les instituts de statistique, pour prendre en compte les changements qualitatifs. Notre objectif est double. Premièrement, nous souhaitons **justifier le recours à l'approche hédonique par rapport à l'approche classique d'appariement**. Deuxièmement, nous cherchons à déterminer **sous quelles conditions les deux méthodes peuvent fournir des résultats différents ou similaires**.

1.1.6. APPROCHE HEDONIQUE

L'approche de la régression hédonique vise à expliquer les variations du prix d'un bien ou d'un service en les rapportant aux variations des caractéristiques de ce bien ou de ce service. Dans le cas des services de téléphonie mobile, le lien s'établit entre leur prix d'une part et leurs diverses caractéristiques de qualité (couverture et performance technique des réseaux) et de variété (services à valeur ajoutée, l'image de marque de l'opérateur) d'autre part.

Le principal avantage de la méthode hédonique est qu'elle prend en considération les changements de qualité de façon explicite et qu'elle a un fondement microéconomique (l'approche de Lancaster). Cependant, la méthode dépend étroitement de la qualité des données. Un nombre suffisant d'observations est également requis pour que les résultats soient statistiquement significatifs. De plus, avec une méthode d'analyse basée sur l'estimation d'équations, on peut obtenir des résultats médiocres ou inexploitable.

La méthodologie hédonique a été appliquée de différentes manières au traitement des changements de qualité. Deux catégories peuvent être distinguées : les indices hédoniques directs et les indices par appariement construits usuellement après une correction hédonique de la qualité.

Les indices hédoniques directs sont des séries calculées directement à partir des résultats des estimations²⁶³. Dans le traitement par appariement, il y a appariement des modèles de période en période, et on recourt à des équations hédoniques pour imputer les prix des modèles de remplacement en correction de qualité seulement lorsque des produits disparaissent de l'échantillon.

Il convient de mentionner que les deux méthodes susmentionnées sont équivalentes (Triplett, 2004). La raison principale pour laquelle la méthode d'appariement par correction hédonique de la qualité a été établie et appliquée est que les agences statistiques manquaient souvent de données nécessaires pour produire un indice hédonique direct. Or, sur le marché de téléphonie mobile le renouvellement des formules tarifaires étant très fréquent, l'application de cette méthode exige des calculs importants. Elle ne fera donc pas l'objet de ce travail²⁶⁴.

Ainsi, nous nous limitons dans ce travail aux méthodes hédoniques directes pour l'élaboration des indices de prix pour les services de téléphonie mobile. Plus précisément, nous utiliserons des équations à variables *dummies* temporelles (à regroupement et à périodes adjacentes) et des régressions distinctes (ou de caractéristiques). Chacune de ces méthodes utilise un type différent d'informations à partir des fonctions hédoniques.

1.2.1.1. Méthode directe à variable dummy temporelle

La méthode directe à variable temporelle peut être utilisée de deux manières. Premièrement, nous pouvons regrouper plusieurs périodes en une seule estimation. Deuxièmement, pour plusieurs périodes consécutives, nous pouvons grouper seulement deux périodes adjacentes à la fois.

Méthode hédonique sur période regroupée

La méthode de regroupement est l'une des plus anciennes méthodes pour produire un indice de prix ajusté à la qualité. Elle consiste à introduire dans l'équation de prix une variable dummy temporelle qui représente plusieurs périodes consécutives dans une même estimation. Cette méthode repose sur l'hypothèse de stabilité des coefficients des différentes caractéristiques au cours de la période d'étude. Or, ainsi que nous l'avons précisé au chapitre

²⁶³ Voir le chapitre 3 pour une description détaillée de cette approche.

²⁶⁴ Signalons toutefois que la méthode d'appariement par correction hédonique a été utilisée dans les comptes nationaux américains pour produire des indices de prix hédoniques pour les ordinateurs en 1985 (Cartwright, 1986). Elle est aussi utilisée actuellement pour le même produit aux Statistiques Canada ainsi qu'au Bureau of

3, les coefficients des caractéristiques dans la régression hédonique représentent la valeur accordée par le marché à celle-ci. D'où notre première interrogation :

Question : La valeur accordée par le marché aux caractéristiques objectives d'un produit évolue-t-elle dans le temps ? Est-elle différente entre firmes ?

Les réponses à ces questions nécessitent de tester deux hypothèses : l'hypothèse de *stabilité temporelle* et l'hypothèse de *stabilité spatiale* des coefficients.

Premièrement, l'hypothèse de stabilité temporelle des coefficients a déjà été remise en question dans les travaux de Griliches (1961), Silver (1999a) et Pakes (2001). Ces auteurs présentent des arguments probants (qui reposent sur la théorie d'organisation industrielle) en faveur de la thèse selon laquelle les coefficients de régression hédonique qui sont estimés à l'aide de données relatives à la période t devraient dépendre de t .

L'intuition de ce résultat est que les produits peuvent être modifiés au cours du temps ou bien que de nouveaux biens peuvent apparaître sur le marché. L'instabilité peut ainsi se manifester si dans certaines périodes, une nouvelle caractéristique apparaît (de manière similaire, une caractéristique peut disparaître) de la relation prix-caractéristiques. Les préférences des consommateurs sont à leurs tours instables dans le temps. L'hypothèse de stabilité temporelle des coefficients doit donc être testée.

Deuxièmement, l'hypothèse de stabilité spatiale des coefficients a été testée par Dhrymes (1967). Ainsi que nous l'avons précisé dans la question 3, l'auteur a montré pour le secteur de l'automobile que les prix implicites des caractéristiques étaient significativement différents selon le constructeur. Il a aussi remarqué que les écarts entre les coefficients peuvent refléter des politiques de prix hétérogènes. Dans ce sens, l'hypothèse de stabilité spatiale des coefficients doit être testée pour les opérateurs mobiles.

Afin de tester l'hypothèse statistique de stabilité temporelle (respectivement l'hypothèse de stabilité spatiale), on opère une régression hédonique distincte sur chacune des bases annuelles (respectivement pour chaque opérateur) et on estime les coefficients des caractéristiques suivis d'un test de Chow (F) utilisé par Berndt (1991) (respectivement Dhrymes, 1967) pour les régressions hédoniques.

Signalons enfin que contrairement à l'hypothèse de stabilité temporelle qui concerne directement la méthode hédonique à regroupement, l'hypothèse de stabilité spatiale des

paramètres ne porte pas sur la méthode. Elle est analysée dans le sens où les deux phénomènes, instabilité temporelle et instabilité spatiale, peuvent se manifester simultanément.

Pour résoudre le problème de stabilité temporelle des coefficients, plusieurs auteurs ont adopté une autre méthode. Au lieu de grouper toutes les périodes et estimer une seule équation, on groupe seulement deux périodes adjacentes à la fois.

Méthode hédonique à périodes adjacentes

Ainsi que son nom l'indique, la méthode hédonique à périodes adjacentes consiste à grouper dans une même équation deux périodes adjacentes à la fois. L'exponentiel du coefficient de la variable temporelle sera calculé à chaque fois pour les deux périodes adjacentes. Les valeurs obtenues seront ensuite multipliées afin de produire un indice hédonique en chaîne pour toute la période. En utilisant cette méthode hédonique à variabilité temporelle, on laisse les coefficients varier dans le temps. L'hypothèse de stabilité des coefficients devient alors plus flexible par rapport à la méthode hédonique à regroupement.

Signalons enfin que la méthode hédonique sur périodes adjacentes a été initialement proposée par Court (1939) et utilisée notamment par Berndt, Griliches, Rappaport (1995).

En dépit de ses qualités, il est à noter toutefois que la méthode hédonique directe à variable dummy temporelle, soit sur périodes groupées soit à périodes adjacentes, accuse deux inconvénients principaux. Tout d'abord, il subsiste le risque que **les coefficients des caractéristiques puissent changer même entre deux périodes adjacentes proches** (Triplett, 2004). De plus, Griliches (1971) a remarqué que **la méthode hédonique à variable temporelle fournit un indice de prix qui n'est pas en conformité avec la théorie traditionnelle des nombres indices**²⁶⁵.

Une deuxième méthode hédonique, la *méthode d'indices de prix des caractéristiques*²⁶⁶, comme son nom l'indique utilise les prix implicites des caractéristiques (les coefficients issus de la régression hédonique) dans des formules d'indices conventionnels (de type Laspeyres, Paasche, Fisher, etc.). Elle échappe dans ce sens à la critique de stabilité temporelle des coefficients. En outre, elle est en relation directe avec la théorie conventionnelle des nombres indices.

des comparaisons internationales.

²⁶⁵ Voir chapitre 3 pour une explication détaillée de cet inconvénient.

²⁶⁶ Voir chapitre 3 pour les différentes appellations de cette méthode.

1.2.1.2. Méthode d'indices de prix des caractéristiques

La méthode des indices de prix des caractéristiques calcule, à partir des prix implicites estimés, des indices de prix conformes à la théorie conventionnelle des nombres indices.

Pour les services de téléphonie mobile, nous construisons un indice de Laspeyres qui utilise des caractéristiques de la période de référence comme base ainsi qu'un indice de Paasche qui utilise plutôt les caractéristiques de la période comparée comme base. Grâce à ces deux indices, un indice superlatif de type Fisher sera ensuite calculé dans lequel les valeurs moyennes des caractéristiques sont utilisées pour la période de base et la période comparée, respectivement.

La construction de cet indice pose toutefois une question :

Question : Pourquoi un indice de prix construit sur la méthode des indices de prix des caractéristiques serait-il différent d'un indice de prix issu de la méthode hédonique à variable temporelle ?

L'approche par les caractéristiques présente un avantage à la fois empirique et théorique (Triplett, 2004).

Premièrement, l'avantage empirique consiste dans le fait que la contrainte de stabilité temporelle des coefficients, même à court terme, est éliminée. Il nous est alors possible de vérifier si le fait de contraindre les coefficients dans les régressions hédoniques à un effet empirique. Pour y parvenir, nous estimons la différence entre l'indice de prix issu de la méthode à variable dummy temporelle et celui issu de l'approche à caractéristiques.

Deuxièmement, l'avantage théorique consiste dans le fait que nous pouvons construire des indices de prix en conformité, de manière générale, avec la théorie des nombres indices et, en particulier, avec un indice superlatif de Fisher (Silver et Heravi, 2001b). Rappelons que dans le chapitre 1 nous avons démontré que l'indice de Fisher est une très bonne approximation de l'indice à utilité constante (Pakes, 2003).

Après avoir exposé les différentes méthodes hédoniques que nous utiliserons pour élaborer un indice de prix pour les services de téléphonie mobile, une dernière méthode fera l'objet de notre attention. Il s'agit de la méthode d'appariement des modèles traditionnellement utilisée par les instituts de statistique pour prendre en compte les changements qualitatifs. Notre objectif principal est de **justifier le recours à l'approche hédonique par rapport à l'approche classique d'appariement.**

I.2.2. METHODE D'APPARIEMENT

Rappelons que le principe de cette méthode consiste à rapporter les uns aux autres les prix d'un même modèle dans des périodes successives.

Par application de cette méthode, nous souhaitons répondre à la question suivante :

Question : Comment choisir entre l'approche hédonique et l'approche d'appariement ?
Sous quelles conditions les deux méthodes donnent-elles des résultats similaires ou différents ?

Pour répondre à ces questions, deux points doivent être analysés.

Le premier point se réfère à la **problématique d'introduction des nouveaux modèles et son impact sur les mouvements de l'indice de prix**. Nous souhaitons montrer que c'est le niveau de changement qualitatif qui justifie le recours à l'ajustement explicite (par la méthode hédonique) par rapport à l'ajustement implicite (par la méthode d'appariement) et non pas le *turnover* des modèles (renouvellement des modèles). Nous voulons mettre en évidence le fait que **le turnover des modèles n'est pas nécessairement associé à un turnover des attributs**. Autrement dit, l'apparition de nouveaux modèles en lieu et place des anciens sur le marché n'implique pas nécessairement une augmentation de la qualité.

Le deuxième point a trait à la **problématique de dégradation de l'échantillon dans la construction des indices de prix**. Nous voulons vérifier l'hypothèse exposée au chapitre 3 selon laquelle la méthode hédonique et la méthode d'appariement des modèles, opérées sur le même échantillon, produisent quasiment les mêmes indices de prix. Ainsi, l'avantage statistique à utiliser la méthode de régression hédonique plutôt que la méthode d'appariement augmente à mesure que la concordance entre les échantillons des modèles diminue (Silver, Heravi, 2002; Diewert, 2001).

II. L'APPLICATION AU MARCHE DE LA TELEPHONIE MOBILE

II.1. LA DETERMINATION DE L'ENSEMBLE DES PRODUITS A ETUDIER

Le choix du secteur : la téléphonie mobile

Le choix du secteur se justifie d'abord, d'un point de vue économique, compte-tenu de la place des services mobiles dans le budget des ménages et dans l'économie française²⁶⁷. De plus, le parc des mobiles est en progression continue depuis l'apparition du secteur en 1996 pour atteindre plus de 38 millions d'abonnés fin 2002.

Malgré cela, très peu de travaux ont abordé la question de la construction d'un indice permettant de suivre l'évolution des prix pour ce secteur. Ceci est probablement dû à plusieurs raisons énoncées dans la section précédente. Essentiellement, un service de téléphonie mobile est un produit composite qui se caractérise par une tarification complexe. Il regroupe des fonctionnalités qui enrichissent l'utilisation élémentaire à savoir la communication par voix. Ces services sont nombreux et variés. Certains sont inclus dans l'offre alors que d'autres peuvent être proposés seulement en options payantes ou non disponibles.

Ensuite, un élément qui nous a incité à retenir le marché de la radiotéléphonie porte sur l'évolution des prix. Le chapitre 4 nous enseigne que la croissance de la qualité a comme corollaire une diminution des prix des services mobiles, du moins sur les trois premières années de la période étudiée. Le secteur de téléphonie mobile paraît dans ce sens approprié pour appliquer la méthodologie hédonique.

Le choix de la période d'étude

Deux raisons principales nous incitent à retenir la période 1996-2002. Premièrement, hormis un indice de prix moyen publié par l'ART en 1998 pour les services de téléphonie mobile, il n'existe pas d'indicateurs sur les variations des prix sur la période 1996-1999²⁶⁸. Notre analyse permet d'avoir une vision pertinente sur l'évolution des prix sur cette période²⁶⁹. Deuxièmement, nous assistons après l'année 2002 à l'introduction des services liés à l'échange de données sur réseau mobile (Internet, MMS²⁷⁰, vidéo, musique, jeux, TV). Ces services couvrent des nouveaux usages et sont disponibles via les réseaux mobiles de type

²⁶⁷ De 1991 à 1996, les opérateurs mobiles n'ont pas créé de valeur ajoutée, du fait de leurs dépenses massives d'investissements, très largement supérieures aux revenus générés par leurs clients. Après cette période, leur contribution directe à l'économie française s'est accrue rapidement. En 2001, pour chaque euro dépensé directement par les opérateurs, 0,67 euros de valeur ajoutée supplémentaire étaient ainsi créés dans l'économie française (plus de 4000 millions d'euros en 2001) (ART, 2005).

²⁶⁸ Certains indicateurs sommaires ont été publiés par l'ART (1998-99).

²⁶⁹ A noter toutefois que l'obtention de données pour certaines variables, précisément avant 1999, s'est révélée extrêmement difficile. Ceci peut générer un biais dans les indices calculés sur cette période.

²⁷⁰ Un message contenant une image, une photo ou du son.

GPRS (General Packet Radio Services)²⁷¹. Ceci incite à interrompre notre analyse fin 2002, la gestion de l'ensemble des caractéristiques devenant difficilement maîtrisable.

Le choix du marché grand « public »

Rappelons que les opérateurs structurent leurs offres en trois catégories :

- les offres destinées aux particuliers ;
- les offres destinées aux professionnels ou offres « Pro » sont utilisés aussi en pratique par les particuliers présentant de fortes consommations ;
- les offres « entreprises » intègrent les besoins spécifiques de moyennes et grandes entreprises en termes de flottes et d'échange de données sur réseau mobile.

Afin de construire un indice de prix dont la référence utilisée sont les ménages, il est nécessaire d'exclure le marché professionnel et de concentrer nos analyses sur le trafic résidentiel seulement.

La gamme professionnelle d'Orange est de ce fait écartée car, contrairement à l'offre professionnelle de SFR et de Bouygues, disponible même pour les particuliers, celle d'Orange est strictement réservée aux entreprises. Cette distinction entre offre professionnelle et offre grand public ne concerne pas l'offre prépayée dans la mesure où les entreprises n'utilisent pratiquement pas de cartes. Celles-ci sont principalement destinées aux individus à faible revenu.

Le choix des formules tarifaires

L'offre de la téléphonie mobile concerne trois types de formules tarifaires distinctes : les abonnements, les forfaits et les cartes prépayées.

Les formules tarifaires de type abonnements seront écartées de notre étude pour deux raisons principales.

Premièrement, les abonnements présentent plusieurs points de divergence avec les deux autres types d'offres. Par sa nature même, ce produit ne s'accompagne d'aucune minute de communication. Ensuite, contrairement aux forfaits (et aux cartes à moindre niveau) qui élargissent continûment leur palette de services à valeur ajoutée, les abonnements donnent

²⁷¹ La technologie de GPRS offre un débit supérieur au GSM.

accès à très peu voir aucun service. Enfin, si les prix à la minute (en dépassement) varient selon les forfaits, les destinations et les opérateurs (Figure 56), ces derniers semblent pratiquer une politique de tarif unique de communication pour les abonnements²⁷² quelle que soit la destination de l'appel (Figure 56). Ainsi, les variations des prix des abonnements ne peuvent être expliquées ni en termes de durée de communication ni en terme de services à valeur ajoutée.

Figure 55 : Comparatif des tarifs moyens des communications en dépassement par destination pour les forfaits

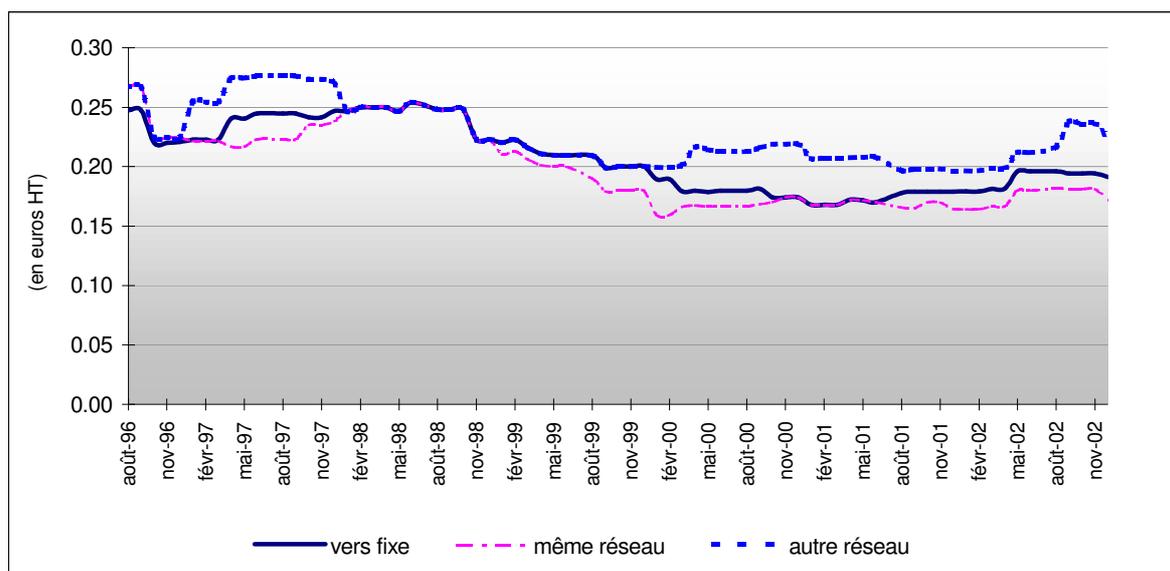
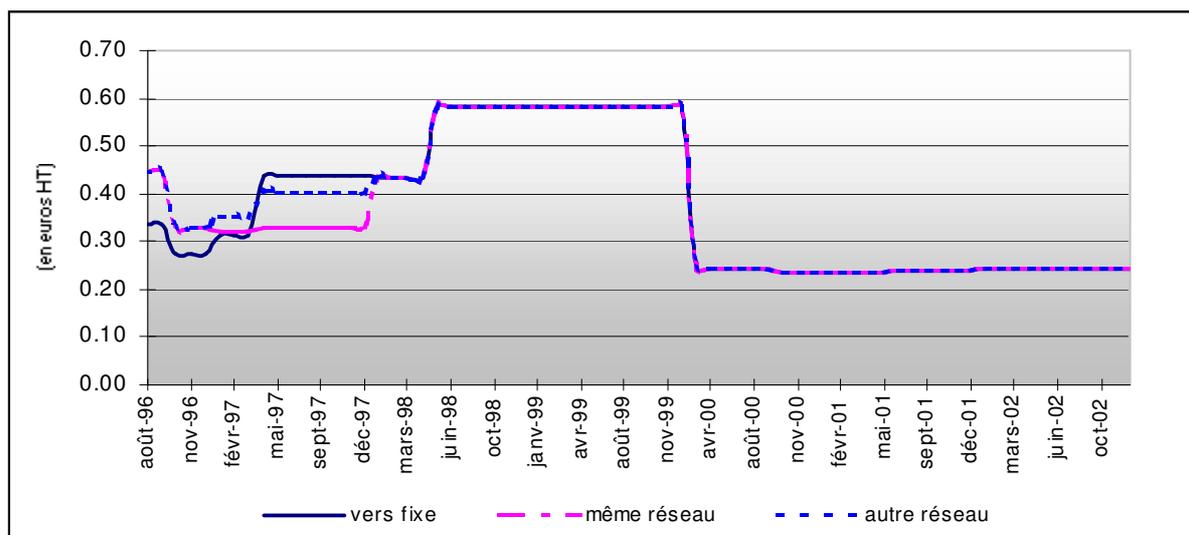


Figure 56 : Comparatif des tarifs moyens des communications par destination pour abonnements



²⁷² Il est à signaler que Bouygues est le seul opérateur à ne pas proposer ce type de plans tarifaires sur le marché mobile.

Deuxièmement, les abonnements bien que majoritaires sur les six premiers mois de la période d'étude, ont vu leur part dans l'offre globale baisser au profit des autres formules tarifaires pour devenir quasiment marginaux sur le marché.

Segmentation des formules retenues

Seuls les forfaits et les cartes prépayées seront donc retenues dans notre étude. Or, suivant Muellbauer (1974), les marchés devraient être segmentés en groupes de produits pour lesquels les consommateurs aient un taux marginal de substitution (TMS) comparable. Les segments obtenus doivent être étudiés séparément (Chawhan et Prud'homme, 2004).

Le chapitre 4 nous a permis de montrer que forfaits et cartes prépayées correspondent à des besoins de consommations différents et doivent dans ce sens considérées comme appartenant à des classes de produits distinctes.

II.2. LES DONNEES UTILISEES

II.2.1. LES SOURCES STATISTIQUES

Les données utilisées sont issues des statistiques des brochures des opérateurs mobiles, des données publiées dans des magazines spécialisées et des données obtenues auprès des autorités de régulation (l'ARCEP). Cette base couvre le secteur de téléphonie mobile sur la période 1996 à 2002, elle comporte les informations sur les caractéristiques des différentes formules tarifaires offertes par opérateur ainsi que divers paramètres de prix. Notre échantillon est renouvelé mensuellement.

Exclusion de certaines observations

Pour des raisons de non-disponibilité d'information et également pour éviter de prendre en compte des comportements marginaux, nous avons écarté certaines observations. Il s'agit notamment des formules Spot offrant des minutes gratuites en échange de courts messages publicitaires, et des formules présentes seulement pour quelques mois sur toute la période d'étude (tableau 12). Les "packs" (ou *coffrets*) sont aussi écartés de notre étude en raison de l'absence de données sur certaines années. Or, le marché français de téléphonie mobile est caractérisé par la fréquence des ventes des "packs" comprenant un appareil à prix réduit en plus de l'abonnement. L'opérateur compense le coût du terminal durant la période du contrat à

travers des prix élevés pour les appels et les services. La non prise en compte de cette stratégie des packs, qui s'est d'ailleurs généralisée depuis longtemps²⁷³, pose problème²⁷⁴.

Tableau 12 : Présentation de notre échantillon d'étude

	Nombre d'offres sur le marché				Nombre d'observations			TOTAL
	Opérateur	Forfaits	Abonnements	Cartes	Forfaits et abonnements		Cartes	
					Observations étudiées	Observations écartées		
1996	Orange	0	3	0	46	0	0	46
	SFR	1	8	0				
	Bouygues	1	0	0				
1997	Orange	7	3	1	157	0	13	171
	SFR	6	6	1				
	Bouygues	3	0	1				
1998	Orange	16	1	1	235	0	50	285
	SFR	14	1	4				
	Bouygues	3	0	3				
1999	Orange	21	1	9	377	0	152	529
	SFR	15	1	5				
	Bouygues	17	0	6				
2000	Orange	16	1	10	448	0	155	603
	SFR	16	2	4				
	Bouygues	10	0	3				
2001	Orange	24	2	10	408	6 ²⁷⁵	171	579
	SFR	17	2	8				
	Bouygues	10	0	4				
2002	Orange	21	2	10	388	17 ²⁷⁶	208	596
	SFR	17	2	8				
	Bouygues	14	0	7				
					2059		749	2808

²⁷³ Ceux-ci comptaient d'ailleurs 83% du total des achats en 1999 selon une étude faite par SOFRES pour l'ART.

²⁷⁴ Effectuer des comparaisons internationales devient alors plus compliqué. En Finlande par exemple, les consommateurs payent d'avance le coût total de leurs appareils et les opérateurs ne doivent pas compenser ailleurs. Ils peuvent ainsi offrir des prix plus faibles par minute pour les appels. C'est d'ailleurs la raison pour laquelle, comparer simplement les prix par minute pour les appels en France et en Finlande ne va pas être un indicateur exact sur le prix global de la téléphonie mobile dans les deux pays.

²⁷⁵ Il s'agit de la formule SFR Maxx.

²⁷⁶ Il s'agit des formules : Orange le forfait SMS (150 SMS+1h), SFR Super Perso (12h + 100SMS), SFR Maxx.

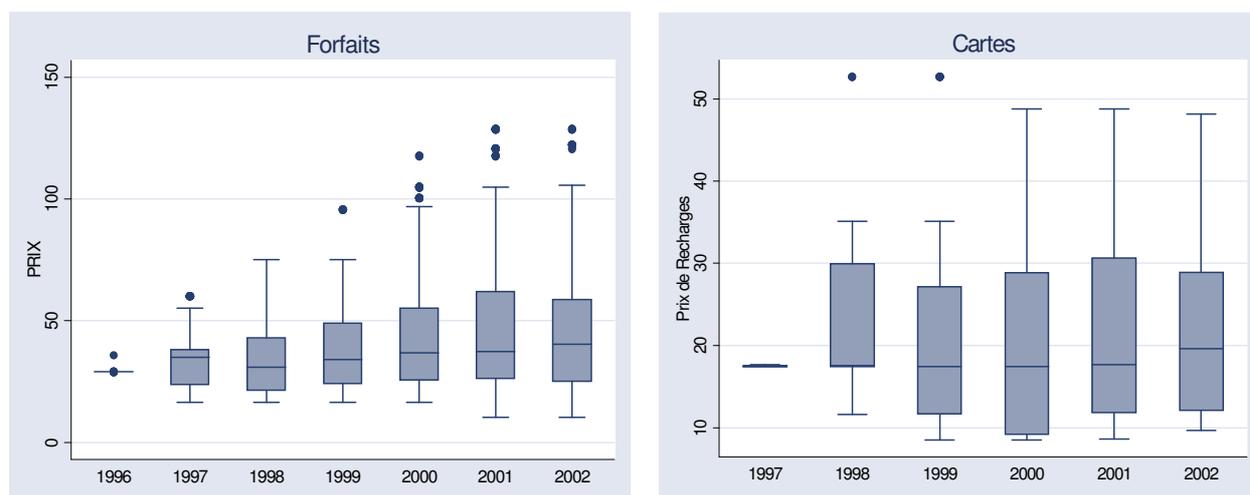
Enfin, le nombre d'observations d'une année sur l'autre varie car le nombre de formules proposées peut diminuer lorsque les opérateurs simplifient leurs gammes de produits et peut augmenter avec l'entrée sur le marché de nouvelles offres.

II.2.2. CARACTERISTIQUES INCLUSES DANS LE MODELE HEDONIQUE

La variable dépendante : Le prix

Le prix est notre variable dépendante. Il s'agit du prix de vente proposé par l'opérateur, exprimé en euros HT, même pour les années étudiées avant le passage à l'euro²⁷⁷.

Figure 57 : Série des prix moyens des formules tarifaires sur la période 1996-2002

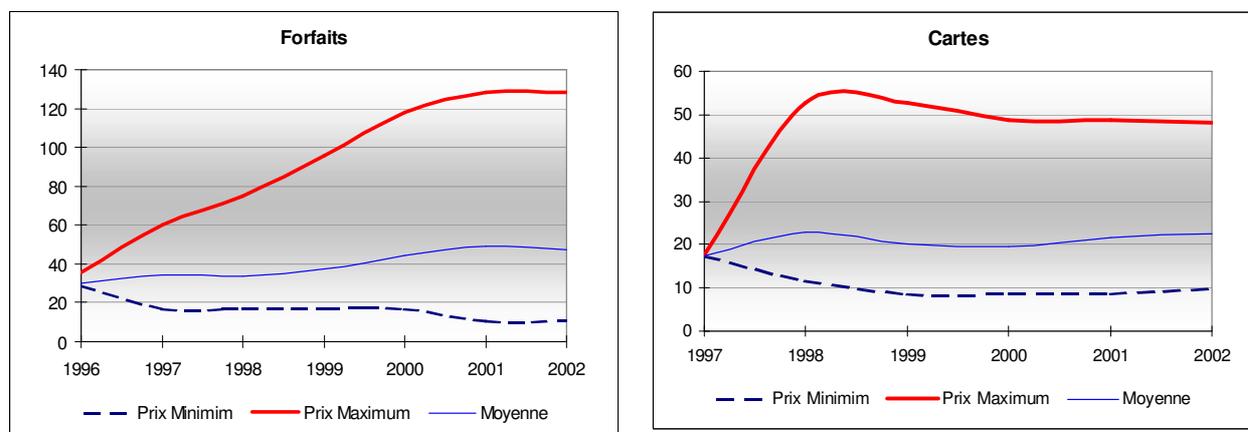


Signalons toutefois que nos données permettent de montrer un élargissement de la fourchette des prix des deux formules tarifaires de 10€ à 128€ pour les forfaits et de 9€ à 52€ pour les cartes respectivement. L'offre a évolué en termes d'étendue de gamme avec l'apparition de nouvelles formules de montants de plus en plus importants, répondants à des besoins de plus en plus diversifiés et spécifiques. La majorité des formules semblent toutefois être destinées à des consommateurs moyens (Figure 58). Par ailleurs, quelques valeurs atypiques peuvent être constatées notamment pour les forfaits²⁷⁸.

²⁷⁷ La transformation a été effectuée en utilisant 1 euro = 6.557 Francs.

²⁷⁸ Voir annexe n°2 pour la procédure de détection et suppression des valeurs atypiques ou « outliers ».

Figure 58 : Évolution du prix maximal, minimal et moyen des formules tarifaires sur la période 1996-2002



Les caractéristiques des services de téléphonie mobile

L'hypothèse centrale de la théorie de Lancaster est que la valeur d'un produit est en relation avec ses caractéristiques intrinsèques.

Dans la téléphonie mobile, les formules tarifaires se ressemblent en apparence mais néanmoins présentent des disparités importantes. Ceci rend difficile toute comparaison directe des prix. Pour pouvoir expliquer le différentiel de prix entre les diverses formules tarifaires, il faut entrer dans le détail des offres et de ce qui les distingue : prix, services compris ou non, options disponibles ou non, etc.

Trois groupes de variables vont être utilisés dans notre modélisation économétrique dans le but d'estimer leurs rôles respectifs dans l'explication des variations des prix.

D'abord, nous considérons **les caractéristiques de base** sans aucun service supplémentaire. Il s'agit essentiellement des caractéristiques suivantes :

- *Crédit temps* (ou volume de communications mensuelles) qui constitue probablement la variable explicative la plus importante.
- *Paliers de facturation* : Des paliers de facturation élevés causent une déconnexion entre le temps réel de communication et le temps facturé par l'opérateur (Magnien, 2003).
- *Durée de validité en émission/réception des cartes* : Ces deux variables sont propres aux cartes prépayées. La durée de validité en émission varie selon le montant de la recharge. A l'expiration de ce délai, le client dispose d'un nouveau délai de réception pour recharger sa carte durant lequel il peut recevoir des appels.

Ensuite, les **services supplémentaires** sont soit inclus dans l'offre, soit disponibles en options payantes ou encore non disponibles. Il s'agit de caractéristiques objectives qui qualifient les

offres en termes de confort, de maîtrise de dépenses, d'optimisation du mobile et de services multimédias²⁷⁹. Ces services seront représentés par des variables binaires permettant de signaler leur présence ou absence.

Tableau 13: Définition des caractéristiques de base et caractéristiques complémentaires utilisées pour les « cartes prépayées »

Variables	Descriptif	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Opérateur					
Orange	La carte est proposée par Orange	.4563758	.4984279	0	1
SFR	La carte est proposée par SFR	.2872483	.4527824	0	1
Bouygues	La carte est proposée par Bouygues	.2563758	.4369251	0	1
Catégories des cartes					
Classique	Tarif d'appels unique valable tout le temps	.4550336	.4983085	0	1
Sur mesure	Tarif d'appels réduit en semaine sur une plage horaire +	.0308725	.1730884	0	1
Soir & WE	Tarif d'appels réduit les soirs et les week-ends	.4322148	.4957167	0	1
Jour	Tarif d'appels réduit la journée	.0818792	.2743648	0	1
Services de base					
Taille recharge	Nombre de minutes incluses dans la recharge	63.42148	49.84707	14	240
Min_indivisible	Première minute indivisible ou non	.7033557	.4570852	0	1
PAL_30s	Palier de facturation suivante de 30 secondes	.0966443	.2956713	0	1
PAL_20s	Palier de facturation suivante de 20 secondes	.1543624	.3615385	0	1
PAL_15s	Palier de facturation suivante de 15 secondes	.2308725	.4216741	0	1
PAL_1s	Palier de facturation suivante de 1 seconde	.5181208	.5000072	0	1
Val_émission	Validité : Emission	2.373154	1.192643	1	6
Val_réception	Validité : Réception	8.408054	2.488671	3	13
Les services à valeur ajoutée					
Répondeur	Répondeur vocal gratuit inclus	.8134228	.3898335	0	1
Présentation_n°	Présentation du numéro inclus	.7932886	.4052187	0	1
Double_appel	Double_appel inclus	.6134228	.4872925	0	1
Report_min	Report des minutes inclus	.4268456	.4949518	0	1
Suivi_conso	Suivi Conso inclus	.9436242	.230801	0	1
Itinérance	Itinérance	.8765101	.3292198	0	1
Migration	Migration vers un forfait du même opérateur	.4635790	.3658815	0	1
Réduction_n°	Réduction vers certains numéros	.6362416	.4814035	0	1
SMS	SMS	.8622669	.3448672	0	1

²⁷⁹ Ces groupes de caractéristiques ont fait l'objet d'une description détaillée au chapitre 5.

Tableau 14 : Définition des caractéristiques de base et caractéristiques complémentaires utilisées pour les « forfaits »

Variables	Descriptif	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Opérateur					
Orange	L'offre est proposée par Orange	.3777412	.4849554	0	1
SFR	L'offre est proposée par SFR	.3832237	.4863054	0	1
Bouygues	L'offre est proposée par Bouygues	.2390351	.4266112	0	1
Catégories des forfaits					
Perso	Si l'offre est personnelle la variable prend 1; sinon, 0	.7450658	.4359437	0	1
Services de base					
Crédit temps	Nombre de minutes incluses	319.8355	229.9974	45	1200
Min_indivisible	Première minute indivisible ou pas	.9879386	.10919	0	1
PAL_30s	Palier de facturation suivante de 30 secondes	.3097588	.4625209	0	1
PAL_15s	Palier de facturation suivante de 15 secondes	.4846491	.4999013	0	1
PAL_1s	Palier de facturation suivante de 1 seconde	.2055921	.4042445	0	1
Frais_ME	Frais de mise en service inclus	.7269737	.4456364	0	1
Les services de confort					
Répondeur	Répondeur vocal gratuit inclus	.8788377	.3264053	0	1
Présentation_n°	Présentation du numéro inclus	.5942982	.491162	0	1
Choix_n°	Choix du numéro inclus	.1217105	.3270408	0	1
Double_appel	Double_appel inclus	.6343202	.4817524	0	1
Liste rouge	Liste Rouge inclus	.7516447	.4321774	0	1
Renvoi	Renvoi d'appel vers votre mobile inclus	.7160088	.4510563	0	1
Services de maîtrise de dépenses					
Report min	Report des minutes inclus	.3426535	.4747269	0	1
Fact_détaillée	Facture détaillée inclus	.2582237	.4377777	0	1
Signal_dép	Signal dépenses inclus	.4876442	.4999846	0	1
Suivi_conso	Suivi Conso inclus	.9501096	.2177781	0	1
Abonnement_hausse	Modification d'abonnement dans la même gamme				
Abonnement_baisse	Modification d'abonnement dans la même gamme				
Services d'optimisation du mobile					
Eurpoe	Itinérance Europe inclus	.7176535	.4502645	0	1
Monde	Itinérance Monde inclus	.4654605	.4989424	0	1
Data/fax	Data/Fax inclus	.035636	.1854316	0	1
Boite_fax	Boîte à fax inclus	.0361842	.1867995	0	1
Répertoire	Téléchargement répertoire inclus	.1698736	.3756249	0	1
Services multimédias					
e-texto	e-Texto inclus	.0597588	.2371044	0	1
e-mail	e-mail inclus	.0597588	.2371044	0	1

Wap	WAP inclus	.591557	.4916806	0	1
Services d'assistance technique					
Change_abonn	Nombre de changements d'abonnements gratuits ²⁸⁰	6.219351	5.564181	0	12
Serv_client	Service Client inclus	.9742325	.1584845	0	1
Renouv_terminal	Renouvellement du terminal inclus	.0497997	.2175931	0	1
Prêt_terminal	Prêt d'un téléphone en cas de panne	.4100877	.4919842	0	1
Annuaire	Annuaire inclus	.3859238	.4869555	0	1
Options offertes seulement (promotions)					
Min_gratuites	Minutes offertes gratuites	.1770833	.3818439	0	1
SMS_gratuit	SMS offerts gratuitement	.1156798	.3199283	0	1

Enfin, nous incluons les **caractéristiques spécifiques** de l'opérateur. On note :

- La *qualité technique des réseaux et la couverture* : il s'agit de caractéristiques de qualité qui concernent l'opérateur plutôt que le produit lui-même. Les produits offerts par un même opérateur ont des attributs de qualité identiques.
- *L'image de marque de l'opérateur* : il s'agit de la qualité de l'information divulguée auprès des abonnés, la qualité de la facturation ainsi que la qualité de l'assistance assurée par le service clientèle définissent la qualité de service. Encore une fois, ces caractéristiques concernent l'opérateur plutôt que le produit lui-même. Peu d'information sont disponibles sur ces aspects de la qualité. Introduire l'opérateur comme variable explicative des variations des prix permet, bien qu'imparfaitement, de capturer ces différences de qualité entre les formules tarifaires. Des variables *dummies* permettent une classification de l'offre sous forme de trois variables binaires (Orange, SFR, Bouygues).

La présentation exhaustive des variables utilisées dans notre étude est disponible en annexe n°1.

²⁸⁰ Pour la variable nombre de changements d'abonnements gratuits, nous avons considéré dans le cas où le service est gratuit est illimité dans la limite d'une fois par mois (12 fois par an max).

Tableau 15: Définition des variables de qualité

Variabes	Descriptif	<i>Mean</i>	<i>Std. Dev.</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
COMQPGA	Taux de communications réussies et maintenues 2 min de qualité auditive parfaite dans les très grandes agglomérations (en %)	94.46634	2.156598	90	97.6
COMQPGA	Taux de communications réussies et maintenues 2 min de qualité auditive parfaite dans les grandes agglomérations (en %)	94.06326	2.207335	90	98
COMQPMA	Taux de communications réussies et maintenues 2 min de qualité auditive parfaite dans agglomérations entre 50000 et 400 000 habitants (en %)	95.66982	1.526034	91.6	97.3
COUVPOP	Couverture (% population)	96.14529	6.712434	25	98

En conclusion, cette deuxième section du chapitre a présenté nos questions de recherche ainsi que nos choix méthodologiques et statistiques pour y répondre. Or, l'approche économétrique retenue prolonge les analyses antérieures qui ont fait ressortir l'importance de l'aspect qualitatif dans la détermination des prix. Nous avons décrit les données de notre étude en insistant sur les spécificités des plans tarifaires et les caractéristiques susceptibles de mesurer la qualité ; l'objectif étant la construction d'un indice de prix pur (corrigé de la qualité) pour le secteur étudié.

SECTION 3 : LES ESTIMATIONS ECONOMETRIQUES

La méthodologie hédonique se heurte à la difficulté de trouver un modèle approprié, c'est à dire un modèle qui établit la relation entre le prix et les caractéristiques des produits (de manière précise). Dans cette section, nous souhaitons principalement vérifier si notre méthodologie ainsi que nos données peuvent produire une spécification satisfaisante. Nous construirons d'abord une spécification avec les variables de base. Nous estimons ensuite des modèles avec plusieurs autres variables pour voir si l'ajustement ne pourrait pas être meilleur. Le problème du choix de la forme fonctionnelle de l'équation hédonique sera enfin abordé.

I. ESTIMATION ET AJUSTEMENT D'UN MODELE HEDONIQUE POUR LES SERVICES DE LA TELEPHONIE MOBILE

L'hypothèse fondamentale de notre modèle est que **le prix d'un service complexe est fonction de ses caractéristiques**. Plusieurs étapes préliminaires seront néanmoins effectuées avant d'établir la fonction hédonique finale pour les services de téléphonie mobile.

I.1. AJUSTEMENT DU MODELE HEDONIQUE EN UTILISANT LES VARIABLES DE BASE

Nous avons défini et estimé un premier modèle linéaire qui relie le prix et les caractéristiques de base :

$$P_i^t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^K \alpha_{ij} X_{ij}^t + \varepsilon_i^t$$

avec : p_i le prix du produit i .

α_0 la constante correspond à la valeur du produit de référence

X_{ij} la matrice des caractéristiques de base j du produit i

α_{ij} le paramètre à estimer

ε_i le terme d'erreur.

Ce premier modèle de régression a été effectué par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Les différentes caractéristiques que nous avons introduites dans cette première étape comportent le nombre de minutes incluses (pour les forfaits), le type d'abonnement (personnel ou de Professionnel), le premier palier de facturation (minute indivisible ou facturation à la seconde dès la première seconde), et les paliers de facturations suivants (30 sec, 15 sec, 12 sec ou 1 sec). Ces variables ne sont pas significatives même au seuil de 10% (voir annexe n°3).

De plus, sous l'hypothèse d'homogénéité des produits, et à l'instar de ce qui a été fait dans les quelques travaux existants sur la construction d'un indice de prix pour la téléphonie mobile, nous avons jugé pertinent de classer les formules tarifaires selon le volume de minutes de communication qu'elles proposent. En effet, chaque type d'offre est destiné à une classe de consommateurs ayant des besoins et exigences différents.

Tableau 16 : Descriptif et codage des classes de consommation

Variables	Descriptif	<i>Mean</i>	<i>Std. Dev.</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
Ponctuel	Utilisation ponctuelle entre 45 et 120 mn/mois	.2872807	.4526177	0	1
Normal	Utilisation normale entre 150 et 300 mn/mois	.3037281	.4599928	0	1
Régulier	Utilisation régulière entre 360 et 540 mn/mois	.2341009	.4235517	0	1
Intensif	Utilisation intensive entre 600 et 1200 mn/mois	.1672149	.3732754	0	1

Ainsi, nous avons effectué une deuxième régression après exclusion des paliers de facturation et introduction des classes de produit par taille de consommation.

Pour les cartes prépayées, les caractéristiques de base sont le crédit de la recharge et les durées de validité en émission et en réception.

Les résultats des régressions pour les forfaits et les cartes prépayées sont présentés respectivement aux tableau 17 et tableau 18. Les formules tarifaires (forfaits et cartes) sont évaluées relativement à celles de l'opérateur Orange, leader du marché au cours de la période d'étude. La taille d'usage retenue comme référence pour les forfaits est l'utilisation ponctuelle.

Notre premier modèle avec les seules variables de base, bien que beaucoup trop simple, présente un certain intérêt. D'abord, le degré d'ajustement sur toute la période, comme il est mesuré par le R^2 corrigé, est relativement élevé, il s'établit à 79,54% pour les forfaits. Ceci indique que la seule prise en compte de la taille de la formule tarifaire et du type de l'abonnement (Pro ou Perso) est de nature à expliquer dans une proportion de 79,54% les différences de prix entre forfaits. Idem pour les cartes prépayées dont la seule prise en compte de la durée de validité en émission et la durée de validité en réception est de nature à expliquer une proportion de 82% des variations des prix.

Introduction de l'opérateur

L'image de marque de l'opérateur n'est pas une caractéristique de base et n'accorde pas à la formule tarifaire une qualité supérieure par rapport aux formules concurrentes. Elle constitue, néanmoins, un élément différenciateur fondamental de ces dernières sur le marché. Afin de tester le rôle de cette variable dans l'explication des variations des prix, l'*opérateur* est introduit comme une variable *dummy* indiquant l'appartenance du plan tarifaire à tel ou tel opérateur.

Proposition 1. *Le marché valorise d'autres éléments que les caractéristiques objectives (l'opérateur).*

$$P_i^t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^K \alpha_j X_{ij}^t + \sum_{o=1}^L \lambda_o M_{io} + \varepsilon_i^t$$

avec : α_0 la constante correspond à la valeur du produit de référence

X_{ij} la matrice des caractéristiques de base j de la formule i ($j=1, \dots, K$)

M_o la matrice des opérateurs ($o=1, \dots, L$) (variables dummies).

L'opérateur ainsi ajouté à notre modèle élève nettement le degré d'ajustement. Pour les forfaits, le R^2 corrigé devient 83,28% et 84,54% pour les cartes. De plus, l'observation des coefficients estimés des nouvelles régressions montre une influence de l'opérateur sur la valorisation des caractéristiques de base par le marché (Tableaux 17 et 18).

Au final, les caractéristiques conservées dans notre estimation de base pour les forfaits comportent la catégorie d'usage, le type d'abonnement et l'opérateur. Pour les cartes prépayées, les variables utilisées sont le *nombre de minutes incluses*, la *durée de validité en émission*, la *durée de validité en réception* et l'opérateur. Ces variables, pour les deux types de formules, ont presque toutes des coefficients très significatifs au seuil de 1% ainsi que les signes attendus *à priori* (Tableau 18). Pour les forfaits, les coefficients des catégories de consommation montrent que le prix augmente avec le volume de minutes incluses dans l'offre. Pour les cartes, la *validité en émission* paraît comme la caractéristique la plus importante avec un coefficient positif et largement supérieur à ceux des autres variables. On constate que les variables utilisées pour les forfaits ainsi que pour les cartes représentent donc les variables explicatives incontournables des prix. De plus, vu le nombre restreint de caractéristiques considérées pour l'instant, nous pouvons considérer d'ores et déjà qu'il s'agit d'une très bonne valeur prédictive. Toutefois, bien que ces premières régressions aient des paramètres dont les ampleurs et les signes sont conformes à nos attentes *a priori*, il est peu probable qu'elles soient les meilleures estimations qui puissent être effectuées. Une couverture plus vaste des caractéristiques serait une amélioration possible

Tableau 17 : Premières régressions pour les « Forfaits »

	avec variables de base seulement				avec variables de base et l'opérateur			
	prix	Coef.	t	P> t	prix	Coef.	t	P> t
	Perso	-8.22514	-13.69	0.000	Perso	-13.9053	-22.70	0.000
	intensif	58.3404	72.95	0.000	sfr	-11.2734	-19.12	0.000
	régulier	29.20837	41.93	0.000	bouygues	-9.99696	-15.58	0.000
	normal	12.86684	19.67	0.000	intensif	57.39388	79.12	0.000
	_cons	28.34355	40.90	0.000	régulier	27.3846	42.88	0.000
					normal	10.8637	18.07	0.000
					_cons	40.48135	46.50	0.000
Number of obs	1824				1824			
F	F(4,1819) = 1768.17				F(6,1816) = 1508.16			
Adj R-squared	0.7954				0.8328			

Tableau 18 : Premières régressions pour les « Cartes »

	avec variables de base seulement				avec variables de base et l'opérateur			
	prix	Coef.	t	P> t	prix	Coef.	t	P> t
	taille_recharge	.1768041	48.97	0.000	sfr	-2.05319	-4.51	0.000
	val_émission	1.466041	9.90	0.000	bouygues	-4.46101	-10.72	0.000
	val_réception	.0790723	1.15	0.250	taille_recharge	.1846745	51.37	0.000
	_cons	5.645398	8.12	0.000	val_émission	1.695684	11.43	0.000
					val_réception	.287634	4.00	0.000
					_cons	4.580762	6.98	0.000
Number of obs	744				744			
F	F(3,740) = 1133.37				F(5,738) = 806.84			
Adj R-squared	0.8213				0.8454			

I.2. AJUSTEMENT DU MODELE AVEC LES VARIABLES DE BASE ET DES SERVICES INCLUS

Après avoir ajusté le modèle pour les seules variables de base, nous présentons les résultats des régressions en prenant en compte les services à valeur ajoutée qui sont des caractéristiques objectives, mais qui ne sont pas présentes sur l'ensemble des observations. Chaque caractéristique est ainsi valorisée en fonction de sa présence ou de son absence par une variable binaire.

Le troisième modèle que nous avons estimé permet donc de tenir compte des services inclus dans les formules tarifaires.

$$P_i^t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^K \alpha_j X_{ij}^t + \sum_{k=1}^N \beta_k Y_{ik}^t + \sum_{o=1}^L \lambda_o M_{io} + \varepsilon_i^t$$

avec : α_0 la constante correspond à la valeur du produit de référence

X_{ik} la matrice des caractéristiques de base (variables binaires : présence/absence)

Y_{ij} la matrice des services inclus (variables binaires : présence/absence)

M_{io} la matrice des opérateurs (variables dummies).

La prise en compte des services à valeur ajoutée, inclus en l'occurrence dans les formules, permet d'expliquer une part légèrement plus importante de la variance des prix des forfaits. Les nouvelles variables ainsi ajoutées améliorent notre modèle de régression et permettent d'expliquer plus de 86% de la variance des prix, comparé à 83% avec les seules variables de base. Curieusement pour les cartes prépayées, l'ajout de ces nouvelles variables n'a eu aucun effet sur la qualité de l'ajustement avec un R^2 corrigé stable d'environ 84%.

En outre, l'introduction de nombreuses variables de contrôle dans les équations induit des problèmes de multicollinéarité, ce qui ne permet pas une analyse précise de leurs effets individuels. En effet, plus on introduit de variables, soit pour les cartes ou les forfaits, plus les estimations sont imprécises. L'analyse des tableaux de régressions (tableau 19) nous amène à conclure qu'à ce stade de l'analyse, plusieurs coefficients sont non significatifs même au seuil de 10%. Ceci peut être dû à la colinéarité des variables. Si deux ou plusieurs variables explicatives sont fortement corrélées, le modèle aura du mal à savoir laquelle d'entre elles est celle qui fait varier le prix.

Tableau 19 : Régressions après introduction des services à valeur ajouté

	FORAITS				CARTES PREPAYEES			
	prix	Coef.	t	P> t	prix	Coef.	t	P> t
	sfr	.7336689	0.23	0.822	sfr	-5.464456	-3.94	0.000
	bouygues	-5.52076	-1.60	0.110	bouygues	-9.706783	-4.96	0.000
	intensif	58.61634	80.59	0.000	Soir & WE	-2.525272	-6.35	0.000
	régulier	28.12414	42.15	0.000	jour	-.5002403	-0.80	0.422
	normal	10.99734	18.65	0.000	Sur mesure	-7.217729	-6.98	0.000
	min_gratuites	-15.76812	-10.34	0.000	Taille_recharge	.1520205	33.92	0.000
	répondeur	-3.108746	-3.41	0.001	Textos_gratuits	-1.813396	-1.73	0.083
	choix_n°	7.896524	2.22	0.026	Val_émission	2.645614	16.17	0.000
	présentation_n°	-5.999413	-2.90	0.004	val_réception	.3228793	3.01	0.003
	double_appel	2.915573	1.08	0.282	sms	3.159372	2.14	0.033
	liste rouge	6.612771	2.47	0.014	réduction_n°	2.046528	3.06	0.002
	renvoie	-.8320117	-0.98	0.325	répondeur	-1.823926	-1.61	0.107
	report min	1.182959	1.59	0.111	suivi_conso	.2206722	0.25	0.800
	fac_détaillée	3.269607	2.08	0.038	présentation_n°	-4.692763	-3.79	0.000
	signal_dép	-2.65659	-2.89	0.004	double_appel	.7923982	0.90	0.366
	suivi_conso	7.483156	4.07	0.000	report_min	-5.260054	-3.00	0.003
	europe	1.427523	1.82	0.068	itinrance	-1.027802	-1.04	0.300
	monde	1.259834	1.50	0.133	_cons	10.80185	6.38	0.000
	répertoire	-3.353274	-0.87	0.385				
	data/fax	7.15601	0.80	0.426				
	boîte fax	-14.45163	-1.49	0.137				
	e-texto	6.840364	4.37	0.000				
	wap	3.205219	3.61	0.000				
	serv_client	-6.926988	-3.95	0.000				
	renouv_terminal	3.330215	1.84	0.066				
	prêt_terminal	-.5042505	-0.66	0.509				
	change_abonn	.0948962	1.53	0.126				
	cons	21.51856	7.29	0.000				
Number of obs	1733				621			
F	F(27,1705) = 403.32				F(17,604) = 199.60			
Adj R-squared	0.8625				0.8489			

Au final, ces modèles sont expérimentaux, vu que d'autres diagnostics restent à effectuer. En effet, plusieurs problèmes peuvent être soulevés de l'estimation de la contribution des caractéristiques à la formation des prix. On ne peut se prononcer, à ce stade de l'analyse, sur les prix hédoniques des caractéristiques.

II. LA SPECIFICATION FINALE DU MODELE

Les études antérieures réalisées dans le cadre d'une approche hédonique, soulèvent différents problèmes liés à la mise en place de la méthode hédonique. Les principales difficultés que pose cette approche concernent le choix de la forme fonctionnelle, les phénomènes de colinéarité et de multi-colinéarité entre les variables explicatives.

II.1. LA FORME FONCTIONNELLE

L'estimation d'équations hédoniques pose le problème du choix d'une forme fonctionnelle, lequel déterminera la qualité des résultats. Ce problème a été d'ailleurs abordé dès les premières applications de l'approche hédonique par régression (Brown et Rosen, 1982 ; Cropper et al., 1988²⁸¹ ; Dickie et al., 1997²⁸²). Le problème de spécification fonctionnelle s'est particulièrement posé pour les travaux ayant pour objectif la construction d'un indice de prix (Yu, 2001 ; Berndt, 1991 ; Barzyk, 1999 ; Cole et al., 1986). Il est important de signaler que la théorie économique ne propose aucune forme fonctionnelle pour les modèles hédoniques. Habituellement, les chercheurs s'appuient sur la littérature et les critères de qualité de l'ajustement du modèle pour choisir une forme fonctionnelle appropriée.

Certains auteurs justifient de manière empirique le choix de la forme fonctionnelle utilisée au niveau de la régression hédonique (Cropper et al., 1988) alors que d'autres le justifient de manière théorique à partir des modèles économiques²⁸³. (Feenstra, 1995²⁸⁴) Or, d'habitude, ce

²⁸¹ M. L. Cropper, L. B. Deck et K. E. McConnell (1988) : « On the Choice of Functional Form For Hedonic Price Functions », *Review of Economics and Statistics*, vol. 70, 668-675.

²⁸² M. Dickie, C.D. Jr. Delorme et J.M. Humphreys (1997) « Hedonic prices, goods-specific effects and functional form : inferences from cross-section time series data » *Applied Economics*, vol.29, 239-249.

²⁸³ Voir chapitre 3 pour une explication détaillée du problème de choix de la forme fonctionnelle pour les régressions hédoniques.

²⁸⁴ R.C. Feenstra (1995) « Exact Hedonic Price Indexes », *Review of Economics and Statistics*, LXXVII, 634-654.

choix se limite aux modèles linéaire, semi-logarithmique et bilogarithmique. Différents tests ou critères peuvent être combinés pour choisir la meilleure spécification du modèle : analyse graphique, signes et valeurs des coefficients estimés, R² corrigé, tests statistiques (test de Ramsey RESET), les résultats d’une estimation de Box-Cox²⁸⁵, etc.

Signalons que la forme fonctionnelle bilogarithmique²⁸⁶ n’est pas adaptée à nos données en majorité binaires²⁸⁷, deux formes fonctionnelles seulement ont été alors testées : la version linéaire et la version semi-logarithmique. Il est toutefois important de souligner l’avantage indéniable que présente le modèle semi-log par rapport au modèle bilogarithmique. Contrairement à ce dernier, le modèle semi-log peut prendre en charge des situations dans lesquelles une ou plusieurs caractéristiques sont égales à zéro²⁸⁸. Ceci est essentiel lorsque de nouvelles caractéristiques font leur apparition sur le marché au cours de la période d’observation (Diewert (2001)). Le deuxième modèle que nous allons tester est alors de forme semi-logarithmique qui se définit ainsi :

$$\ln P_i^t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^K \alpha_j X_{ij}^t + \sum_{k=1}^N \beta_k Y_{ik}^t + \sum_{o=1}^L \lambda_o M_{io} + \varepsilon_i^t$$

avec : α_0 la constante correspond à la valeur du produit de référence
 $\ln P$ le logarithme naturel du prix du plan tarifaire
 X_{ik} la matrice des caractéristiques de base (variables binaires : présence/absence)
 Y_{ij} la matrice des services inclus (variables binaires : présence/absence)
 M_{io} la matrice des opérateurs (variables dummies).

Les résultats de ce procédé présentés au tableau 20, attestent la supériorité du modèle semi-logarithmique avec un R² corrigé supérieur à celui du modèle linéaire qui passe de 86,25% à 91,29% pour les forfaits. De plus, les coefficients de régression que le modèle semi-logarithmique génère sont de meilleure qualité, du moins pour les forfaits.

²⁸⁵ Voir Davidson et MacKinnon (1985c et 1993).

²⁸⁶ Le modèle bilogarithmique se définit ainsi : $\ln P = \alpha_0 + \sum_{i=1}^N \alpha_i \ln X_i + \sum_{j=1}^N \beta_j \ln Y_j + \varepsilon$

²⁸⁷ Les modèles log/log sont utilisés si l’on travaille uniquement sur des caractéristiques continues.

²⁸⁸ De plus, l’utilisation du logarithme de la variable dépendante permet parfois de réduire un éventuel problème d’hétéroscédasticité (Voir annexe n°3).

Tableau 20 : Coefficients hédoniques estimés par forme linéaire et forme semi-logarithmique pour les “forfaits”

	Modèle linéaire (y =prix)				Modèle logarithmique (y =lnprix)		
	lnprix	Coef.	t	P> t	Coef.	t	P> t
sfr	.733	0.23	0.822		-.215	-3.67	0.000
bouygues	-5.520	-1.60	0.110		-.289	-4.67	0.000
intensif	58.616	80.59	0.000		1.263	99.81	0.000
régulier	28.124	42.15	0.000		.815	70.28	0.000
normal	10.997	18.65	0.000		.427	41.61	0.000
min_gratuites	-15.768	-10.34	0.000		-.364	-13.73	0.000
Frais_ME	-3.247	-3.22	0.001		-.062	-3.59	0.000
repvogra	-.616	-0.57	0.568		.006	0.34	0.734
choix_n°	7.896	2.22	0.026		.521	8.13	0.000
présentation_n°	-5.999	-2.90	0.004		-.274	-7.29	0.000
double_appel	2.915	1.08	0.282		-.096	-2.04	0.041
liste rouge	6.612	2.47	0.014		.293	6.22	0.000
renvoie	-.832	-0.98	0.325		-.034	-2.33	0.020
report min	1.182	1.59	0.111		.010	0.85	0.396
fac_détaillée	3.269	2.08	0.038		.064	2.36	0.018
signal_dép	-2.656	-2.89	0.004		-.061	-3.83	0.000
suivi_conso	7.483	4.07	0.000		.262	8.27	0.000
europe	1.427	1.82	0.068		.083	6.07	0.000
monde	1.259	1.50	0.133		-.007	-0.50	0.617
répertoire	-3.353	-0.87	0.385		.185	2.77	0.006
data/fax	7.156	0.80	0.426		.088	0.57	0.569
boîte fax	-14.451	-1.49	0.137		-.590	-3.47	0.001
e-texto	6.840	4.37	0.000		.128	4.69	0.000
wap	3.205	3.61	0.000		.031	2.01	0.045
serv_client	-6.926	-3.95	0.000		-.160	-5.29	0.000
renouv_terminal	3.330	1.84	0.066		.012	0.40	0.688
prêt_terminal	-.504	-0.66	0.509		.031	2.37	0.018
change_abonn	.094	1.53	0.126		.002	2.27	0.023
_cons	21.518	7.29	0.000		3.099	58.09	0.000
Number of obs	1733				1733		
F	F(27,1705) = 403.32				F(27,1705) = 658.52		
Adj R-squared	0.8625				0.9129		

Il apparaît toutefois surprenant que pour les cartes prépayées, le modèle linéaire donne une meilleure spécification que le modèle logarithmique, ceci que se soit en terme de pouvoir explicatif ou en terme de qualité statistique des coefficients.

Tableau 21 : Synthèse des prix hédoniques estimés par forme linéaire et forme semi-logarithmique pour les “cartes prépayées”

	Modèle linéaire (y =prix)			Modèle logarithmique (y =lnprix)		
	Coef.	t	P> t	Coef.	t	P> t
sfr	-5.470	-3.95	0.000	-.289	-3.29	0.001
bouyques	-9.695	-4.96	0.000	-.389	-3.14	0.002
Soir & WE	-2.529	-6.37	0.000	-.137	-5.47	0.000
jour	-.501	-0.81	0.420	-.058	-1.47	0.141
sur mesure	-7.224	-6.99	0.000	-.221	-3.37	0.001
taille_recharge	.152	34.05	0.000	.006	24.01	0.000
textos_gratuits	-1.797	-1.72	0.085	.144	2.19	0.029
val_émission	2.645	16.18	0.000	.135	13.06	0.000
val_réception	.322	3.01	0.003	.018	2.66	0.008
sms	3.147	2.14	0.033	-.062	-0.67	0.505
réduction_n°	2.046	3.06	0.002	.149	3.52	0.000
répondeur	-1.828	-1.62	0.106	-.048	-0.68	0.500
suivi_conso	.222	0.26	0.799	-.004	-0.08	0.935
présentation_n°	-4.699	-3.80	0.000	-.173	-2.21	0.028
double_appel	.795	0.91	0.364	-.037	-0.67	0.502
report_min	-5.247	-3.00	0.003	-.169	-1.52	0.128
itinérance	-1.026	-1.04	0.301	-.073	-1.17	0.241
cons	10.802	6.38	0.000	2.528	23.53	0.000
Number of obs	696			696		
F	F(17,678) = 280.03			F(17,678) = 121.71		
Adj R-squared	0.8722			0.7470		

A l'issue de cette analyse, le reste de ce travail sera fondé sur le modèle semi-logarithmique. Cette transformation logarithmique du prix peut permettre à notre modèle d'intégrer des effets non linéaires et des effets d'interactions entre le prix et les caractéristiques, sans recourir aux méthodes de régression non linéaires, plus complexes à manipuler et plus difficiles d'interprétation. Cela nous permet aussi de passer d'un modèle multiplicatif issu de la théorie des prix hédoniques à un modèle additif directement interprétable en terme d'analyse de la variance. Selon la théorie des prix hédoniques, les coefficients estimés peuvent alors être interprétés comme étant le logarithme du prix implicite des différentes caractéristiques, toutes choses égales par ailleurs. Dans notre cas, vu que les variables représentant les services à valeur ajoutée sont de type présence/absence, un coefficient positif estimé d'une caractéristique désigne la prime attribuée par le marché pour la présence de cette dernière dans l'offre. Inversement, un coefficient négatif peut indiquer une dévalorisation de l'offre due à l'absence de la caractéristique en question.

En outre, pour interpréter correctement le sens et la portée des coefficients estimés, il convient de considérer d'abord que nos estimations sont effectuées par rapport aux formules d'Orange avec comme période de base, l'année 2000. Cependant, il est difficile à ce stade de se prononcer sur les coefficients à cause de problème de colinéarité qui peut s'étendre à certaines variables. Rappelons que l'objectif de cette section est la stabilisation d'un modèle d'estimation global. Nous reviendrons en détails sur la question des signes improbables des coefficients estimés (signe positif ou négatif improbable) dans le chapitre suivant.

II.2. TRAITER LES PROBLEMES DE MULTICOLLINEARITE PAR LA CREATION DE MACRO-VARIABLES

Outre le choix de la forme fonctionnelle, la méthode de régression hédonique a des limites et contraintes importantes qui rendent son usage délicat sur le plan empirique. En effet, les coefficients estimés dépendent de l'information initiale contenue dans l'échantillon étudié et peuvent donc être affectés par la colinéarité entre les attributs. Ainsi, les variables ne permettent pas de fournir des explications prioritaires ou mutuellement exclusives de la variation du prix. Ceci se traduit techniquement par des problèmes de stabilité des coefficients estimés.

Face à ce problème, une solution économétrique utilise la réduction des données par la création de macro-caractéristiques à partir d'une analyse factorielle. Cette technique est ainsi pratiquée dans de nombreux travaux sur l'approche hédonique (Boyer, Palda et Ratchford, 1984)²⁸⁹.

Afin de limiter l'effet de la multicollinéarité, nous avons effectué une pré-sélection des variables susceptibles d'être éliminées de nos régressions par une phase exploratoire utilisant la méthode de *régression pas à pas*. L'élimination des variables se traduit par un appauvrissement du modèle et par l'absence de variables que nous jugeons importantes, tel que le répondeur gratuit (la méthode et les résultats de son application sont présentés en annexe n°2). De plus, l'utilisation d'une analyse en composantes principales (ACP) n'est pas compatible avec la nature de nos variables en majorité binaires.

²⁸⁹ A. Boyer, K.S. Palda et B.T. Ratchford (1984) « The Hedonic approach to Price-Quality Relationships and its Potential Application in Marketing », *Research in Marketing*, vol.7, 1-40.

Nous avons ainsi créé nous-mêmes de macro-variables permettant de synthétiser l'information au départ de nos variables initiales. Ces macro-variables vont être ensuite utilisées comme mesure des caractéristiques dans la construction de la fonction hédonique.

Création et présentation des macro-variables

L'analyse complète des corrélations présentées en annexe n°2, nous fournit des informations intéressantes sur les éventuelles relations pouvant exister entre les variables. Grâce à ces informations ainsi qu'à la nature complémentaire de certains services, nous estimons que le regroupement « manuel » des variables est le plus approprié. La procédure consiste à créer une macro-variable pour deux (ou plusieurs) variables présentant une forte corrélation et appartenant à la même catégorie de services (Tableau 22).

Tableau 22 : Création de macro-variables

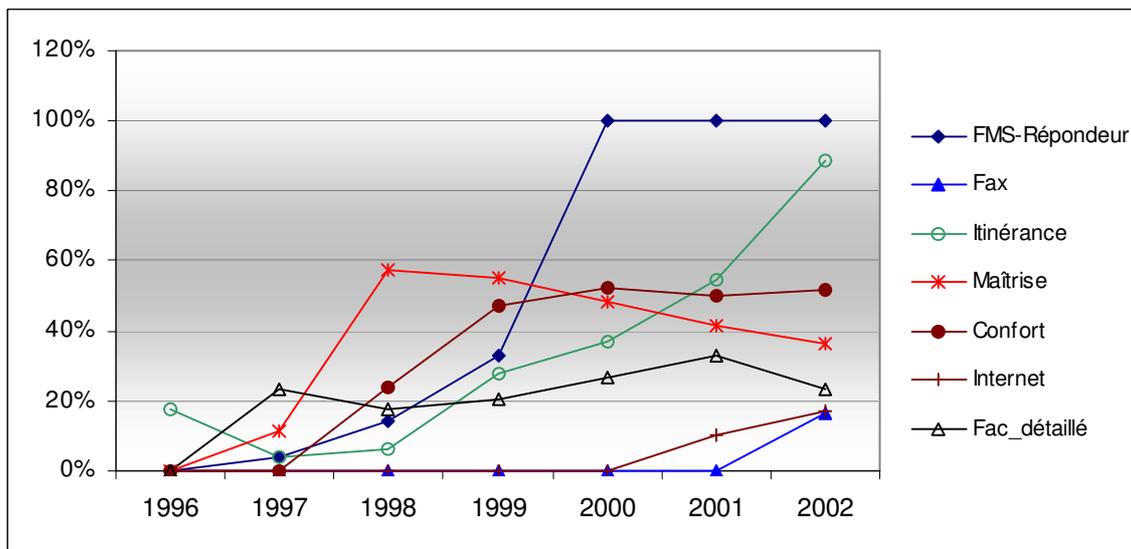
Variables initiales	Nouvelle variable	Programmation
Forfaits		
- Frais_ME - Répondeur	FMS_Répondeur	Prend la valeur 1 si Frais_ME=1 et Répondeur=1 ; sinon, 0
- Data/Fax - Boite_fax	Fax	Prend la valeur 1 si Data/Fax =1 et Boite_fax =1 ; sinon, 0
- Europe - Monde	Itinérance	Prend la valeur 1 si Europe =1 et Monde=1 ; sinon, 0
- Présentation_n° - Double_appel - Liste_rouge	Confort	Prend la valeur 1 si Présentation_n°=1, Double_appel=1 et Liste_rouge =1 ; sinon, 0
- Signal_dép - Suivi_conso	Maîtrise	Prend la valeur 1 si Signal_dép =1 et Suivi_conso =1 ; sinon, 0
- e-texto - e-mail - wap	Intenet	Prend la valeur 1 si e-texto =1, e-mail =1 et wap =1 ; sinon, 0
Cartes		
- Présentation_n° - Double_appel	Confort	Prend la valeur 1 si Présentation_n°=1 et Double_appel=1; sinon, 0

Nos nouvelles variables ainsi construites, et à l'instar de ce qui a été fait au chapitre 5 pour nos variables initiales, nous revenons dans ce paragraphe sur l'évolution des variables composites représentant les services inclus dans les formules tarifaires et dont le taux de présence augmente systématiquement d'une année à l'autre.

Les résultats sont présentés à la figure 59. Nous pouvons y voir une évolution générale croissante des taux de présence de toutes nos variables composites. Ainsi, on assiste à une augmentation continue de la présence de la variable FMS_répondeur jusqu'à 100% des offres depuis 2000. Les services *Confort* apparaissent aussi depuis l'année 2000 sur plus de

50% des formules proposées sur le marché. Les services de *Maîtrise* ont subi à leur tour une évolution importante au cours de la période d'étude, les opérateurs semblent ainsi apercevoir l'importance de fournir aux consommateurs des outils de contrôle de leur dépenses.

Figure 59 : Évolution de présence des variables (incluses) sur la période 1996-2002



La fonction de roaming (*Itinérance*) permet aux utilisateurs de GSM de pouvoir passer et recevoir des appels vocaux et d'échanger des SMS sans avoir à changer de terminal ou de carte SIM lorsqu'ils se trouvent hors du pays d'origine de l'opérateur mobile auprès duquel ils ont souscrit leur abonnement. Le roaming est rendu possible par la conclusion d'accords entre opérateurs mobiles. La multiplication de ces accords répond à un besoin croissant de mobilité des abonnés et a permis par conséquent le développement de ce service. C'est ainsi qu'on note la présence de cette fonction dans plus de 90% des formules en 2002. Au final, les éléments du bureau mobile (*Fax*) et d'*Internet* sont présents dans moins de 20% des formules et s'adressent à des cibles particulières (généralement offre professionnelle). La diffusion de ces fonctionnalités se poursuit mais à un rythme assez lent.

L'impact du regroupement des variables sur l'estimation des coefficients et sur le problème de multicollinéarité

Nous présentons et comparons les résultats de la régression avant regroupement des variables et ceux de la régression après regroupement des variables respectivement aux tableaux 23 et 24. En particulier on s'intéressera à l'indicateur VIF (*Variance Inflation Factor*).

Les *VIFs* indiquent dans quelle mesure chaque variable indépendante du modèle est expliquée par l'ensemble des autres variables explicatives. Ils constituent dans ce sens un bon indicateur de multicollinéarité. Comme le note Fox (1991), le *VIF* est mesuré par :

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2}$$

Si une variable x_j est très corrélée avec les autres variables x , la valeur de R_j^2 (coefficient de corrélation multiple de la variable x_j avec les autres variables explicatives) sera élevée et le *VIF* sera par conséquent élevé. Le *VIF* prendra la valeur de 10 si la variable en question est expliquée par les autres dans une proportion de 90%, 5 si le pouvoir explicatif est 80%, 2 s'il n'est que de 50%. Selon la littérature économétrique, on doit procéder à une analyse approfondie des variables dont la valeur du *VIF* atteint ou excède 10 (Fox, 1991 ; Belsley, Kuh et Welsch, 1980).

Comme on peut le constater à la lecture de la partie gauche des tableaux avant le regroupement, plusieurs variables affichent des *VIFs* qui excèdent largement 10. Les résultats reportés dans la partie droite montrent que la procédure de regroupement des variables nous a permis d'obtenir des modèles économétriques plus stables. En effet, les problèmes de multicollinéarité, identifiables au niveau de l'indicateur *VIF* sont nettement réduits.

En conclusion, nous avons pu identifier les contraintes de la régression multiple tout en offrant des solutions pour dépasser les différents problèmes statistiques auxquels la régression hédonique est confrontée. Premièrement, à l'issue d'une analyse de différentes formes fonctionnelles, le modèle semi-logarithmique a été retenu. Il nous semble important de souligner que cette forme fonctionnelle nous permet de prendre en charge des situations dans lesquelles une ou plusieurs caractéristiques font leur apparition sur le marché au cours de la période d'observation. Deuxièmement, nous avons pu résoudre le problème de multicollinéarité à travers la création de macro-variables. Ces deux étapes nous ont permis d'obtenir des modèles statistiques plus stables et de qualité meilleure.

Tableau 23 : Comparatif des régressions hédoniques avant et après regroupement des variables (Forfaits)

	Régression <u>avant</u> regroupement des caractéristiques				Régression <u>après</u> regroupement des caractéristiques				
	Coef.	t	P> t	VIF	Coef.	t	P> t	VIF	
sfr	-.2154	-3.67	0.000	57.03	sfr	-.1888	-8.65	0.000	6.53
bouygues	-.2890	-4.67	0.000	51.36	bouygues	-.2572	-10.92	0.000	6.25
intensif	1.2631	99.81	0.000	1.63	Perso	-.1285	-4.32	0.000	10.37
régulier	.8156	70.28	0.000	1.74	intensif	1.2696	94.77	0.000	1.53
normal	.4276	41.61	0.000	1.63	régulier	.8232	68.92	0.000	1.54
min_gratuites	-.3647	13.73	0.000	6.44	normal	.4436	40.56	0.000	1.77
frais_ME	-.0629	-3.59	0.000	4.10	min_gratuites	-.2134	-9.31	0.000	4.13
répondeur	.0063	0.34	0.734	2.70	FME_répondeur	-.0346	-2.79	0.005	1.51
choix_n°	.5211	8.13	0.000	33.18	fax	.0254	0.71	0.476	2.75
présentation_n°	-.2749	-7.29	0.000	24.08	confort	-.0744	-4.04	0.000	5.07
double_appel	-.0963	-2.04	0.041	35.79	fac_détaillée	.1083	4.41	0.000	7.12
liste rouge	.2938	6.22	0.000	30.76	maitdep	-.0717	-4.56	0.000	3.68
renvoie	-.0345	-2.33	0.020	2.97	internet	.1455	4.97	0.000	3.02
report min	.0109	0.85	0.396	2.75	itinerance	.0021	0.15	0.878	2.87
fac_détaillée	.0646	2.36	0.018	10.75	renouv_terminal	-.0397	-1.44	0.151	2.18
signal_dép	-.0616	-3.83	0.000	4.67	prêt_terminal	.0604	4.75	0.000	2.38
suivi_conso	.2628	8.27	0.000	3.33	change_abonn	.0056	5.04	0.000	2.42
europe	.0831	6.07	0.000	2.52	report min	.0064	0.49	0.626	2.43
monde	-.0074	-0.50	0.617	4.03	_cons	3.3086	75.75	0.000	
répertoire	.1856	2.77	0.006	47.55					
data/fax	.0889	0.57	0.569	63.69					
boîte fax	-.5905	-3.47	0.001	76.57					
e-texto	.1284	4.69	0.000	3.19					
wap	.0316	2.01	0.045	4.27					
serv_client	-.1601	-5.29	0.000	1.75					
renouv_terminal	.0125	0.40	0.688	3.37					
prêt_terminal	.0317	2.37	0.018	3.20					
change_abonn	.0025	2.27	0.023	2.85					
_cons	3.0996	58.09	0.000						
Number of	1733				1733				
F	F(27,1705) = 658.52				F(18,1714) = 834.56				
AdjR-squared	0.9129				0.8960				

Variable dépendante : lnprix

Tableau 24 : Comparatif des régressions hédoniques avant et après regroupement des variables (Cartes)

	Régression <u>avant</u> regroupement des caractéristiques					Régression <u>après</u> regroupement des caractéristiques				
	(colinéarité)					(colinéarité)				
	Coef.	t	P> t	VIF		Coef.	t	P> t	VIF	
sfr	-.2890	-3.28	0.001	6.27	sfr	-.1512	-3.82	0.000	3.22	
bouygues	-.3897	-3.14	0.002	25.44	bouygues	-.1723	-4.52	0.000	2.34	
Soir & WE	-.1377	-5.46	0.000	1.53	Soir & WE	-.1185	-4.87	0.000	1.40	
jour	-.0581	-1.47	0.141	1.31	jour	-.0385	-0.99	0.321	1.24	
sur mesure	-.2210	-3.37	0.001	1.50	sur mesure	-.3245	-5.53	0.000	1.17	
taille_recharge	.0068	23.93	0.000	2.33	taille_recharge	.0065	25.11	0.000	1.94	
textos_gratuits	.1445	2.18	0.030	3.06	val_émission	.1299	12.53	0.000	1.48	
val_émission	.1355	13.05	0.000	1.52	val_réception	.0188	2.81	0.005	2.63	
val_réception	.0181	2.66	0.008	2.77	répondeur	.1225	2.49	0.013	3.00	
sms	-.0620	-0.66	0.508	9.99	sms	-.2024	-4.35	0.000	2.41	
réduction_n°	.1495	3.52	0.000	3.97	itinrance	-.1327	-2.56	0.011	1.68	
répondeur	-.0483	-0.67	0.501	6.55	confort	-.0959	-2.56	0.011	3.06	
suivi_conso	-.0045	-0.08	0.934	1.88	Suivi_conso	.0158	0.29	0.771	1.77	
présentation_n°	-.1731	-2.20	0.028	7.74	_cons	2.3910	30.70	0.000		
double_appel	-.0374	-0.67	0.501	6.91						
report_min	-.1696	-1.52	0.128	29.69						
itinrance	-.0739	-1.17	0.241	2.54						
_cons	2.528	23.51	0.000							
Number of obs	696					696				
F	F(17,678) = 121.71					F(13,682) = 148.71				
AdjR-squared	0.7470					0.7343				

Variable dépendante : lnprix

CONCLUSION DU CHAPITRE V

Dans l'objectif d'aborder la question de construction d'un indice de prix pour les services de téléphonie mobile, nous avons montré en quoi la méthode de « *plans tarifaires type* » et celle de « *profil de consommation type* » n'étaient pas adaptées. Nous avons aussi établi un modèle hédonique relativement stable qui nous permettra de prendre en compte des éléments essentiels dans la construction d'un indice de prix pour ce secteur et que les méthodes exposées auparavant n'ont jamais considéré notamment la *performance technique des réseaux* et la *couverture*.

Premièrement, nous avons pu constater l'échec de la méthode conventionnelle d'appariement des « *plans tarifaires représentatifs* » à répondre aux deux problématiques cruciales que sont les modifications que subissent les formules tarifaires existantes et l'apparition de nouvelles formules sur le marché. Une solution alternative à cette méthode est celle des « *profils de consommateurs* ». Cette approche se propose de ranger les produits en classes homogènes qui présentent une utilité voisine. Un micro-indice est alors calculé par classe et ces indices sont ensuite agrégés au moyen d'une pondération budgétaire constatée en période de base. Une fois ces classes définies, cette approche permet de traiter la question importante des évolutions de l'offre qui génèrent des substitutions. Ces évolutions peuvent prendre plusieurs formes comme la modification, la suppression et/ou l'apparition de produits dans une classe, le changement de modalités tarifaires ou bien encore l'apparition de vrais nouveaux produits.

Signalons toutefois que mises à part les limites propres à chacune de ces méthodes, une critique commune peut leur être adressée. Malgré l'importance des caractéristiques de qualité, celles-ci n'ont jamais été prises en compte dans les mesures d'indices de prix pour le secteur de radiotéléphonie.

Dans ce sens, l'approche économétrique retenue dans ce travail prolonge les analyses antérieures qui ont fait ressortir l'importance de l'aspect qualitatif dans la détermination des prix. Nous avons ainsi présenté les données de notre étude en insistant sur les spécificités des plans tarifaires et les caractéristiques susceptibles de mesurer la qualité en vue de construction d'un indice de prix pur (corrige de la qualité) pour le secteur étudié.

CHAPITRE VI

ESTIMATIONS ECONOMETRIQUES D'UN INDICE DE PRIX AJUSTE SUR LA QUALITE POUR LES SERVICES DE LA TELEPHONIE MOBILE

Au terme du chapitre précédent, nous avons estimé une équation hédonique stable pour les différentes formules tarifaires des services de téléphonie mobile. L'objectif de ce chapitre est de construire des indices de prix ajustés sur la qualité pour la période 1996-2002.

La littérature suggère plusieurs approches lorsqu'on travaille sur des données différentes dans le temps afin d'isoler les changements des prix imputables à des changements de caractéristiques (variation de la qualité) des changements de prix « *purs* » (voir chapitre 3). Dans ce chapitre, deux approches de construction d'indices corrigés des variations de la qualité seront étudiées, *l'approche hédonique* et la *méthode d'appariement*. D'abord, la méthodologie hédonique sera appliquée de différentes manières au traitement des changements de qualité. Plus précisément, nous utiliserons des équations à variables *dummies* temporelles²⁹⁰ (à regroupement et par périodes adjacentes) et des régressions distinctes (dite aussi méthode d'indices des caractéristiques). Ensuite, nous utilisons la méthode d'appariement, traditionnellement utilisée par les instituts de statistique, pour prendre en compte les changements qualitatifs.

Ce chapitre est organisé en quatre sections.

Dans une première section, nous utiliserons la *méthode à variables dummies temporelles à regroupement*. Elle consiste à introduire dans l'équation de prix une variable dummy temporelle qui représente plusieurs périodes consécutives dans une même estimation. Cette méthode nous permettra de dégager et d'examiner les tendances des prix des services mobiles où interviennent principalement les deux situations de divergence horizontale et verticale entre les formules tarifaires. L'objectif étant de montrer que, sans correction du biais des

²⁹⁰ Méthode des indicatrices dans la littérature francophone (Moreau, 1993).

caractéristiques verticales, la décroissance des prix sera sous-estimée. Les indices hédoniques obtenus seront ensuite comparés aux indices de prix moyen(s).

Dans une deuxième section, nous aborderons les problèmes de *stabilité temporelle* et de *stabilité spatiale* des coefficients estimés dans le cadre de l'approche hédonique. Dans le premier cas, nous présentons les principales spécifications économétriques permettant de prendre en compte la déformation de la relation prix-caractéristiques dans le temps. Le but étant de voir comment l'instabilité éventuelle des coefficients pourrait influencer les mouvements de l'indice de prix pour les services de téléphonie mobile. Dans le second cas, nous examinerons dans quelle mesure l'hypothèse de *stabilité spatiale* doit être amendée pour rendre compte de l'hétérogénéité des stratégies des firmes en termes de prix et de qualité.

Dans une troisième section nous appliquons la *méthode d'indices de prix des caractéristiques* proposée par la littérature pour palier au problème d'instabilité des paramètres. En outre, cette méthode nous permettra de construire des indices de type Laspeyres, Paasche et Fisher. L'originalité de la méthode consiste à utiliser les coefficients issus de la régression hédonique dans des formules d'indices de prix conventionnelles.

Au final, dans la dernière section, nous utilisons la méthode d'appariement des modèles, traditionnellement utilisée par les instituts de statistique. Nous souhaitons justifier le recours à l'approche hédonique par rapport à l'approche classique d'appariement.

SECTION 1 : ESTIMATIONS HEDONIQUES SUR LA PERIODE GROUPEE

Dans cette section, nous dégagerons et examinerons les tendances des prix des services mobiles où interviennent principalement les caractéristiques de base et celles relevant de la différenciation horizontale (opérateurs et services à valeur ajoutée). Ensuite, les caractéristiques verticales seront introduites. L'objectif étant de montrer que, sans correction du biais des caractéristiques verticales, la décroissance des prix sera sous-estimée. A partir des outils de calcul d'indices de prix hédoniques proposés dans la littérature, nous proposons la *méthode hédonique à variable temporelle à regroupement* pour isoler les effets prix pur.

I. INDICES DE PRIX HEDONIQUES AGREGES A VARIABLES TEMPORELLES

Cette méthode utilise la variable dummy temporelle représentant plusieurs périodes subséquentes (années dans notre cas), toutes groupées dans une même équation. Les exponentiels des coefficients des dummy temporelles décrivent alors la variation du prix en pourcentage de période en période, la qualité étant constante. Nous pouvons par ce biais construire directement l'indice de prix ajusté à la qualité²⁹¹.

Pour chaque formule tarifaire (forfaits/cartes), nous estimons le modèle suivant :

$$P_i^t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^K \alpha_j X_{ij}^t + \sum_{k=1}^N \beta_k Y_{ik}^t + \sum_{o=1}^L \lambda_o M_{io} + \sum_{t=2}^T \delta^t D^t + \varepsilon_i^t$$

avec : α_0 la constante qui correspond à la valeur du produit de référence
 X_{ik} la matrice des caractéristiques de base (variables binaires : présence/absence)
 Y_{ij} la matrice des services inclus (variables binaires : présence/absence)
 M_o la matrice des opérateurs (variables dummies).
 D_t la variable fictive de temps (variable *dummy*)

²⁹¹ Il faudra normaliser la valeur de l'année de base choisie à l'unité. Pour notre propos, l'année 2000 a été choisie comme année de référence. Ce choix est justifié par les différents événements qui ont marqué le marché de téléphonie mobile à la fin de 1999 (voir Chapitre 4).

L'indice de prix ajusté à la qualité entre deux périodes t et $t+1$ est alors calculé comme suit :

$$I^{t+1/t} = \exp(\delta^{t+1}).$$

I.1. FORFAITS

Pour les forfaits, l'ajustement global du modèle est satisfaisant. Il est significatif ($F= 658,72$) et permet d'expliquer 89,68% de la variance ($R^2=0,8968$). Il est important de signaler que, si la plupart des coefficients des variables ont le signe attendu, il est probable que les signes improbables peuvent être dus aux variables omises de l'estimation.

Les coefficients des caractéristiques représentées par des variables binaires capturent le différentiel de prix dû à la présence de cette caractéristique par rapport à un modèle qui ne propose pas l'option. Nous nous attendions à ce que les variables discrètes *confort* et *maîtrise* aient des coefficients positifs. L'argument à l'appui est que, plus une formule tarifaire offre de services, plus elle est coûteuse. Plusieurs éléments peuvent expliquer les signes négatifs des estimations. Signalons d'abord que certains services sont très peu présents dans les formules tarifaires (les services *Fax* par exemple sont présents seulement dans 3,5% des forfaits) ou contrairement très présents (à titre d'exemple le répondeur gratuit et les services de mise en service, représentés par la variable *FME_Répondeur*, sont présents simultanément dans presque 72% des forfaits). Il devient très difficile dans de tels cas d'estimer exactement le prix implicite de la caractéristique ou d'interpréter simplement le coefficient (Chowhan et Prud'homme, 2004).

Le coefficient négatif de la variable *FME_Répondeur* est toutefois interprétable si l'on prend en considération que nos estimations sont effectuées par rapport à l'offre de l'année 2000. Rappelons qu'à cette période les frais de mise en service ont été inclus dans toutes les formules, ces dernières offrant aussi le répondeur vocal gratuitement. Un coefficient négatif désigne une dévalorisation des formules ne contenant pas ces services. De même le signe négatif de la variable « *confort* » est dû au fait que les coefficients sont interprétés par rapport à l'offre de l'opérateur Orange. Or plus de 67% des observations présentant ce service appartiennent à Orange. Nous pouvons donc avancer qu'un forfait n'incluant pas le service « *confort* » est aussi dévalorisé par le marché.

Quant aux coefficients des variables temporelles, le signe négatif correspond à une baisse des prix ajustés sur la qualité par rapport à l'année de référence. L'examen de ces coefficients révèle des valeurs très faibles témoignant de **l'absence d'une baisse significative des prix des systèmes mobiles depuis 1998.**

Tableau 25 : Régression hédonique semi-log avec des variables dummies annuelles avant et après introduction des services à valeur ajoutée pour les « Forfaits » (base : Orange, 2000)

	Avec les variables de base			Avec les variables de base et services à valeur ajoutée		
	lnprix	Coef.	t	lnprix	Coef.	t
	d96	.0704	0.97	d96	-.0054	-0.07
	d97	.1914***	9.41	d97	.0718**	2.24
	d98	-.0152	-1.01	d98	-.0351	-1.26
	d99	-.0356**	-2.83	d99	-.0341*	-1.72
	d01	.0239*	1.94	d01	.0122	0.80
	d02	.0210*	1.68	d02	-.0657***	-3.44
	sfr	-.2454***	-23.01	sfr	-.1085***	-4.26
	bouygues	-.2500***	-21.38	bouygues	-.3085***	-12.43
	Perso	-.2978***	-26.32	Perso	-.0880**	-2.82
	intensif	1.2628***	95.62	intensif	1.2904***	99.63
	régulier	.8339***	71.98	régulier	.8466***	72.67
	normal	.4349***	39.91	normal	.4470***	42.26
	_cons	3.4454***	198.87	FME_répondeur	-.0244	-1.09
				min_gratuites	-.2222***	-9.14
				fax	.1258**	3.23
				confort	-.1472***	-6.89
				fac_détaillée	.0265	1.07
				maîtrise	-.0429**	-2.59
				internet	.1034**	3.35
				itinerance	.0391**	2.33
				renouv_terminal	.0379	1.16
				prêt_terminal	.0694***	5.39
				change_abonn	.0060***	4.72
				report min	-.0176	-1.30
				_cons	3.3223***	59.79
Number of obs	1824			1742		
F	F(12,1811) = 1167.03			F(24,1717) = 665.87		
Root MSE	.17514			.16247		
Adj R-squared	0.8847			0.9016		

(***) significatifs au seuil 1%

(**) significatifs au seuil 5%

(*) significatifs au seuil 10%.

Tableau 26 : Comparatif des Indices de prix hédoniques avant et après introduction des services à valeur ajoutée pour les « Forfaits »

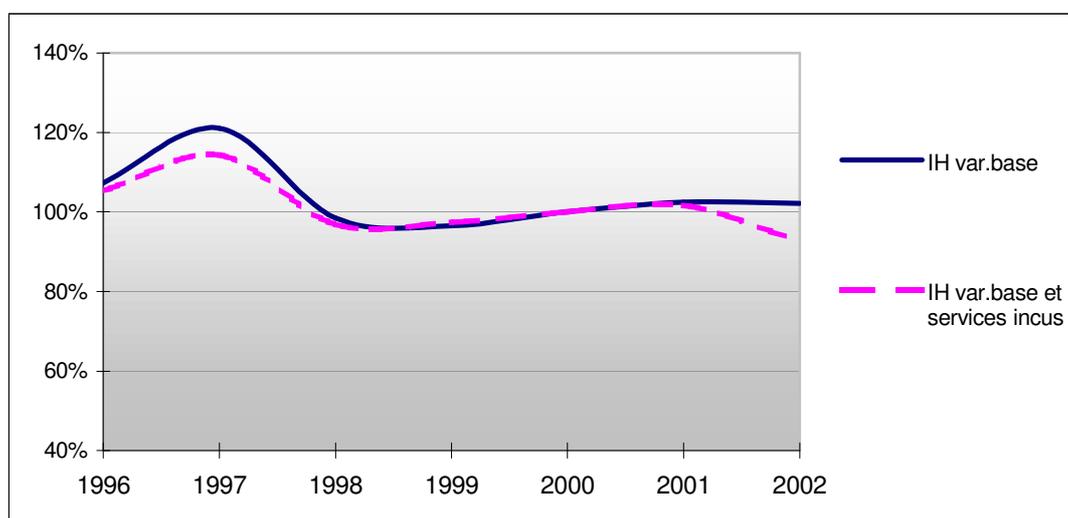
Année	Avant introduction des services à valeur ajoutée		Après introduction des services à valeur ajoutée	
	Coefficient dummy	Indice de prix anti-log	Coefficient dummy	Indice de prix anti-log
1996	0,0705	107,30%	-0,0054	99,46%
1997	0,1914	121,09%	0,0719	107,45%
1998	-0,0153	98,48%	-0,0351	96,55%
1999	-0,0356	96,50%	-0,0341	96,64%
2000	0,0000	100,00%	0,0000	100,00%
2001	0,0239	102,42%	0,0123	101,24%
2002	0,0212	102,14%	-0,0657	93,64%

A ce stade, nous sommes en mesure d'avancer plusieurs constats. D'abord, nous observons que les coefficients des variables dummy annuelles malgré l'enrichissement de l'offre en termes de services inclus d'une année à l'autre, sont très faibles, exception faite de l'an 1997 dont le coefficient est nettement supérieur. Cette augmentation des prix enregistrée en 1997 correspond à l'adoption de SFR et de FTM de la formule du forfait. Cet événement a entraîné l'apparition d'une multitude de nouveaux forfaits plus avantageux, certes, mais aussi beaucoup plus coûteux que l'unique forfait de 3 heures existant en 1996 proposé par Bouygues. De plus, comme expliqué au chapitre 4, l'apparition des forfaits s'est accompagnée d'une politique d'acquisition de nouveaux clients qui consiste à offrir un terminal à prix réduit. Or, pour recouvrir ces coûts les opérateurs élevaient les prix des communications et des abonnements mensuels. Toutefois depuis cette date, une véritable guerre des prix s'est déclenchée entre les trois opérateurs ramenant les prix à un niveau plus faible que celui de 1997. Les opérateurs avaient aussi commencé à réduire les subventions du terminal avant de les faire disparaître en 1998.

La figure 60 présente la série indiciaire obtenue avec les seules caractéristiques de base et celle construite en incluant les services à valeur ajoutée. Il est intéressant de remarquer que la prise en compte des services à valeur ajoutée inclus dans les forfaits a faiblement fait augmenter la variance des prix par rapport au modèle de base.

Nous tirons deux conclusions de nos analyses. Premièrement, **les prix des services de téléphonie mobile ont fortement baissé de 1996 à 1998**. Cette baisse se chiffre à environ -10,9% en 1998. Deuxièmement, **les prix des systèmes mobiles se sont stabilisés sur le reste de la période**. Ainsi, **les services à valeur ajoutée semblent marginaux dans l'explication des variations des prix**. L'opérateur et la taille du forfait sont, à ce stade, les variables explicatives incontournables des variations des prix des forfaits.

Figure 60 : Indices hédonique à variable fictive à regroupement pour les « Forfaits »



A ce stade de l'analyse de construction d'indice, l'approche hédonique peut fournir une estimation inexacte des mouvements des prix corrigés sur la qualité, car plusieurs informations essentielles ne sont pas encore introduites, notamment la qualité technique des réseaux et la couverture.

I.2. CARTES

Nous avons introduit les variables dummy temporelles dans notre modèle pour les cartes prépayées. Les résultats de ces estimations avant et après insertion des services à valeur ajoutée sont reportés au tableau 27. On remarque que les R^2 ajustés sont très proches pour les deux régressions et aussi que les coefficients estimés des variables temporelles changent très peu.

Plusieurs points méritent d'être soulignés concernant les résultats des deux régressions, avant et après introduction des services à valeur ajoutée. D'abord, on remarque que les coefficients des variables *à priori* les plus importantes, notamment *la taille de la recharge* et *la validité en émission* sont très significatifs (au seuil de 1%). La *validité en émission* présente aussi un coefficient assez élevé par rapport aux autres variables de la régression. Ensuite, concernant les signes improbables des coefficients dans la partie droite du tableau 27, les variables discrètes « *Répondeur* » et « *Itinérance* » présentent des signes non conformes à nos attentes.

Afin d'interpréter correctement le sens et la portée des coefficients estimés, il convient de souligner que les estimations sont effectuées par rapport aux formules tarifaires *classiques* et avec l'année 2000 comme période de base. Signalons qu'à cette période, toutes les formules classiques proposaient ces services. Un coefficient négatif peut alors désigner une dévalorisation des autres formules tarifaires ne contenant pas de tels services. Au final, les cartes avec une structure tarifaire *sur-mesure*²⁹² paraissent, à qualité égale, moins coûteuses que les cartes avec une structure tarifaire de type *Jour* ou *Soir & WE*, elles-mêmes moins coûteuses que les formules *classiques*²⁹³.

De façon générale, il ressort de ces estimations que les services à valeur ajoutée ont un rôle très marginal, pour ne pas dire aucun effet, dans l'explication des écarts des prix. Ceci est évident à travers la comparaison des indices de prix calculés à partir des régressions avant et

²⁹² Rappelons que ce type de formules offrent 50% de réduction sur les prix des communications en semaine sur une plage horaire au choix ainsi que les week-ends et les jours fériés.

²⁹³ Elles appliquent un tarif unique valable tout le temps.

après introduction des services à valeur ajoutée (Tableau 28). Ce résultat vient appuyer ce qui a été observé pour les forfaits.

Tableau 27 : Régression hédonique semi-log avec des variables « dummy » annuelles avant et après introduction des services à valeur ajoutée pour les « Cartes »

	Avec les variables de base			Avec les variables de base et services à valeur ajoutée		
	lnprix	Coef.	t	lnprix	Coef.	t
	d97	.1324**	1.79	d97	.1304	1.55
	d98	.0944**	2.14	d98	.0612	0.98
	d99	.0015	0.05	d99	.0009	0.03
	d01	-.0069	-0.24	d01	-.0157	-0.58
	d02	-.0993**	-3.28	d02	-.0789	-2.10
	sfr	-.0309	-1.05	sfr	-.0538	-1.46
	bouygues	-.2019***	-7.69	bouygues	-.2547***	-7.94
	Taille_recharge	.0076***	34.39	Soir & WE	-.0246	-1.08
	val_émission	.1002***	11.08	jour	-.0656*	-1.73
	val_réception	.0095**	1.98	Sur mesure	-.3602***	-5.94
	_cons	2.2023***	44.51	Taille_recharge	.0078***	34.26
				val_émission	.1015***	11.03
				val_réception	.0126**	2.60
				répondeur	-.0021	-0.04
				réduction_n°	.0044	0.12
				itinérance	-.0899**	-2.03
				confort	.0623*	1.75
				_cons	2.2503***	29.87
Number of obs	744			744		
F	F(10,733) = 200.81			F(17,726) = 128.11		
Root MSE	.25354			.24634		
Adj R-squared	0.7289			0.7441		

(***) significatifs au seuil 1%

(**) significatifs au seuil 5%

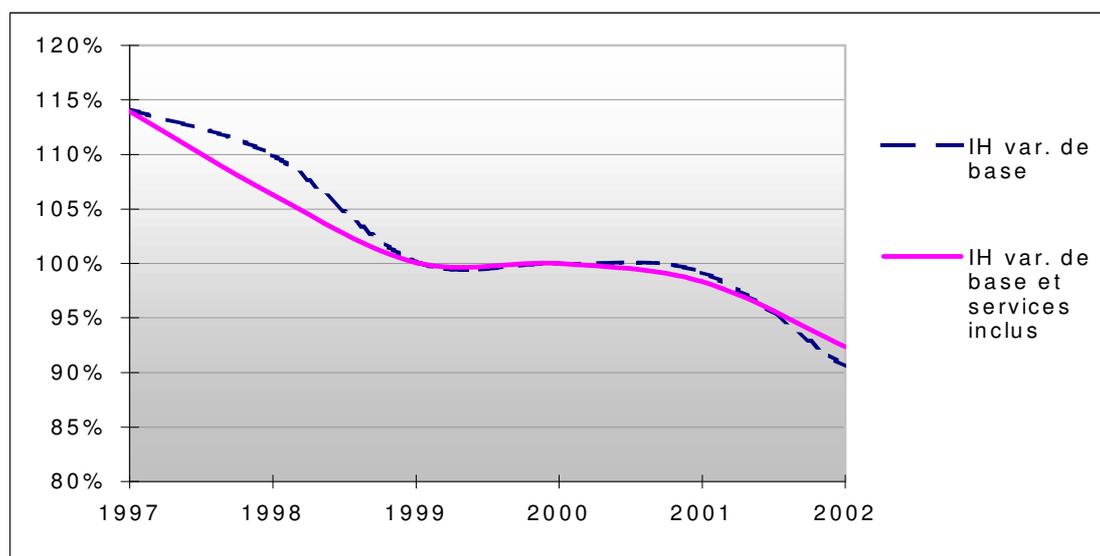
(*) significatifs au seuil 10%.

Tableau 28 : Indices de prix hédoniques avant et après introduction des services inclus pour les « Cartes »

Année	Avant introduction des services à valeur ajoutée		Après introduction des services à valeur ajoutée	
	Coefficient	Indice de prix	Coefficient	Indice de prix
1997	0,13238	114,15%	0,13043	113,93%
1998	0,09454	109,92%	0,06122	106,31%
1999	0,00162	100,16%	0,00094	100,09%
2000	0,00000	100,00%	0,00000	100,00%
2001	-0,00824	99,18%	-0,01576	98,34%
2002	-0,09937	90,54%	-0,07891	92,35%

Les deux séries indiciaires sont presque identiques en mouvement et en valeur avec une baisse d'environ -14% de 1997 à 2000 suivie d'une autre baisse qui se chiffre à -8% sur la période 2000-2002.

Figure 61 : Indices hédonique à variable fictive et à regroupement pour les « Cartes »



II. AJOUT DE VARIABLES DE QUALITE DANS LES INDICES HEDONIQUES

L'objectif de cette section est de **tester l'influence des variables de qualité sur les mouvements des prix** à travers l'estimation des coefficients de l'équation suivante :

$$P_i^t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^K \alpha_j X_{ij}^t + \sum_{k=1}^N \beta_k Y_{ik}^t + \sum_{s=1}^M \theta_s Z_{is}^t + \sum_{o=1}^L \lambda_o M_{io}^t + \sum_{t=1}^T \delta^t D^t + \varepsilon_i^t$$

avec : α_0 la constante qui correspond à la valeur du produit de référence
 X_{ik} la matrice des caractéristiques de base (variables binaires : présence/absence)
 Y_{ij} la matrice des services inclus (variables binaires : présence/absence)
 Z_{is} la matrice des caractéristiques de qualité (variables continues)
 M_o la matrice des opérateurs (variables dummies).
 D_t la variable fictive de temps (variable *dummy*)

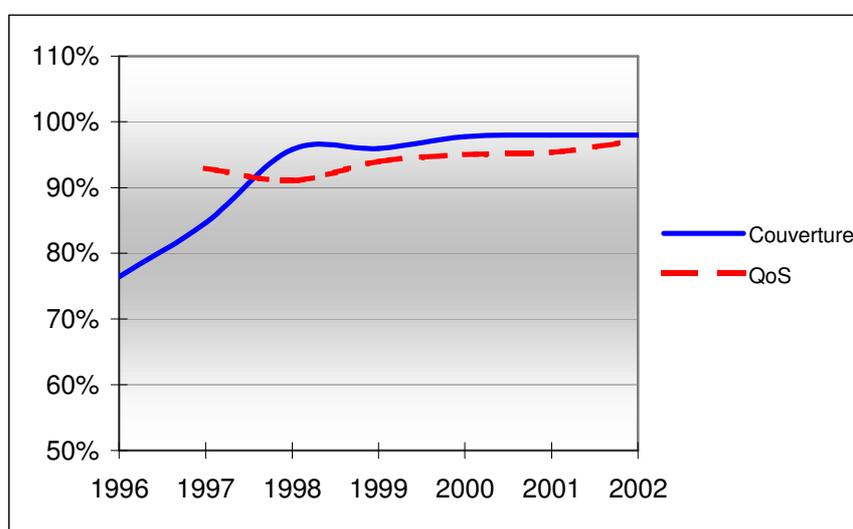
L'indice de prix pour les services de la téléphonie mobile construit à partir de l'estimation de cette équation est **le premier à notre connaissance à intégrer les caractéristiques de qualité**. Il nous permettra notamment de vérifier la proposition suivante :

Proposition 1 : la non prise en compte des caractéristiques de qualité conduit à une sous-estimation systématique de la baisse des prix par l'indice.

Pour démontrer la proposition 1, rappelons que deux niveaux de variation de qualité sont identifiés pour les services de téléphonie mobile : une variation horizontale (l'image de marque de l'opérateur et les services à valeur ajoutée) et une variation verticale (performance technique des réseaux et couverture du territoire). Cette distinction est importante dans le cadre de notre travail, puisque les variations verticales de la qualité échappent à toutes les études de construction d'indices des prix effectuées pour ce secteur.

Selon Magnien (2003) : « *La téléphonie mobile propose un service à priori assez simple si l'on s'en tient à des minutes de communications... Cette approche « physique » des minutes de consommation doit être précisée par le niveau de couverture des réseaux ainsi que leur disponibilité. Il s'agit incontestablement de la qualité des services rendus que les IPC ne prennent malheureusement pas en compte. La tendance est à une amélioration de la qualité de ces réseaux donc, là encore, à une surestimation de l'inflation* ». En effet, d'après nos résultats sur les études synthétiques de l'ARCEP, la *couverture* et la *performance technique des réseaux* (QoS) ont particulièrement évolué (Figure 62).

Figure 62 : Évolution moyenne des caractéristiques de qualité sur la période 1996-2002



L'omission de ces indicateurs de la qualité doit conduire à une **sous-estimation systématique de la baisse des prix des services de la téléphonie mobile**. Il faut cependant admettre que notre argument peut être affaibli par des problèmes de comparabilité des critères de mesure

d'une année à l'autre, notamment en ce qui concerne la *performance technique des réseaux*²⁹⁴. Néanmoins, ces informations sur la qualité des réseaux mobiles sont précieuses et permettent de donner une indication sur l'évolution de certains aspects qualitatifs essentiels pour la construction d'un indice des prix.

II.1. LES VARIABLES DE QUALITE SONT INDISPENSABLES

Puisque notre but est d'estimer les effets des changements de qualité sur la variation des prix, nous avons choisi de confronter les caractéristiques horizontales aux caractéristiques verticales (ou de performance) en mesurant leurs impacts respectifs. Nous estimons un modèle non-contraint avec toutes les variables identifiées, ainsi que deux modèles contraints. Un premier modèle contraint (A) avec les seules variables de qualité et un deuxième modèle contraint (B) avec les seuls services à valeur ajoutée.

Plus précisément, nous reprenons la démarche appliquée par Ohta et Griliches (1998) et nous testons l'hypothèse nulle selon laquelle les coefficients des caractéristiques horizontales sont tous nuls dans le modèle (A) (i.e. la régression contenant les variables de performance), et que ceux des variables de performance sont nuls dans le modèle (B) (i.e. la régression contenant les services à valeur ajoutée seulement). Les tests d'hypothèses sur les paramètres peuvent être formulés de la façon suivante :

$$(A) \begin{cases} H_0 : \beta_k = 0 \\ H_1 : \beta_k \neq 0 \end{cases} \quad \text{et} \quad (B) \begin{cases} H_0 : \theta_s = 0 \\ H_1 : \theta_s \neq 0 \end{cases}$$

Les résultats fournis par le test de Chow (F) montrent que la première hypothèse relative au modèle (A) est acceptée au seuil de 10% ($F_{(A)} = 1,445$) mais pas au seuil de 5%, alors que celle relative au modèle (B) est rejeté au seuil de 1% ($F_{(B)} = 8,895$). **Les variables de qualité verticale semblent ainsi déterminants dans l'explication des écarts des prix des systèmes mobiles par rapport aux services à valeur ajoutée.**

Par ailleurs, Ohta et Griliches (1998) ont conseillé, en plus de l'utilisation du test de Fisher, de comparer les erreurs types du modèle restreint et du modèle non restreint²⁹⁵. Ils attestent que pour les régressions hédoniques de type semi-logarithmique, leurs erreurs type mesurent les

²⁹⁴ Voir Section 1 du Chapitre 5.

²⁹⁵ « *If the researcher is interested in predicting price differentials, then he should be interested in the difference in fit between the unconstrained and constrained regressions. He should compare the standard errors of both regressions instead of following formal F tests* » (Ohta et Griliches, 1998, pp339).

variations des prix non expliquées en pourcentage. Ainsi, l'utilisation de la différence de l'erreur type de la régression restreinte et celui de la régression non restreinte est une mesure pertinente du pouvoir explicatif des prix d'un modèle particulier. Les auteurs ajoutent que, le chercheur ne doit pas rejeter les hypothèses nulles si la différence des erreurs type entre le modèle non restreint et le modèle restreint est inférieure ou égale à 0,01.

Nous trouvons que l'erreur type du modèle restreint (A) ($SEE_{(A)}=0,1735$) est supérieure de 0,0007 à celle du modèle non restreint ($SEE_{(Global)}=0,1728$). Pour le modèle restreint (B), l'erreur type ($SEE_{(B)}=0,17968$) est supérieure de 0,0061 à celle du modèle global (Tableau 29). Ceci implique que : (i) l'hypothèse nulle relative au modèle (A) est acceptée alors que celle relative au modèle (B) doit être rejetée. (ii) Le manque d'ajustement du modèle restreint (A) est supérieur de 0,4% ($0,0007/0,1728=0,0004$) seulement comparé au modèle non restreint alors que celui du modèle (B) en est supérieur de 3,57% ($0,0061/0,1728=0,035$).

Les deux constats statistiques attestent que **les caractéristiques de qualité verticale ont un pouvoir explicatif plus important que celui des services à valeur ajoutée.**

II.2. FORTES BAISES DES PRIX DES SERVICES DE TELEPHONIE MOBILE SUR LA PERIODE 1996-1999

II.2.1. FORFAITS

Au vu de leur importance, les variables de qualité sont introduites dans nos estimations afin de construire un indice de prix corrigé des variations des caractéristiques horizontales ainsi que des caractéristiques verticales. Nous procédons à une comparaison des coefficients des variables temporelles tels que nous les avons estimés sur la base de chacune des deux équations, avant et après introduction des caractéristiques verticales (Tableau 30).

Il convient toutefois de noter que, par souci de stabilisation de la régression, certaines caractéristiques ont été exclues de nos estimations, notamment les « *minutes gratuites* » et le « *changement d'abonnement* ». De plus, face à l'absence d'informations sur la variable « *performance technique* » pour l'année 1996, la régression a été effectuée à partir de l'année 1997.

Tableau 29: Modèle contraint avec services à valeur ajoutée pour les « Forfaits »

	Modèle non-contraint			Modèle contraint (A) avec les caractéristiques de performance			Modèle contraint (B) avec les services à valeur ajoutée		
	lnprix	Coef.	t	lnprix	Coef.	t	lnprix	Coef.	t
sfr	-.0058		-0.23	sfr	-.2575***	-22.88	sfr	-.0190	-0.85
bouygues	-.2601***		-11.96	bouygues	-.2652***	-20.69	bouygues	-.2422***	-11.83
Perso	-.0305		-1.04	Perso	-.2918***	-25.32	Perso	-.049	-1.77
intensif	1.2858***		97.17	intensif	1.2603***	93.27	intensif	1.286***	6.97
régulier	.8422***		70.87	régulier	.8231***	69.46	régulier	.8414***	70.67
normal	.4468***		41.27	normal	.4324***	38.43	normal	.4503***	41.84
FME_répondeur	.0132		0.78	couverture	-.0054***	-5.89	FME_répondeur	-.0233	-1.90
min_gratuites	-.2139***		-9.23	QoS	.0093***	3.57	min_gratuites	-.2134***	-9.31
fax	.0452		1.26	_cons	3.1055***	14.06	fax	.0345	0.99
confort	-.0808***		-4.72				confort	-.0792***	-4.67
fac_détaillée	.0766**		3.15				fac_détaillée	.0744**	3.06
maîtrise	-.0936***		-5.89				maîtrise	-.0883***	-5.81
internet	.1140***		3.97				internet	.1174***	4.08
itinerance	.0122		0.82				itinerance	-.0093	-0.69
renouv_terminal	.0758*		2.64				renouv_terminal	.0649	2.29
prêt_terminal	.0789***		5.72				prêt_terminal	.0685***	5.34
change_abonn	.0050***		4.40				change_abonn	.0043***	3.89
report min	.0021		0.16				report min	-.0024	-0.19
couverture	-.0030**		-3.28				_cons	3.2267	83.48
QoS	-.0092		-1.97						
_cons	4.3360***		10.55						
Adj R-squared	0,8969			0,8868			0,8960		
Standard error (SEE)	0,1728			0,17353			0,17968		
Number of obs	1736			1818			1742		
F values for hypothesis A and B, respectively				1,445			8,895		

(***) significatifs au seuil 1%

(**) significatifs au seuil 5%

(*) significatifs au seuil 10%.

Tableau 30 : Régressions hédoniques semi-log avant et après introduction des variables de qualité pour les « Forfaits »

	Avec les variables de base et services à valeur ajoutée			Avec les variables de base, services à valeur ajoutée et variables de qualité		
	lnprix	Coef.	t	lnprix	Coef.	t
	d96	-.0054	-0.07	d97	.1632***	4.01
	d97	.0718**	2.24	d98	.0399	0.86
	d98	-.0351	-1.26	d99	-.0184	-0.82
	d99	-.0341*	-1.72	d01	.0103	-0.78
	d01	.0122	0.80	d02	-.0979***	-3.67
	d02	-.0657**	-3.44	sfr	-.2313***	-9.99
	sfr	-.1085***	-4.26	bouygues	-.2941***	-10.43
	bouygues	-.3085***	-12.43	Perso	-.1490***	-5.06
	Perso	-.0880**	-2.82	intensif	1.2582***	96.85
	intensif	1.2904***	99.63	régulier	.8276***	71.58
	régulier	.8466***	72.67	normal	.4334***	40.13
	normal	.4470***	42.26	FME_répondeur	-.0156	-0.72
	FME_répondeur	-.0244	-1.09	fax	.0854**	2.31
	min_gratuites	-.2222***	-9.14	confort	-.0303	-1.57
	fax	.1258**	3.23	fac_détaillée	.1063***	4.45
	confort	-.1472***	-6.89	maîtrise	-.0766***	-4.68
	fac_détaillée	.0265	1.07	internet	.0977**	3.28
	maîtrise	-.0429**	-2.59	itinerance	.0505**	3.03
	internet	.1034**	3.35	renouv_terminal	.0769*	2.69
	itinerance	.0391**	2.33	prêt_terminal	.0616***	4.25
	renouv_terminal	.0379	1.16	report min	-.0218	-1.58
	prêt_terminal	.0694***	5.39	couverture	-.0009	-0.64
	change_abonn	.0060***	4.72	QoS	.0198**	2.21
	report min	-.0176	-1.30	_cons	2.5795**	1.98
	_cons	3.3223***	59.79			
Number of obs	1742			1741		
F	F(24, 1717) = 665.87			F(23, 1717) = 648.39		
Root MSE	.16247			.16791		
Adj R-squared	0.9016			0.8911		

(***) significatifs au seuil 1%

(**) significatifs au seuil 5%

(*) significatifs au seuil 10%.

Le signe improbable de la *couverture* (négatif) est dû à la forte corrélation entre les deux caractéristiques de qualité²⁹⁶. De plus, la comparaison est effectuée par rapport à l'opérateur

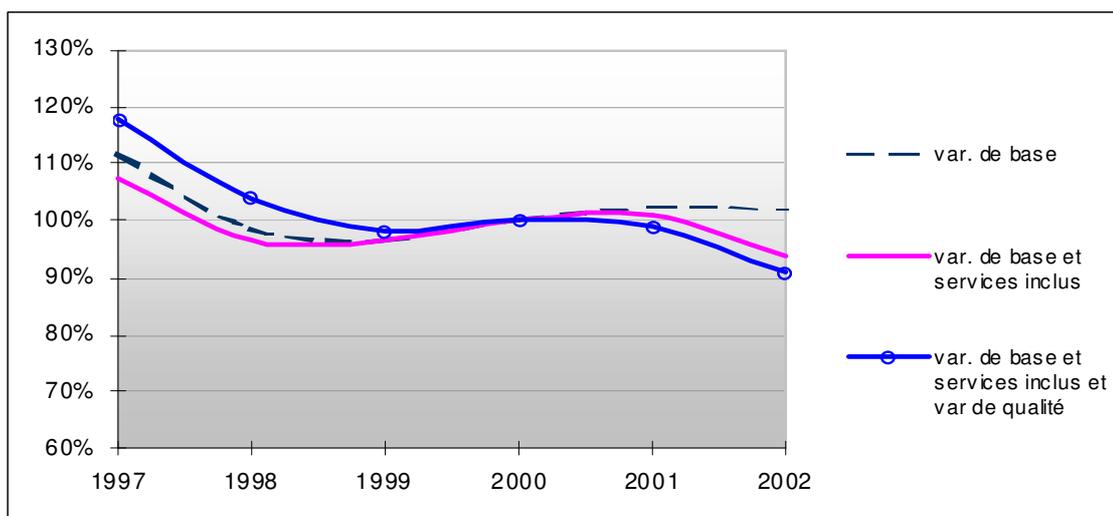
²⁹⁶ La corrélation entre les deux variables de qualité (0.4328) est très significative (au seuil de 1%).

Orange offrant une meilleure couverture que ses concurrents, le coefficient négatif désigne une dévalorisation des formules présentant une couverture moindre.

Le résultat le plus notable issu du tableau ci-dessus, est que **l'adjonction des caractéristiques verticales de qualité apparaît significatif et améliore la performance des estimations de l'effet prix pur représenté par les coefficients des *dummies* temporelles.**

La figure 63 confirme ce résultat. Elle représente les séries indiciaires obtenues des différentes étapes d'estimation : avec les caractéristiques de base seulement, avec les services à valeur ajoutée et enfin après introduction des caractéristiques de qualité. On peut y voir que les trois séries hédoniques sont globalement proches en mouvement mais différentes en valeur pour certaines périodes. Nous remarquons d'abord que la série indiciaire issue de la régression avec prise en compte des caractéristiques de qualité affiche une baisse d'environ -13,66% sur la seule année de 1997 à 1998 comparée à -10,89% pour la série indiciaire avec caractéristiques de base et les services à valeur ajoutée seulement pour le même créneau. Ensuite, peu de variations ont été observées sur le reste de la période 1999-2001 pour les trois séries indiciaires. Ces dernières étant presque identiques en mouvement et en valeur. Cette stabilité est due au fait que les caractéristiques verticales de qualité n'ont augmenté que très légèrement sur cet intervalle de temps. Comme nous l'avons expliqué dans le chapitre 4, depuis 1999, les opérateurs sont presque à égalité, que ce soit en termes de couverture ou d'accès au réseau, signe que la différenciation verticale est de moins en moins forte sur le marché. Les indices, sans et avec caractéristiques verticales de qualité, sont alors presque égaux.

Figure 63 : Indices hédoniques à variable fictive à regroupement sans versus les caractéristiques verticales pour les « Forfaits » (base 2000=100)



Ces différents résultats dénotent enfin que l'omission des variations verticales de la qualité se traduit par une sous-estimation de la baisse des prix.

II.2.2. CARTES

Les résultats que nous avons obtenus en intégrant les caractéristiques verticales de qualité dans la régression pour les cartes prépayées sont reportés dans la partie droite du tableau 31. On remarque d'abord que l'intégration de nouvelles variables n'a pas amélioré la qualité globale de l'ajustement avec un $R^2=74,4\%$ pour les deux régressions. Ensuite, les coefficients des variables susmentionnées sont assez faibles. Le coefficient de la *performance technique des réseaux* est curieusement de signe négatif. Ce signe n'est néanmoins pas significativement différent de zéro.

Tableau 31 : Régressions hédoniques semi-log avant et après introduction des variables de qualité pour les « Cartes »

	Avec les variables de base et services à valeur ajoutée			Avec les variables de base, services à valeur ajoutée et variables de qualité		
	lnprix	Coef.	t	lnprix	Coef.	t
	d97	.1304**	1.55	d97	.1856**	1.57
	d98	.0612	0.98	d98	.0567	0.57
	d99	.0009	0.03	d99	.0018	0.04
	d01	-.0157	-0.58	d01	-.0180	-0.62
	d02	-.0789	-2.10	d02	-.0773	-1.45
	sfr	-.0538	-1.46	sfr	-.0467	-1.16
	bouygues	-.2547***	-7.94	bouygues	-.2471***	-7.23
	Soir & WE	-.0246	-1.08	Soir & WE	-.0251	-1.10
	jour	-.0656*	-1.73	jour	-.0656	-1.72
	Sur mesure	-.3602***	-5.94	Sur mesure	-.3570***	-5.84
	Taille_recharge	.0078***	34.26	Taille_recharge	.0078***	34.24
	val_émission	.1015***	11.03	val_émission	.1016***	11.02
	val_réception	.0126**	2.60	val_réception	.0117**	2.30
	répondeur	-.0021	-0.04	répondeur	.0026	0.05
	réduction_n°	.0044	0.12	réduction_n°	.0026	0.07
	itinérance	-.0899**	-2.03	itinérance	-.0999**	-2.20
	confort	.0623**	1.75	maitrise	.0619*	1.73
	_cons	2.2503***	29.87	couverture	.0058*	1.08
				QoS	-.0037	-0.18
				_cons	2.0484	1.03
Number of obs	744			744		
F	F(17,726) = 128.11			F(19,724) = 114.87		
Root MSE	.24634			.24623		
Adj R-squared	0.7441			0.7444		

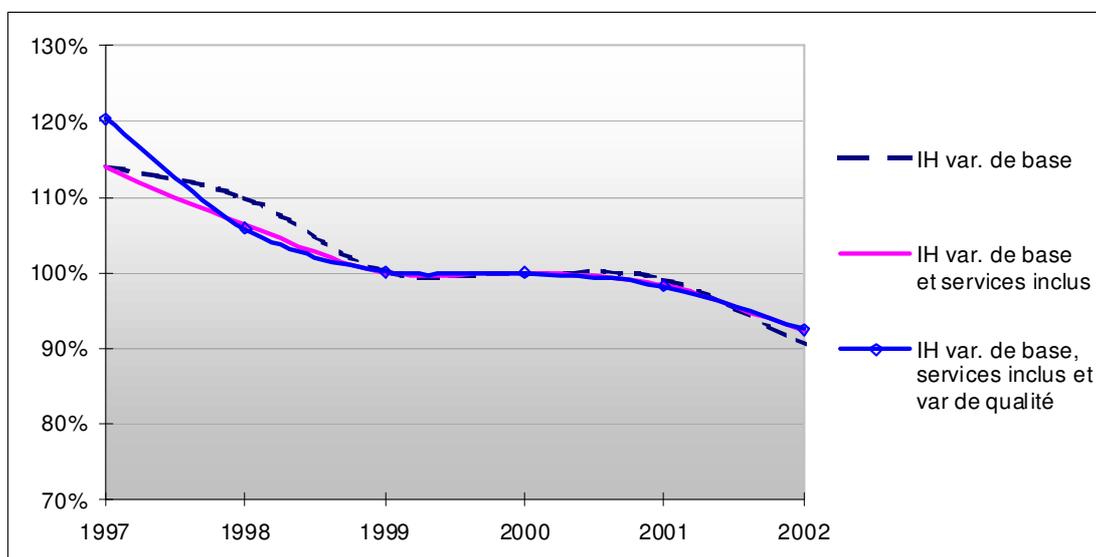
(***) significatifs au seuil 1%

(**) significatifs au seuil 5%

(*) significatifs au seuil 10%.

En matière d'indices, la figure 64 représente les séries indiciaires obtenues des différentes étapes d'estimation : avec caractéristiques de base seulement, avec services à valeur ajoutée et enfin avec caractéristiques de qualité. Nous constatons que l'intégration des caractéristiques verticales de la qualité dans notre régression pour les cartes prépayées a accéléré de manière évidente la baisse des prix de 1997 à 1998. On note pour cette période une baisse d'environ -14,76% comparée à une baisse de seulement -7% avant l'introduction des variables de qualité sur le même créneau. Les séries indiciaires sont toutefois identiques pour le reste de la période, témoignant que les caractéristiques de qualité ne sont plus déterminantes des écarts des prix.

Figure 64 : Indice hédonique avant versus après introduction des variables de qualité pour les « cartes prépayées » sur la période 1997-2002.



III. UNE BAISSÉ PLUS FORTE QUE CELLE DES PRIX MOYENS

Afin de mieux analyser les mouvements des indices de prix hédoniques, ceux-ci doivent être évalués par rapport à une référence. Ainsi, l'analyse des indices hédoniques peut être complétée par une étude des changements des prix nominaux moyens²⁹⁷ (Dalén, 2002). Le but étant de

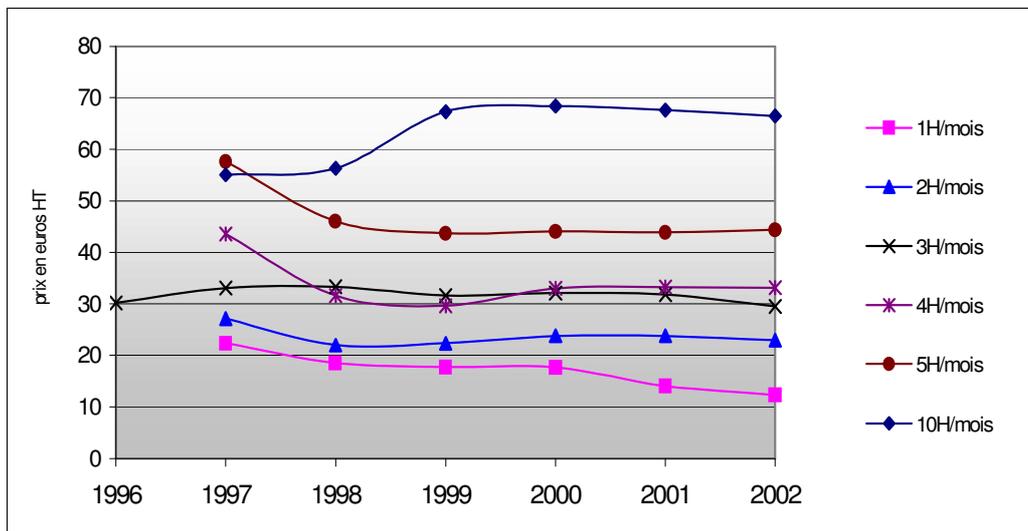
²⁹⁷ Il s'agit ici de l'indice des prix moyens observés des forfaits. Ceci est différent du prix moyen calculé par les comptes nationaux à partir des données de l'ART jusqu'en 2002. Car, faute d'un suivi des prix des services de téléphonie mobile dans l'IPC un prix moyen est alors calculé et consiste à faire le rapport du chiffre d'affaires et

montrer que, avant toute correction de qualité, le prix moyen des services mobiles a été stable alors que leur qualité comme montré auparavant augmentait.

III.1. FORFAITS

Pour les forfaits, nous examinons à titre illustratif l'évolution des prix moyens de certains forfaits (de 1 heure à 10 heures de communications) sur la période d'étude. La figure 65 montre que le prix moyen de chacun des forfaits a baissé de 1997 à 1998 pour se stabiliser sur le reste de la période.

Figure 65 : Évolution des prix moyens par taille de forfait

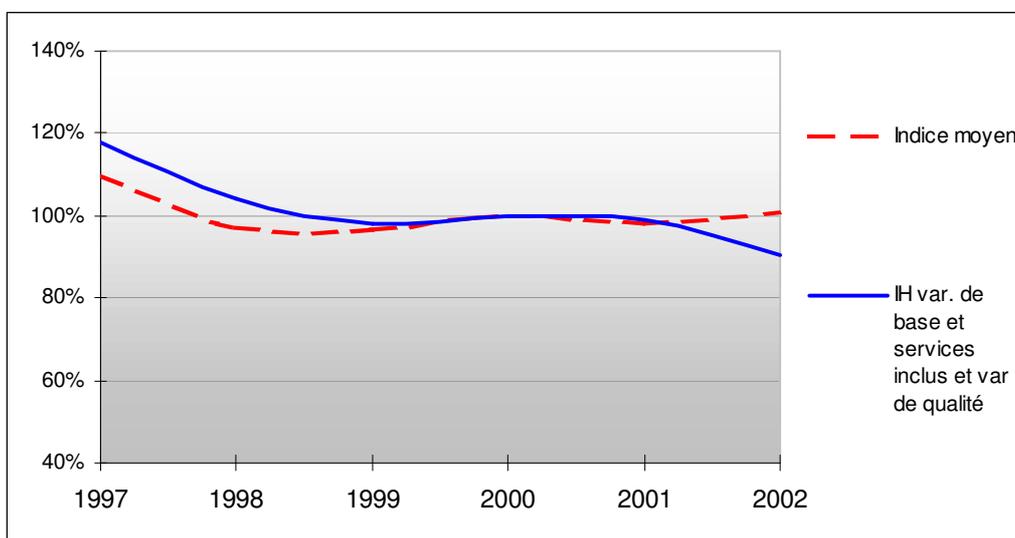


Au regard des résultats donnés par les indices de prix moyens (Figure 66), la baisse des prix observés sur la période 1997-1998 se chiffre à environ -9,48%. Elle évoque une situation d'intensification de la concurrence où les opérateurs devaient abaisser stratégiquement leurs prix pour accroître ou maintenir leurs parts de marché²⁹⁸. Cependant, comparé à l'indice de prix hédonique qui affiche une baisse de -17,72% pour la même période, l'indice moyen semble sous-estimer la baisse des prix des services mobiles.

de volumes de consommation. Il convient aussi de signaler que les indices des prix moyens calculés sont des indices non pondérés faute de disponibilité de données sur les ventes pour l'ensemble de nos observations.

La stabilisation globale des prix moyens sur la période 1998-2002 semble cohérente aux déclarations des trois opérateurs que leurs tarifs ne baisseraient plus mais que la concurrence s'exercera désormais sur les services et les innovations. L'évolution des formules tarifaires en termes de services proposés depuis 1999 et la légère augmentation de la performance technique des réseaux en 2002 n'ont eu aucun effet sur les prix moyens. A l'inverse, l'indice hédonique devrait baisser, puisque l'amélioration de la qualité durant cette période s'est accompagnée d'une stabilité des prix observés. On note effectivement une baisse de l'indice hédonique de -9,33% sur 2000-2002.

Figure 66 : Comparaison des prix moyens et des indices hédoniques pour les forfaits



III.2. CARTES

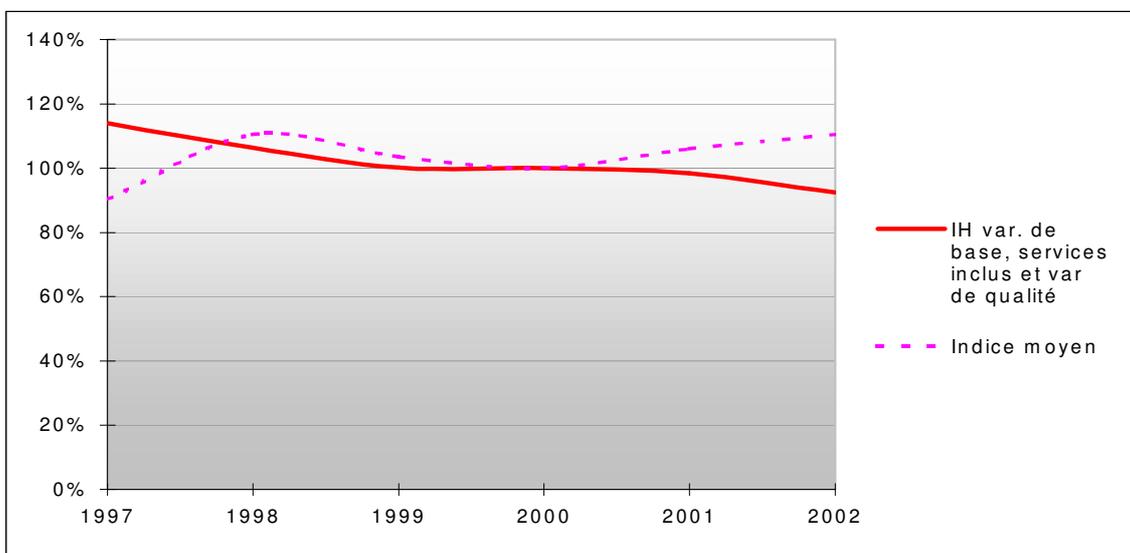
Comme nous l'avons préalablement fait avec les forfaits, les indices de prix hédoniques pour les cartes prépayées sont comparés aux indices des prix moyens.

On constate (Figure 67) que les deux séries indiciaires sont différentes en mouvement et en valeur sur toute la période observée. D'abord, les prix moyens affichent une augmentation des prix observés de +20,18% de 1997 à 1998. Cette augmentation coïncide avec l'amélioration des

²⁹⁸ Voir Chapitre 4.

réseaux des opérateurs en termes de qualité technique et de couverture. Cependant, les indices hédoniques indiquent plutôt l'absence d'un *effet prix-pur* avec une baisse des prix ajustés à la qualité de $-7,62\%$ sur la même période. Sur la période 1998-2000, les deux indices affichent une tendance à la baisse avec environ $-8,73\%$ pour les indices moyens comparée à $-6,31\%$ pour les indices hédoniques. Cette baisse correspond à la diffusion de l'offre prépayée parmi le grand public notamment entre 1999 et 2000²⁹⁹.

Figure 67 : Indice hédonique à variable fictive et à regroupement versus indice moyen pour les « Cartes »

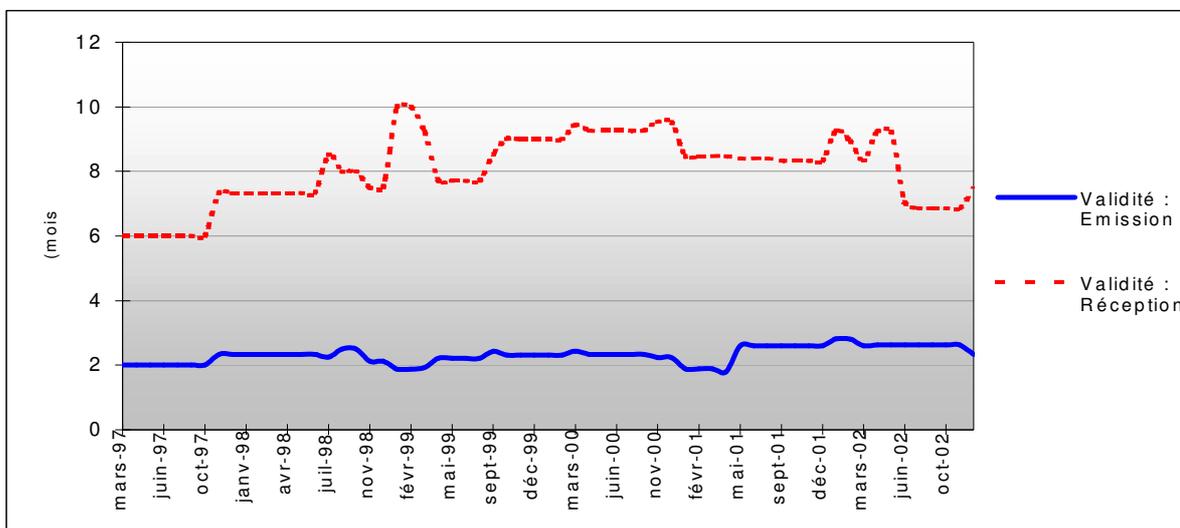


Enfin, l'augmentation des indices moyens à partir de 2000 est conforme à la décision des opérateurs à cette période de revoir leur stratégie. Le but étant de transférer une partie d'adeptes des cartes prépayées vers des formules forfaitisées. En 2001 près d'un abonné sur deux possède une carte prépayée. Toutefois ce type d'offre ne représentait qu'environ 16% des recettes des opérateurs. Car, un abonné au forfait dépense en moyenne 40,2 euros par mois pour 3 heures 10 minutes alors qu'un abonné avec carte prépayée dépense seulement 8,6 euros par mois pour 24 minutes 12 secondes (INSEE, 2002). Ainsi, au début 2001, Bouygues a procédé à une baisse des prix de ses cartes de recharge Nomad, mais leur durée de validité de réception a été raccourcie de 12 à 8 mois. Orange, quant à lui, a été le premier en juin 2001 à réviser à la hausse les prix de sa Mobicarte. Ces actions sont loin d'être exhaustives.

²⁹⁹ L'offre prépayée contribue à 72% de la croissance nette du parc de la téléphonie mobile entre 1999 et 2000 (INSEE, 2002).

Malgré cela, l'indice hédonique affiche une baisse des prix d'environ -7,65% sur la même période. Pour expliquer cette baisse, on doit tenir compte de deux phénomènes importants. D'une part, comme démontré auparavant, la variable durée en émission influe fortement sur les prix des cartes. Or, cette variable s'est accrue d'environ +13% de 2000 à 2002, ceci malgré une baisse de la validité en réception qui se chiffre à -17% sur la même période (Figure 68). D'autre part, les opérateurs ont inclus plusieurs services dans l'offre prépayée, réservés auparavant aux formules post-payées (les forfaits).

Figure 68 : Évolution de la durée de validité en émission et en réception pour les cartes prépayées sur la période 1997-2002.



En conclusion, dans cette section, nous avons présenté la façon dont les indices de prix ajustés sur la qualité étaient calculés par la méthodologie hédonique à variable fictive avec regroupement. Les résultats obtenus de nos calculs d'indices font d'une part apparaître une baisse de prix de l'ordre de -17,73% pour les forfaits (respectivement de -13,86% pour les cartes) sur la période 1997-1999. Ils confirment d'autre part les conclusions de l'*Insee* quant à la stabilité (légère baisse d'après nos résultats) des prix des services de téléphonie mobile (forfaits et cartes prépayées) sur toute la période de 1999 à 2002.

En outre, nos estimations ont fait apparaître un effet important des caractéristiques de qualité sur les mouvements de l'indice des prix. Ceci a permis de confirmer notre proposition 1, selon laquelle l'omission des variables de qualité se traduit par une sous-estimation de la baisse des prix pour les forfaits et les cartes prépayées, notamment sur la période 1997-1999.

Cependant, la méthode de regroupement utilisée dans cette section accuse deux grands inconvénients en raison de la stabilité des coefficients³⁰⁰ et du peu d'applicabilité de cette technique à l'élaboration d'un indice de prix en toute continuité (Barzyk et MacDonald, 2001). Nous abordons dans la section suivante la façon dont l'approche hédonique traite ces deux problèmes.

³⁰⁰ Voir Chapitre 3 pour une explication détaillée de cette limite de la méthode.

SECTION 2 : ESTIMATIONS HEDONIQUES PAR PERIODES ADJACENTES

Dans cette section, nous aborderons le problème de stabilité des coefficients dans les régressions hédoniques. Ce phénomène se traduit de deux façons : par des coefficients instables d'une période à l'autre ou par des coefficients différents selon la firme. Dans le premier cas, on parle d'*instabilité temporelle* des paramètres de la régression qui varient généralement dans le temps. Dans le second cas, on parle d'*instabilité spatiale* des paramètres susceptibles de varier selon la firme. Ces deux cas d'instabilité des paramètres peuvent apparaître conjointement dans les régressions hédoniques.

Notre objectif ici est double. D'une part nous présentons les principales spécifications économétriques dans le cadre de l'approche hédonique permettant de prendre en compte la déformation de la relation prix-caractéristiques dans le temps. Le but étant de voir comment l'instabilité éventuelle des coefficients pourrait influencer les mouvements de l'indice des prix pour les services de téléphonie mobile. D'autre part, nous examinerons dans quelle mesure l'hypothèse de stabilité spatiale doit être amendée pour rendre compte de l'hétérogénéité des stratégies des firmes en termes de prix et de qualité.

I. INSTABILITE TEMPORELLE DES PARAMETRES ET SOLUTION DANS L'APPROCHE HEDONIQUE

I.1.MISE EN CAUSE DE L'HYPOTHESE DE STABILITE TEMPORELLE DES COEFFICIENTS HEDONIQUES

La méthode hédonique avec variable temporelle à regroupement suppose la stabilité des coefficients des caractéristiques sur toute la période étudiée. L'*instabilité temporelle des paramètres* se réfère à l'absence de stabilité dans le temps des préférences des consommateurs

et/ou des conditions d'offre. Dans le cas général, on parle alors d'instabilité structurelle dans le temps. L'objet de cette section consiste alors à montrer que :

Proposition 2 : *La valeur accordée par le marché aux caractéristiques objectives évolue dans le temps.*

Pour ceci, reprenons comme point de départ le modèle de régression hédonique classique. Les notations sont simplifiées de la façon suivante :

$$p_t = x_t \beta_t + \varepsilon_t$$

où p_t représente l'observation de la variable dépendante à la période t , x_t' est le vecteur comportant les observations des k variables explicatives pour la période t , β est le vecteur des coefficients à estimer. Dans ces conditions, le test d'homogénéité des coefficients, c'est-à-dire le test de changement temporel peut être formulé de la façon suivante :

$$\begin{cases} H_0 : \beta_{k,t} = \beta_k \\ H_1 : \beta_{k,t} \neq \beta_k \end{cases}$$

Ce test s'effectue grâce au test de Chow (F) traditionnel utilisé souvent pour détecter tout changement structurel durant plusieurs sous-périodes³⁰¹. Silver (1998) et Tiao-Goldberger (1962) ont utilisé ce test aux fonctions hédoniques estimées pour chaque année. Nous avons ainsi effectué une régression hédonique sur chacune des bases annuelles (de 1997 à 2002). Nos résultats pour ce test (F= 2,257) rejettent l'hypothèse nulle de stabilité temporelle des coefficients au seuil de 1%. Ceci implique un changement des conditions d'offre pour les caractéristiques étudiées sur la période d'observation³⁰².

En guise d'illustration, et afin d'observer la déformation des coefficients d'une année sur l'autre, les figures 69 et 70 reproduisent l'évolution temporelle des coefficients de certaines variables issus de régressions hédoniques annuelles. Il s'agit pour les forfaits des caractéristiques *confort*, *facturation détaillée* et *maîtrise*. Pour les cartes prépayées, les durées de *validité en émission* et en

³⁰¹ Pour tester l'hypothèse nulle $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_T = \beta$, beaucoup de tests de stabilité des coefficients vont être proposés à partir des années 1960 parmi lesquels : les tests d'Harvey et Collier (1977), le test de vraisemblance de Quant (1958), le test de Chow (1960) et les tests d'influence de Belsley, Kuh et Welsh (1980).

³⁰² La pondération des régressions par les ventes peut donner une idée sur les changements des préférences des consommateurs (Griliches).

réception sont représentées. L'observation des coefficients estimés montre une déformation des différents coefficients estimés d'une année sur l'autre. Dans certains cas, ils sont même négatifs. Il ressort de ces présentations que, pour les deux types de formules tarifaires, **la valeur des caractéristiques étudiées est décroissante dans le temps**. Cette décroissance peut provenir pour une large part de l'augmentation de la présence de ces caractéristiques dans l'ensemble des formules tarifaires mais aussi de l'apparition de nouvelles caractéristiques dans le temps.

Grâce à ces constats, l'**hypothèse d'instabilité des coefficients durant toute la période d'étude se trouve ainsi confirmée**³⁰³.

Figure 69 : Évolution des paramètres obtenus par régressions annuelles pour les forfaits

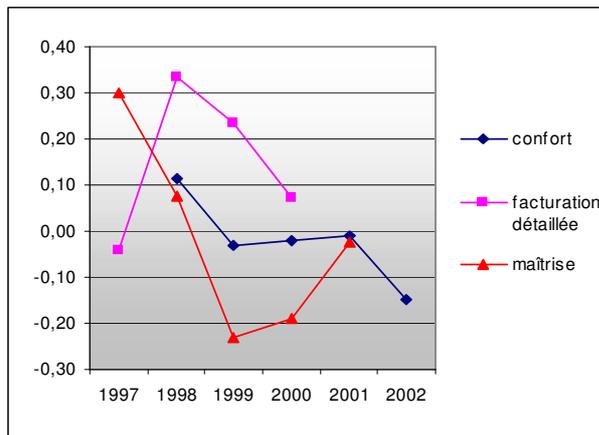
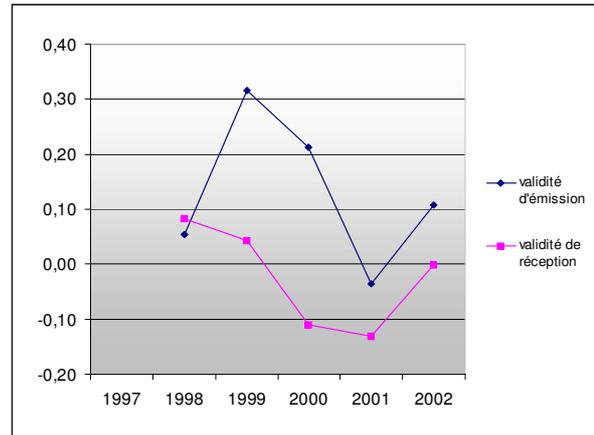


Figure 70 : Évolution des paramètres obtenus par régressions annuelles pour les cartes



³⁰³ Après Griliches (1961), Silver (1999a) et Pakes (2001) présentent des arguments probants en faveur de la thèse selon laquelle les coefficients de régression hédonique qui sont estimés à l'aide de données relatives à la période t devraient dépendre de t .

I.2. REGRESSIONS HEDONIQUES PAR PERIODES ADJACENTES

Des techniques de correction ont été proposées comme solution alternative à la méthode de groupement, *les régressions par périodes adjacentes*. Ces méthodes permettent notamment de tenir compte de l'instabilité des coefficients. Au lieu de grouper toutes les périodes et d'estimer une seule équation, on groupe seulement deux périodes adjacentes à la fois. Un indice de prix en chaîne est ensuite calculé par multiplication de l'antilogarithme pour δ^t issu de chacune des estimations (Berndt, 1991).

En termes plus techniques, ceci revient à suivre la procédure séquentielle suivante : pour 1997-1998, on calcule l'exponentiel de δ_{1998} ; pour 1998-1999, on calcule l'exponentiel de la somme de $(\delta_{1998} + \delta_{1999})$. On continue ceci pour chaque deux années adjacentes, jusqu'à 2002. L'indice de prix ajusté sur la qualité *en chaîne* est donné par l'exponentiel de la somme de $(\delta_{1998} + \delta_{1999} + \dots + \delta_{2002})$.

$$\ln P_i^t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^K \alpha_j X_{ij}^t + \sum_{k=1}^N \beta_k Y_{ik}^t + \sum_{s=1}^M \theta_s Z_{is}^t + \sum_{o=1}^L \lambda_o M_{io}^t + \delta^t D^t + \varepsilon_i^t$$

$$I^{t/t-1} = \exp \delta^{t/t-1}$$

$$Ich^{T/0} = \prod_t I^{t/t-1} = \sum_{t=1}^T \exp \delta^{t/t-1}$$

avec : α_0 la constante qui correspond à la valeur du produit de référence
 X_{ik} la matrice des caractéristiques de base (variables binaires : présence/absence)
 Y_{ij} la matrice des services inclus (variables binaires : présence/absence)
 Z_{is} la matrice des caractéristiques de qualité (variables continues)
 M_o la matrice des opérateurs (variables dummies).
 D^t la variable fictive de temps (variable *dummy*)
 Δ^t le coefficient de la variable dummy temporelle à t par rapport à t-1
 $Ich^{T/0}$ l'indice hédonique en chaîne sur toute la période (t = 1, ..., T)

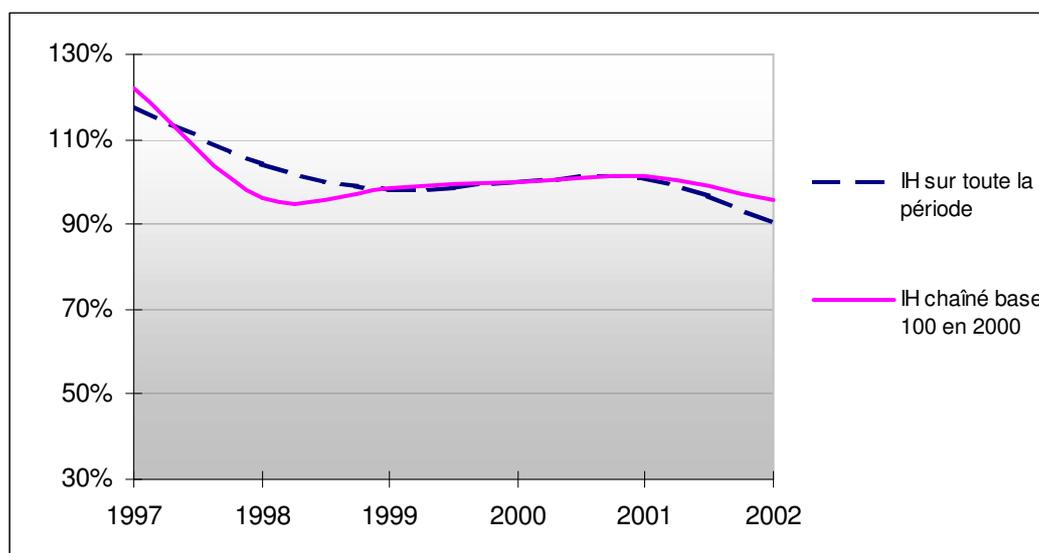
Avec cette approche à variabilité temporelle, l'hypothèse de la stabilité des coefficients devient plus flexible et on laisse ceux-ci varier dans le temps. En outre, d'un point de vue pratique, on écarte le problème d'une révision de toute la série indiciaire après chaque estimation.

I.2.1. FORFAITS

Afin de tester l'effet de l'instabilité temporelle des coefficients estimés sur la variation des prix, nous calculons et comparons les indices des prix issus des régressions par périodes adjacentes à ceux obtenus dans la section précédente par régression sur la période agrégée.

Il convient toutefois de noter que, par souci de stabilisation des régressions, certaines caractéristiques ont été exclues de nos estimations, notamment le « *renouvellement du terminal* » et le « *prêt d'un terminal* »³⁰⁴. De plus, face à la forte corrélation que présente la « *performance technique* » (*QoS*) avec la « *couverture* », nous avons gardé cette dernière comme indicateur de la qualité des réseaux des opérateurs. La caractéristique « *QoS* » a été de ce fait exclue³⁰⁵. Les résultats d'estimations sont présents dans le tableau 32.

Figure 71 : Indices de prix par la méthode à périodes adjacentes et la méthode à regroupement pour les « forfaits » (base 2000=100)



Graphiquement, nous avons présenté la série indiciaire tirée de la méthode des périodes adjacentes ainsi que la série indiciaire issue de la méthode à regroupement à des fins de comparaison (Figure 71). Il ressort de cette comparaison que les deux séries indiciaires sont identiques en valeur et en mouvement excepté pour la période 1997-1998. Ce résultat semble à première vue contradictoire avec nos postulats précédents sur la déformation des coefficients dans le temps. Une explication peut être avancée. L'instabilité des coefficients n'a eu presque aucun effet sur l'indice des prix à cause du rôle très marginal des services à

³⁰⁴ Voir annexe n°3 pour les régressions avant exclusion des ces caractéristiques.

valeur ajoutée dans la formation des prix comme démontré auparavant. La seule divergence entre les deux séries indiciaires concerne la période où la *couverture* a fortement progressé.

De façon générale, le résultat évident de l'application de la technique de régression par périodes adjacentes est que **la stabilité des coefficients ne semble pas avoir d'importance empirique**. En effet, les deux séries indiciaires issues de la régression à regroupement et des régressions par périodes adjacentes sont presque superposées et ne présentent aucune différence significative. L'unique exception est constituée par la baisse de l'indice en chaîne sur la période de 1997-1998 durant laquelle la *couverture* a fortement progressé. La méthode de regroupement ne semble pas saisir cette baisse des prix en maintenant le coefficient des variables de qualité stable sur toute la période. En outre, avec la stabilisation de cette variable de qualité les deux séries indiciaires sont identiques en valeur et en mouvement. Ceci témoigne du rôle marginal des services à valeur ajoutée dans l'explication des mouvements des prix. Car autrement, maintenir les coefficients constants sur plusieurs périodes, doit nécessairement surestimer ou sous-estimer la baisse des prix.

Au final, il est important de signaler que ce constat est conforme aux conclusions de Triplett (2004) sur cette question.

³⁰⁵ Par souci de comparaison, la régression sur la période agrégée a été réestimée en prenant compte de ces modifications.

Tableau 32 : Résultats des régressions par périodes adjacentes pour les « forfaits »

	1996–1997		1997–1998		1998–1999		1999–2000		2000–2001		2001–2002	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
dummy	-.1897	-0.75	-.2162***	-8.98	.00126	0.45	.01570	1.37	.01505	0.66	-.05852**	-3.27
Sfr	-.426***	-5.37	-.2895***	-7.60	-.1547***	-4.53	-.0788**	-3.13	-.1907***	-4.44	-.3173***	-5.12
Bouygues	-.0603	-0.21	-.0342	-0.74	-.0712	-1.63	-.3449***	-9.04	-.3436***	-5.04	-.3588***	-6.20
Perso	(dropped) ^a	.	-.1257	-1.63	-.0871*	-1.78	-.1276***	-3.71	-.1605**	-3.16	-.2791***	-10.09
Intensif	1.1146***	8.89	1.0457***	23.58	1.0936***	49.46	1.1426***	67.99	1.2496***	68.13	1.3560***	65.35
Régulier	.68134***	5.43	.7574***	26.16	.7874***	48.40	.7347***	49.70	.7735***	43.83	.8926***	44.69
Normal	.56535***	13.07	.4447***	19.34	.3554***	23.47	.3475***	24.90	.3977***	23.68	.4817***	25.29
FME_répondeur	(dropped) ^a	.	-.2882***	-5.21	-.0790**	-3.06	.0697**	2.92	(dropped) ^a	.	(dropped) ^a	.
Fax	(dropped) ^a	.	(dropped) ^a	.	.0918*	2.33						
Confort	(dropped) ^a	.	-.0212	-0.47	.0547**	2.94	.0118	0.58	-.0230	-0.60	-.0804*	-1.76
Fac_détaillée	-.04182	-0.67	.1836***	4.92	.1888***	6.93	.1084**	3.29	.1057*	2.10	(dropped) ^a	.
Maîtrise	.30181**	3.38	.1683***	4.31	-.0670**	-2.86	-.2576***	-11.88	-.1286***	-5.16	.0088	0.19
Internet	(dropped) ^a	.	.0735*	2.16	.0597	1.42						
Itinérance	(dropped) ^a	.	(dropped) ^a	.	-.0018	-0.04	.0483*	1.76	.0345	1.40	.1006***	4.20
report min	(dropped) ^a	.	(dropped) ^a	.	.0880**	2.82	.0186	0.90	.0309	1.45	.0113	0.45
Couverture	.00921	1.22	.0066***	4.32	.0164	1.26	-.0248*	-2.08	-.0258	-0.93	(dropped) ^a	.
Constante	2.6800***	5.76	2.8194	17.23	1.6481	1.30	5.7661***	4.98	5.9371*	2.19	3.4389***	51.24
Number of obs	101		300		561		786		805		732	
F	F(9, 91) = 33.34		F(12, 287) = 132.47		F(14, 546) = 367.71		F(14, 771) = 569.50		F(14, 790) = 526.17		F(13, 718) = 540.47	
Root MSE	.17742		.15713		.13418		.14167		.1667		.17917	
Adj R-squared	0.7443		0.8407		0.9016		0.9102		0.9014		0.9056	

***Valeur statistiquement significative au niveau de signification de 1%.

**Valeur statistiquement significative au niveau de signification de 5%.

*Valeur statistiquement significative au niveau de signification de 10%.

(a) La caractéristique en question n'existe pas à la période observée, ou bien c'est une constante parce qu'elle est présente dans toutes les observations.

I.2.2. CARTES PREPAYEES

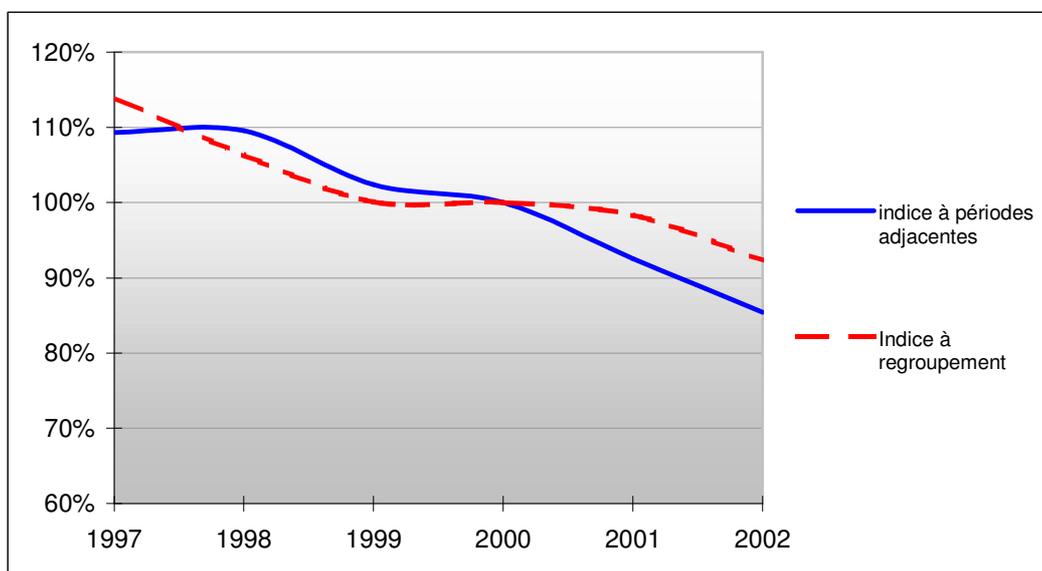
A l'instar de ce qui a été fait pour les forfaits, nous calculons et comparons les indices des prix issus des régressions par périodes adjacentes à ceux obtenus dans la section précédente par régression sur la période agrégée. Les résultats d'estimations sont reportés dans le tableau 33. Il convient toutefois de noter que pour les cartes prépayées, par souci de stabilisation des régressions, nous avons été contraints d'écarter les variables de qualité : la *couverture* et la *performance technique des réseaux*³⁰⁶.

La figure 72 présente les séries indiciaires issues des deux méthodes susmentionnées. Les résultats font voir une divergence entre l'indice à regroupement et celui à périodes adjacentes. Le premier semble exagérer la baisse des prix avec une valeur de -13% pour la période de 1997 à 2000 alors que le deuxième semble l'atténuer avec une baisse qui se chiffre à seulement -9% pour la même période. Ce résultat confirme les critiques qui portent sur la méthode à regroupement selon lesquelles cette technique exagère la baisse des prix. Curieusement, ce résultat s'inverse pour la période 2000-2002. En effet, l'indice par périodes adjacentes affiche une décade plus importante des prix que celle de l'indice à regroupement. Il est clair que sur cette période, un phénomène de réévaluation des caractéristiques s'est déclenché tirant les prix vers le bas. Ceci est probablement dû à la réévaluation des caractéristiques de base, *validité d'émission* et *validité de réception*, qu'on peut d'ailleurs remarquer à travers l'évolution de leurs coefficients respectifs sur la figure 70. La régression à regroupement, en gardant les coefficients de la période de base constants sur le reste de la période, est incapable de capturer ce phénomène.

Au final, deux conclusions méritent d'être soulignées. Premièrement, comparée à la méthode hédonique par périodes adjacentes, la méthode à regroupement semble incapable de rendre compte des phénomènes de réévaluations des caractéristiques par le marché. Ces réévaluations se produisent suite à la disparition/apparition de certaines caractéristiques durant la période observée. Elles se manifestent dans la régression hédonique par la distorsion de la relation prix-caractéristiques et donc par une déformation des coefficients des caractéristiques dans le temps.

³⁰⁶ Voir annexe n°3 pour les résultats des régressions avant d'écarter les variables de qualité.

Figure 72 : Indices de prix par la méthode à périodes adjacentes et la méthode à regroupement pour les « Cartes prépayées »



Nous avons toutefois noté que la divergence entre les séries indiciaires, issues de la méthode à regroupement et de la méthode par périodes adjacentes, concerne plus les cartes prépayées que les forfaits. Cela nous permet d'avancer un constat important. Si les changements de qualité d'un produit concernent des caractéristiques déterminantes du prix (notamment des caractéristiques verticales de la qualité), l'application de la méthode hédonique à regroupement conduit nécessairement à une sous-estimation de la baisse des prix³⁰⁷. Autrement, les deux méthodes sont équivalentes.

³⁰⁷ Sous l'hypothèse d'une augmentation de la qualité.

Tableau 33 : Régressions par périodes adjacentes pour les « cartes prépayées »

	1997-1998		1998-1999		1999-2000		2000-2001		2001-2002	
	Coef.	t								
dummy	.0020	0.08	-.0675	-1.47	-.0235	-0.60	-.0771*	-1.74	-.0804*	-2.18
Sfr	.0633	0.34	-.1142*	1.70	.1681**	2.58	-.2318	-1.90	-.1043*	-1.88
Bouygues	(dropped) ^a		-.2233**	-2.14	.0284	0.40	-.0408	-0.43	-.2529***	-6.06
Soir & WE	(dropped) ^a		-.0539	-1.05	-.0526	-1.29	-.0224	-0.57	.0009	0.04
jour	(dropped) ^a		-.0814	-1.39	-.0563	-1.25	-.0150	-0.27	.0238	0.25
Sur mesure	(dropped) ^a		(dropped) ^a		(dropped) ^a		(dropped) ^a		.0127	0.16
Taille_recharge	.00759***	29.81	.0072***	18.22	.0074***	18.91	.0101***	21.62	.0082***	26.58
Val_émission	.05620	0.55	.2659***	8.54	.2538***	12.00	.0573***	3.31	.0694***	6.42
Val_réception	.08295***	4.81	.0398***	4.77	.0215**	2.31	-.0484	-2.68	-.0026	-0.39
Répondeur	(dropped) ^a		-.0261	-0.03	-.0475	-0.58	(dropped) ^a		(dropped) ^a	
Rduction_n°	.14713**	2.03	-.0428	-0.57	-.0038	-0.05	.3009	1.29	-.0447	-0.85
itinérance	.38349**	3.51	-.0161	0.22	.0667	1.08	(dropped) ^a		(dropped) ^a	
Maîtrise	(dropped) ^a		-.0970	-1.10	.0968	1.51	-.1347	-1.64	-.0640	1.13
Constante	1.6359***	7.07	1.6658***	12.94	1.6448***	15.71	2.532***	11.45	2.3614***	19.66
Number of obs	63		198		303		326		379	
F	F(7,55) = 192.98		F(12,185) = 69.15		F(12,290) = 79.64		F(10,315) = 73.32		F(11,367) = 126.89	
Root MSE	.0718		.21274		.24381		.27864		.22953	
Adj R-squared	0.9559		0.8059		0.7576		0.6899		0.7856	

***Valeur statistiquement significative au niveau de signification de 1%.

**Valeur statistiquement significative au niveau de signification de 5%.

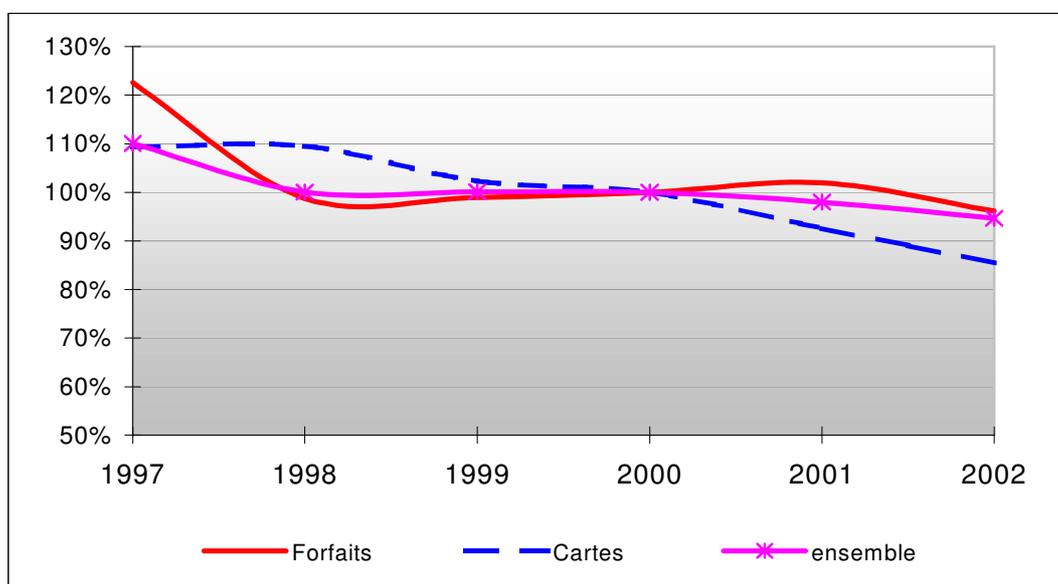
*Valeur statistiquement significative au niveau de signification de 10%.

^(a) La caractéristique en question n'existe pas à la période observée, ou bien c'est une constante parce qu'elle est présente dans toutes les observations.

I.2.3. SYNTHÈSE ET COMPARAISON DE L'ÉVOLUTION DES PRIX DES FORFAITS ET DES CARTES PRÉPAYÉES

Dans ce paragraphe, notre objectif est de comparer les séries indiciaires produites à cette étape du travail pour les deux types d'offres. Les résultats précédents mettent en évidence l'existence de fortes disparités en mouvement et en valeur en terme d'indices des prix pour les forfaits et les cartes prépayées sur la période 1997-2002. La Figure 73 présente les séries indiciaires par périodes adjacentes pour les deux types d'offre. On peut y voir que les forfaits affichent une très forte baisse des prix qui se chiffre à $-27,73\%$ sur la seule période de 1997 à 1998 contre une légère hausse des prix d'environ $+0,22\%$ pour les cartes prépayées sur le même créneau³⁰⁸. Depuis, les deux types d'offres affichent des évolutions clairement opposées jusqu'en 2000. Alors que les cartes entament une baisse des prix de $-9,53\%$ sur la période 1998-2000, les prix des forfaits affichent plutôt une tendance à la hausse de $+6,69\%$ sur le même créneau. Enfin, sur la période de 2000 à 2002, les deux séries indiciaires pour les deux types d'offre se rejoignent en mouvement, malgré une baisse plus prononcée pour les cartes qui se chiffre à $-14,58\%$ contre $-4,27\%$ seulement pour les forfaits.

Figure 73 : L'évolution des prix a été plus marquée pour les cartes que pour les forfaits de 1998 à 2002

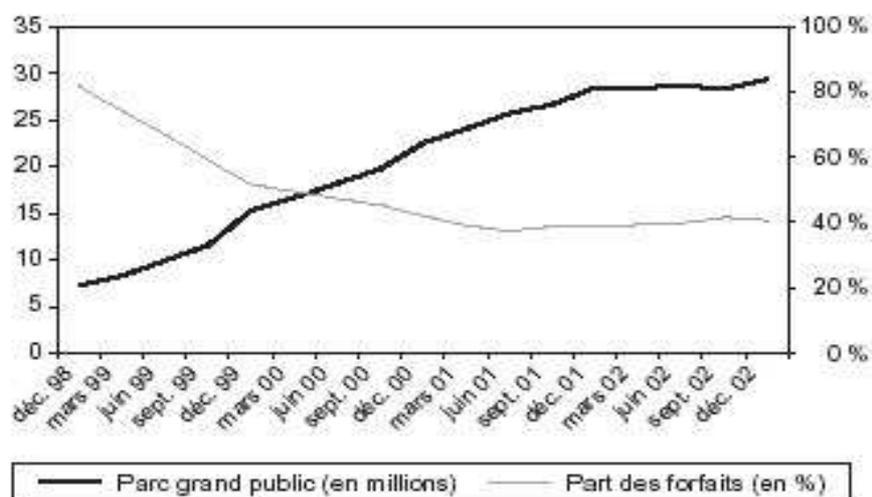


³⁰⁸ A noter toutefois que le manque de données sur les cartes prépayées sur cette période, peut générer un biais dans les indices calculés pour ce type d'offre.

Nous avons aussi calculé un indice d'ensemble³⁰⁹ pour analyser les mouvements des prix sur le marché de téléphonie mobile. Il ressort de cet exercice que l'indice est presque stable sur toute la période de 1999 à 2002. Après une chute de $-10,04\%$ entre 1997 et 1998, les prix se sont effectivement stabilisés : $+0,17\%$ entre 1999 et 2000, puis $-2,08\%$ de 2000 à 2001 enfin $-3,36\%$ entre 2001 et 2002.

En outre, notons que ces résultats nous permettent de formuler un constat important : **les évolutions différenciées des prix entre cartes et forfaits depuis l'année 1998 tendent à infléchir l'accroissement de la part des forfaits sur le reste de la période.** Elles correspondent à un phénomène de substitution des cartes aux forfaits sur la période observée (Figure 74). Après une forte diffusion des cartes dans le grand public dès 1999, les opérateurs avaient optés pour des stratégies leur permettant de transférer une partie d'adeptes des cartes vers les forfaits. Malgré cela, les formules prépayées continuaient à attirer une grande partie d'abonnés. Les stratégies adoptées par les opérateurs ont réussies néanmoins à stabiliser la part des forfaits par rapport à l'offre prépayée. En effet, en 2002, le marché est partagé presque à égalité entre les deux types d'offre (Magnien, 2003). Plusieurs éléments permettent de comprendre ce phénomène de substitution entre cartes et forfaits ainsi que l'évolution de leurs prix respectifs.

Figure 74 : Part grandissante des cartes dans le parc grand public



Source : Magnien, 2003.

³⁰⁹ L'indice d'ensemble est une moyenne géométrique pondérée des indices des deux formules tarifaires. Il est important de signaler toutefois que, faute de disponibilité de données, les pondérations utilisées sont des valeurs approximatives tirées de l'étude de l'INSEE.

D'abord, avec la diffusion de la téléphonie mobile au grand public, les opérateurs proposent en 1997 des nouvelles formules tarifaires plus souples que les forfaits, les cartes prépayées. Ces formules attirent de plus en plus de clients, généralement des faibles consommateurs, au détriment des forfaits. Ce phénomène a perduré jusqu'en 2000, surtout avec les investissements immanents pour les licences de l'UMTS. Les opérateurs ont favorisé la diffusion des cartes prépayées qui génèrent un revenu unitaire inférieur aux forfaits, mais entraînent en revanche l'acquisition de nouveaux clients à moindres coûts.

Toutefois, depuis 2001, les opérateurs sont moins enclins à maintenir dans leur base des petits clients qui communiquent peu. Chacun des opérateurs a décidé de revoir sa stratégie afin d'agrandir la part des forfaits dans le public, plus rémunérateurs pour eux. France Télécom a été le premier en janvier 2002 à réviser à la hausse les prix de sa *Mobicarte*. Celui de la plus petite d'entre elles est passé de 10,7 à 15 euros et a donc augmenté de 40%. Le prix de la minute de communication n'a pas changé, mais le consommateur est invité à consommer plus. D'autant que dans le même temps, France Télécom lançait '*Compte mobile*', un *mini-forfait* pas plus cher mais avec une heure de conversation. Une manœuvre destinée à faire transférer une partie d'adeptes de la *Mobicarte* vers cette nouvelle offre. Bouygues Télécom, pour sa part, a opté pour une stratégie différente mais dont l'objectif est le même. Dès le 1^{er} mars 2002, le prix de ses cartes *Nomad* a baissé de 17% (le prix de la première recharge de 14,48 à 12 euros), mais la durée de validité de réception de la carte est passée de six mois à un seul³¹⁰. SFR, lui, a réduit en juin 2002 la durée de validité de sa carte qui est passée de onze mois à sept mois.

Ces différentes pratiques ont enfin permis de stabiliser la part des forfaits de 2001 à 2002.

Ce constat semble à première vue contradictoire avec nos indices hédoniques qui affichent plutôt une baisse des prix des cartes prépayées sur ce même créneau. Une explication peut être avancée. Pour France Télécom, parallèlement à la hausse des prix de ses cartes, la durée de communications incluse dans celles-ci passe de 15 minutes à 30³¹¹. Idem pour les cartes *Nomad* dont le temps de communication est passé de 20 minutes à 34.

³¹⁰ Bouygues Telecom a perdu des parts de marché sur les deux derniers mois de 2001 en raison de l'abaissement de la durée de validité des cartes de recharge des clients prépayés début 2001 de 12 à 8 mois.

³¹¹ Les cartes avec des plans tarifaires de type Soir & WE incluent 50 minutes de communications pour le même prix.

II. INSTABILITE SPATIALE DES PARAMETRES ET ENSEIGNEMENTS SUR LES STRATEGIES DES OPERATEURS

Après avoir estimé et traité l'hypothèse d'instabilité temporelle des coefficients hédoniques, dans cette partie nous abordons l'hypothèse d'*hétérogénéité spatiale* des paramètres. Dans le cadre de l'approche hédonique, cette hypothèse sur l'instabilité spatiale se réfère à l'hétérogénéité des comportements des firmes.

Ainsi, notre objectif consiste à montrer que les paramètres de la régression hédonique sont susceptibles de varier selon l'opérateur. Ceci joue un rôle important lorsque l'on cherche à comprendre la stratégie des opérateurs en termes de prix et de qualité dans le temps. Nous nous intéressons en particulier au **comportement de Bouygues Telecom en termes de prix vu son handicap par rapport à ses deux concurrents en termes de qualité de réseaux (couverture)**.

Il convient toutefois de noter que les nouvelles estimations se basent sur les modèles qui ont servi aux calculs précédents, sachant que des caractéristiques supplémentaires ont été introduites. Il s'agit notamment des services proposés seulement en option payante à savoir les *SMS*³¹², les *forfaits SMS*, les *numéros préférés* et l'*optimisation de consommation*.

II.1. HYPOTHESE DE STABILITE SPATIALE DES COEFFICIENTS HEDONIQUES

Dans le cas le plus général, on suppose une régression différente pour chaque opérateur. Les notations sont simplifiées de la façon suivante :

$$p_o = x_o' \beta_o + \varepsilon_o \quad (o = Orange, SFR, Bouygues)$$

Où p_o représente l'observation de la variable dépendante pour l'opérateur o , x_o' est le vecteur comportant les observations des k variables explicatives, β est le vecteur des coefficients à estimer. Dans ces conditions, le test d'homogénéité spatiale des coefficients peut être formulé de la façon suivante :

³¹² Les SMS sont apparus en même temps que les systèmes GSM. Toutefois, l'accord d'interopérabilité entre les opérateurs mobiles a eu lieu seulement en 1999.

$$\begin{cases} H_0 : \beta_{(Orange)} = \beta_{(SFR)} = \beta_{(Bouygues)} \\ H_1 : \beta_{(Orange)} \neq \beta_{(SFR)} \neq \beta_{(Bouygues)} \end{cases}$$

Ce test s'effectue grâce au test de Chow (F). Dans la littérature, Dhrymes (1967) a été le premier à utiliser ce test aux fonctions hédoniques afin de vérifier l'égalité des prix implicites des caractéristiques entre firmes³¹³. Nos résultats pour ce test (F=0,0218) suggèrent que nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients entre opérateurs. Autrement dit, **les trois opérateurs mobiles ne semblent pas pratiquer des politiques tarifaires significativement différentes.**

En outre, lorsque nous effectuons les régressions agrégées par opérateur (Tableau 34), la comparaison des coefficients des caractéristiques nous permet d'avancer des constats intéressants en termes de politique de produit.

A titre d'exemple, le marché semble fortement valoriser les services qui permettent une meilleure gestion de la consommation, notamment la *facturation détaillée* et l'*optimisation de consommation*. En effet, comme les formules de Bouygues incluent souvent la *facturation détaillée*, ce service semble être plus valorisé lorsqu'il est inclus dans les formules de Orange. Les formules de SFR ne proposent jamais cette prestation comme service inclus. Le coefficient de cette caractéristique étant supérieur chez SFR que chez Orange et Bouygues. Le marché semble aussi dévaloriser les formules tarifaires ne proposant pas le service *confort*. Cette dépréciation est plus importante pour l'offre SFR (45% des formules SFR proposent ce service contre 80% chez Orange). En outre, nous pouvons avancer que le marché semble plus valoriser les services innovants et peu présents (tel que *Fax* et *Internet* proposés seulement dans les formules PRO de SFR en 2002 et non inclus dans les formules des deux autres opérateurs) ou proposées seulement en options payantes (tels que l'*optimisation de consommation* ou les *n° préférés*) par rapport aux services inclus dans les formules tarifaires³¹⁴.

³¹³ Il est important de rappeler que les coefficients des variables ne peuvent être interprétés comme approximations des valorisations des consommateurs.

³¹⁴ Ces éléments sont importants en terme de *politique de produits* pour les opérateurs. A titre d'exemple, à la lumière de nos résultats, l'opérateur Bouygues doit centrer sa politique sur les caractéristiques de gestion de consommation, car le marché semble beaucoup les valoriser.

Tableau 34 : Comparatif des coefficients des régressions par opérateur

	Orange		SFR		Bouygues	
	Coeff.	t	Coeff.	t	Coeff.	t
D97	.12867	2.26	.1589	1.95	.1283	2.14
D98	-.16366***	-3.51	.0786	1.48	.1156	1.32
D99	-.13131***	-4.12	.0688	1.39	.0646	2.43
D01	-.14015	-4.96	.0303		-.0326	-0.82
D02	-.18272*	-5.16	.0065	0.15	-.0509	-2.22
Perso	.	.	.		-.0406	-1.12
intensif	1.2442***	46.89	1.2072***	73.69	1.2561***	55.63
régulier	.8242***	40.22	.8065***	50.86	.7167***	32.30
normal	.4347***	24.09	.3903***	25.09	.3947***	20.01
Min_gratuites	.	.	.1803**	3.43	.	.
FME_répondeur	-.11022*	-3.16	-.2278***	-9.69	-.0874	-1.00
fax	.	.	.0257	0.50	.	.
Confort	-.021705	-0.75	-.2091	-2.08	.	.
Fac_détaillée	.25071***	6.60	.2974*	2.67	.1836***	5.22
Maîtrise	.029642	1.06	.1889***	4.54	.	.
Internet	.	.	.0595	2.02	.	.
Itinérance	.02947	1.03	.0248	0.54	.0288	0.96
Couverture	.	.	-.0296**	-2.83	-.0009	-0.65
N° préférés	.1433***	5.79	.0004	0.02	.1928***	8.34
Optimisation conso	.2594***	9.37	.		.0787*	2.33
SMS	-.0668	-1.70	.0209	0.53	.	.
Forfaits SMS	-.0771	-2.10	.0303	1.39	.0225	0.57
Constante	3.1377***	59.07	5.6142***	5.74	3.0338***	32.43
Number of obs	689		699		436	
F	F(16, 672) = 322.79		F(19, 679) = 472.65		F(16, 419) = 401.62	
Root MSE	.16014		.13888		.14501	
Adj R-squared	0.8821		0.9277		0.9364	

***Valeur statistiquement significative au niveau de 1%.

**Valeur statistiquement significative au niveau de 5%.

*Valeur statistiquement significative au niveau de 10%.

II.2. INDICATEURS DES STRATEGIES DES OPERATEURS EN TERMES DE PRIX ET DE QUALITE

Les résultats précédents ont mis en évidence les deux cas d'instabilité *temporelle* et *spatiale* des coefficients. Or, comme signalé auparavant, ces deux cas d'instabilité peuvent se manifester simultanément. La simultanéité apparaît dans l'évolution à travers le temps du coefficient en coupes instantanées d'une caractéristique selon l'opérateur, fournissant ainsi des « *indices implicites de qualité* ». Gordon (2004) reproche à la plupart des études menées sur l'ajustement des indices des prix sur la qualité par application de l'approche hédonique de produire uniquement des mesures d'*indices des prix purs*. Selon l'auteur, **des indices implicites de qualité présentés en même temps que des indices de prix purs peuvent fournir des informations sur les stratégies de prix et de qualité adoptées par les firmes.**

Dans cette section, nous souhaitons produire des indices implicites de qualité en même temps que des indices de prix purs par opérateur. Ceci nous permettra d'analyser les comportements des opérateurs en termes de prix et en termes de qualité sur la période étudiée.

II.2.1. INDICES DE PRIX PURS

II.2.1.1. Par opérateur

Comme préalablement démontré, il est préférable d'estimer des régressions par périodes adjacentes afin de produire un indice en chaîne par opérateur. Or, le faible nombre d'observations annuelles par opérateur dans notre base de données ne nous permet pas une telle démarche. Ainsi, nous sommes contraints aux régressions effectuées sur toute la période par opérateur présentées auparavant dans le tableau 34³¹⁵. Les indices de prix purs calculés à partir des coefficients des *dummies* temporelles par opérateur (Tableau 35) montrent qu'il existe clairement deux phases. D'abord, les prix ont beaucoup baissé pour les trois opérateurs de 1997 à 2000. Après cette forte décrue, les prix se sont presque stabilisés sur le reste de la période.

Tableau 35 : Indices de prix hédoniques par opérateur pour les « Forfaits » (base 100=2000)

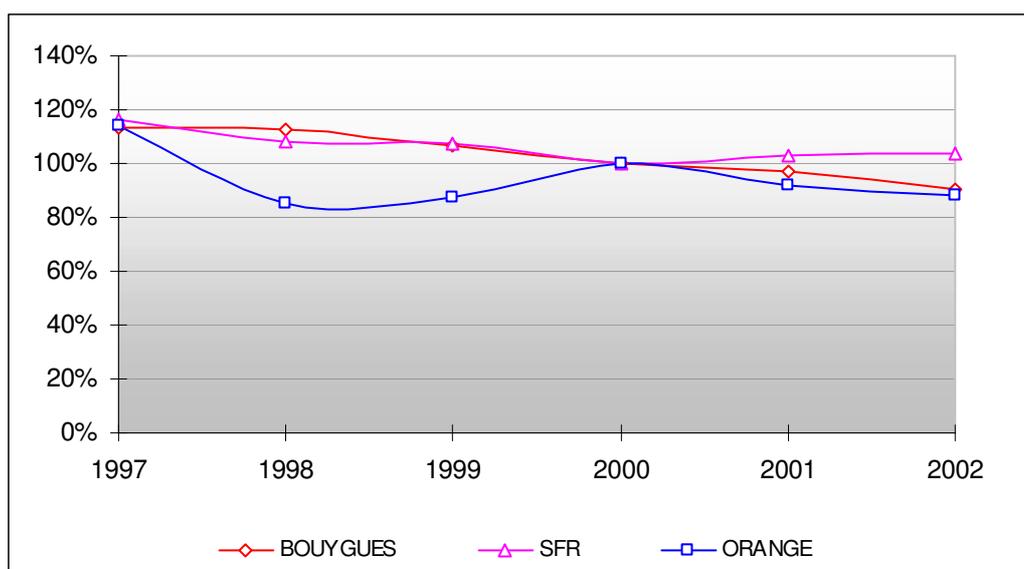
Année	Orange	SFR	Bouygues
1997	113,98%	116.05%	113.70%
1998	85,32%	108.18%	112.26%
1999	87.92%	107.60%	106.68%
2000	100,00%	100.00%	100.00%
2001	91,67%	103.07%	96.79%
2002	87,95%	103.76%	95.04%

En analysant ces évolutions des prix, nous notons que la période qui a connu les baisses d'indices les plus notables est celle de 1997 à 1998 (Figure 75). Sur ce créneau, Orange (Itinéris auparavant) affiche une baisse des prix due à l'apparition de sa nouvelle gamme de forfaits « *Evolution* » qui permet au consommateur d'adapter le produit à ses besoins, sans

³¹⁵ Orange n'offrait aucun forfait en 1996, tandis que SFR avait lancé son premier forfait en novembre 1996. Les régressions seront alors effectuées sur la période 1997-2002.

frais supplémentaires. Cette nouvelle offre -qui se substitue aux forfaits *Décllic*, *Référence* et *Affaire*- représente une baisse des prix de plus de -28% pour les consommateurs. Ensuite, dans les derniers mois de 1997, SFR remplace sa gamme de produits par des nouvelles formules avec une particularité innovante. Les consommateurs bénéficient gratuitement d'un nombre de minutes (à consommer durant le week-end) identique à celui compris dans le forfait auquel les consommateurs se sont abonnés. Ceci s'est traduit par une baisse des prix qui se chiffre à -7,95%. Enfin, Bouygues Telecom, face à la vive concurrence qu'a déclenché son entrée sur le marché, a fait évoluer son forfait de 3 heures de communications locales, adopté dès le lancement de son réseau, d'autant qu'il a proposé des nouveaux forfaits à bas prix. Cependant, aucune baisse notable des prix n'a été enregistrée sur cette période pour l'opérateur (-1,44%). Ce dernier a offert dès son entrée des prix beaucoup plus bas que ceux de ses concurrents. Cette politique tarifaire lui a laissé peu de marge pour effectuer de nouvelles baisses des prix.

Figure 75 : Indices hédonique à regroupement par opérateur pour les « Forfaits »



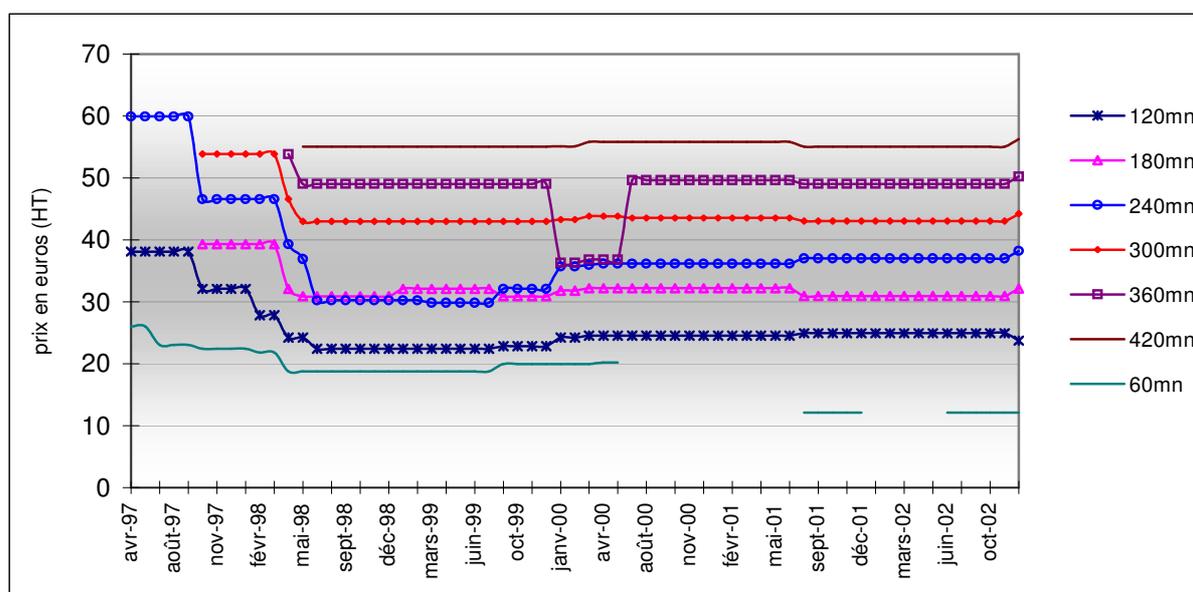
De 1998 à 1999, les prix pour les trois opérateurs sont presque stables. A partir de 1999, plusieurs services à valeur ajoutée sont devenus inclus dans les abonnements sans qu'ils fassent une facturation en sus. Malgré ce fait, Bouygues Télécom affiche une nouvelle baisse des prix de -6,68% sur la période 1999-2000 due à l'apparition de sa nouvelle gamme de forfaits « *Liberté* » puis « *Ultymo* » à bas prix. Les prix des formules SFR affichent une baisse de -7,6% sur la même période. Seul les prix de l'opérateur Orange marquent une augmentation sur la période 1999-2000. Vu la différence en mouvement et en valeur de la courbe indiciaire de cet opérateur par rapport à celles de ses deux concurrents sur toute la

période 1996-2000, nous reviendrons avec une interprétation à part des mouvements des prix de cet opérateur.

Sur le reste de la période, de 2000 à 2002, les prix se sont relativement stabilisés avec une baisse de -4,96% pour Bouygues, +3,76% pour SFR. Seul Orange affiche une baisse des prix de -12,05% probablement due à l'arrivée de sa nouvelle gamme de forfaits « Orange » en remplacement de la gamme « Itinérés » alors plus chère.

Revenons maintenant sur l'évolution des prix pour les formules de l'opérateur Orange. Nous avons vérifié les données en analysant l'évolution des prix moyens par taille consommation pour cet opérateur (Figure 76).

Figure 77 : Évolution des prix moyens par taille de forfait pour Orange



Les résultats montrent d'abord, qu'il y a effectivement une chute des prix entre 1997 et 1998 due au renouvellement de l'opérateur Orange de sa gamme de forfaits. En septembre 1997, l'introduction des forfaits 'Evolutifs' d'Itinérés (qui remplacent les 3 forfaits existants) avec des tarifs d'appels plus faibles a fait chuter les prix. Rappelons que les prix de l'opérateur Orange (Itinérés à l'époque) étaient relativement élevés par rapport à ceux de ses concurrents étant donné qu'à cette période, SFR et Bouygues basaient encore leurs offres sur des zones d'abonnement alors que les forfaits d'Orange sont utilisables depuis n'importe quel endroit en

France³¹⁶. L'opérateur pouvait ainsi se permettre, vu la marge que lui assure la supériorité de son réseau en termes de couverture, d'effectuer des baisses de prix beaucoup plus importantes que ses concurrents. Ensuite, sur la période 1999 à 2000, l'augmentation des prix de l'opérateur Orange peut être expliquée par le remplacement en septembre 1999 des forfaits « *loft* » par une nouvelle gamme de forfaits « *Itinériss* » alors légèrement plus chers. En même temps, l'opérateur a retiré du marché les formules *OLA Temps libre 2h* et *OLA Temps libre 4h* très peu coûteuses par rapport à des formules ayant un volume de communications équivalent. D'ailleurs, presque toutes les formules de l'opérateur marquent une légère augmentation des prix sur cette période.

La stabilisation des prix moyens observés et la multiplication des services à valeur ajoutée inclus dans les forfaits depuis 2000 expliquent la baisse des indices hédoniques sur la période de 2000 à 2002. Toutefois, nous pouvons remarquer sur la figure 76 que les forfaits de 360mn marquent une chute évidente pendant les cinq premiers mois de l'année 2000. Ceci est dû à l'introduction d'une nouvelle gamme de forfaits *Ola Temps libre 6h* durant cette période à un prix très faible par rapport au forfait *Itinériss 6h* existants, alors largement plus chers. Ces forfaits ont toutefois disparu en juin de la même année et les prix moyens reviennent à leur niveau initial du début de l'année.

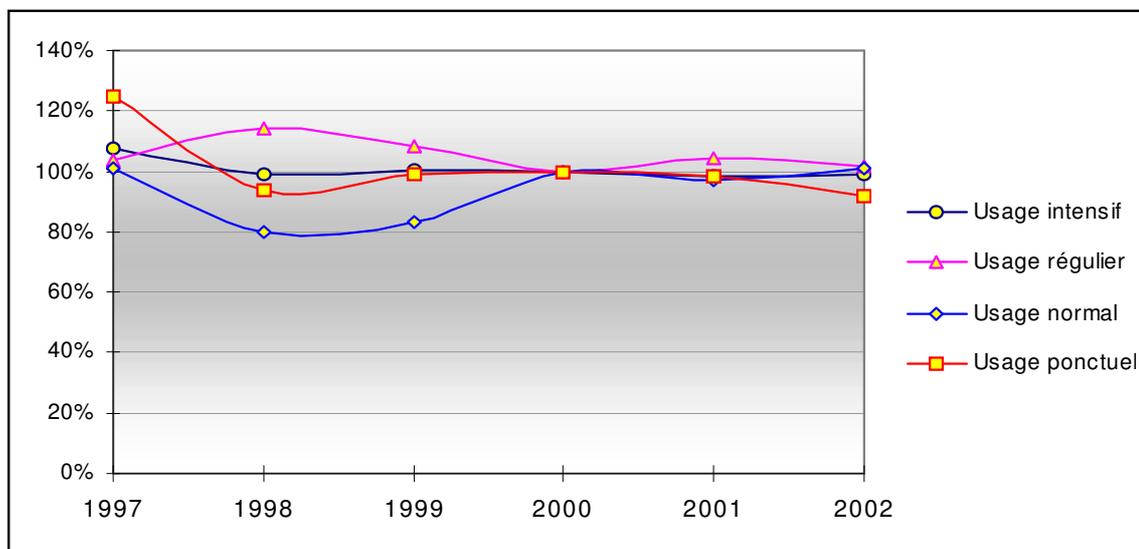
Il est important de souligner que nous ne disposons pas de données sur les ventes par formules. Nos régressions hédoniques sont donc non pondérées et accusent l'inconvénient de donner la même importance à toutes les observations mêmes si certaines sont marginales par rapport à d'autres observations. Les résultats obtenus doivent être de ce fait pris avec précaution.

II.2.1.2. ...et par catégorie de consommation

Dans le même ordre d'idées, il est intéressant de savoir quel type de consommation ces baisses de prix ont concerné le plus. Pour pouvoir y répondre, nous avons estimé des régressions distinctes par taille d'usage. Il ressort de cet exercice que **les opérateurs proposent des baisses de prix, souvent importantes, mais ciblées en vue d'une segmentation plus fine du marché**. D'ailleurs la figure 78 témoigne de cette volonté par une évolution différenciée des prix selon la taille de l'usage.

³¹⁶ Voir Chapitre 4, Section 2.

Figure 78 : Les indices de prix hédoniques par catégorie de consommation



Nous remarquons que sur la période 1997-1998, l'évolution des prix a été favorable aux petits et moyens consommateurs au détriment des grands consommateurs généralement des professionnels à cette période. Ceci témoigne la volonté des opérateurs de stimuler la diffusion de la téléphonie mobile dans le grand public à faible revenu. Nous constatons aussi une très forte augmentation des prix pour l'usage régulier sur la même année. Ceci est dû à l'élargissement de la gamme des forfaits adressés à ce type d'usage avec l'apparition, en plus du seul forfait *SFR 3h+3h* proposés en 1997, des forfaits '*loft*' et '*SFR Pro*' alors plus coûteux. Cependant, à partir de 1998, on remarque une inversion de la tendance des prix selon la taille de consommation devenue plutôt favorable à ceux qui consomment beaucoup. Déjà, les résultats de l'ARCEP sur l'année 1998 (ART, 1999) indiquaient une baisse tendancielle des prix plus marquée pour les « gros » utilisateurs. Ce constat vaut encore en 1999. Ceci est dû à la volonté des opérateurs, après avoir favorisé la diffusion des petites formules permettant l'acquisition de nouveaux clients, d'augmenter le revenu unitaire par abonné (l'ARPU³¹⁷) et ceci en favorisant les formules plus grandes et donc plus rémunératrices. Ensuite, les prix se stabilisent presque en 2001, mais leur évolution devient déjà plus favorable aux consommateurs extrêmes (gros et petits) avec une baisse d'environ -7% pour l'usage ponctuel et de -3% pour l'usage régulier.

³¹⁷ Average revenue per unit.

Les opérateurs semblent ainsi favoriser l'hétérogénéité des structures de consommation (Magnien, 2003). Finalement, il est important de signaler que nos constats sont très proches de ceux avancés par l'INSEE sur ce point.

II.2.2. INDICES IMPLICITES DE QUALITE ³¹⁸

Conceptuellement, l'hypothèse fondamentale de l'élaboration d'un indice de prix est que la variation des prix est le résultat conjugué des purs mouvements des prix et des variations de qualité, que la comparaison soit temporelle ou spatiale.

Ainsi, les mouvements purs des prix par opérateur présentés dans le paragraphe précédent doivent être confirmés par une estimation de l'évolution de la qualité (Dhrymes, 1967). Le différentiel de qualité de l'offre entre deux périodes t et $t+2$ peut être calculé comme suit :

$$\ln P_i^t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j \bar{z}_{ij}^t \quad \text{et} \quad \ln P_i^{t+2} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j \bar{z}_{ij}^{t+2} + \sum_{t+1}^{t+2} \delta^t D_i^t$$

$$\frac{P_i^{t+2}}{P_i^t} = e^{(\delta^{t+1} + \delta^{t+2})} \times e^{\sum_j \beta_j (\bar{z}_{ij}^{t+2} - \bar{z}_{ij}^t)} \quad (5)$$

avec z_j les caractéristiques moyennes j ($j=1, \dots, m$)
 D_i la variable fictive de temps (variable *dummy*)

L'indice des prix observés est ainsi décomposé en un indice de prix pur (premier terme de la partie droite de l'équation 5) et un indice de qualité (deuxième terme de la partie droite de l'équation 5) dit aussi *indice implicite de qualité*³¹⁹.

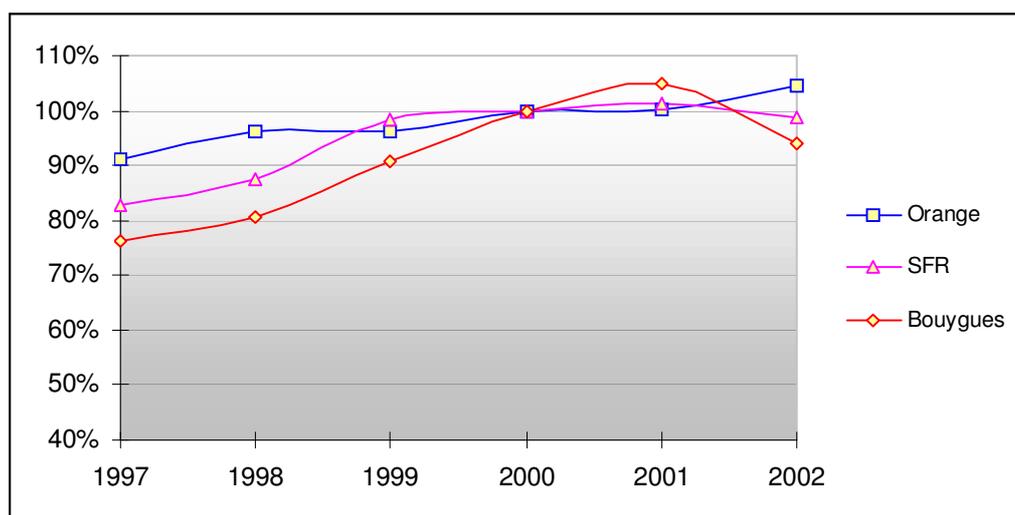
L'*indice implicite de qualité* peut aussi être calculé à partir de l'évolution des coefficients des caractéristiques dans le temps. Il s'agit d'estimer une régression par périodes adjacentes. Les coefficients obtenus seront ensuite utilisés pour pondérer les différentiels des quantités moyennes des caractéristiques entre les deux périodes en question. L'exponentiel du résultat nous fournit une mesure de la variation de qualité. Un indice de qualité global pour toute la période est enfin calculé par multiplication des indices élémentaires.

³¹⁸ Les indices implicites de qualité sont développés à l'origine par J. Dalén et D. Sellwood.

³¹⁹ Voir Bohdan Schultz (1995) « Treatment of changes in product quality in consumer price indices », Papers of the Ottawa Group's Stockholm meeting.

C'est cette deuxième technique que nous avons choisi pour développer une mesure en chaîne du changement du niveau des attributs entre les formules dans le temps et ce pour chaque opérateur. Les résultats de cette démarche sont représentés à la figure 79.

Figure 79 : Comparaison entre les trois opérateurs en terme de qualité pour les forfaits



Rappelons d'abord que l'opérateur **Orange** bénéficiait déjà en début de période d'une avance par rapport à ses concurrents en terme de la caractéristique la plus coûteuse, la *couverture*. L'opérateur paraît dans ce sens comme celui qui a fourni le moins d'effort en terme de qualité sur toute la période. Une légère accélération de l'indice de qualité est toutefois constatée en 2002. Celle-ci est probablement due à l'élargissement de la gamme de l'opérateur ainsi qu'à l'introduction de nouvelles options tels que les forfaits SMS.

Ensuite, pour **SFR**, la période qui a connu la progression de qualité la plus notable est détectée entre 1997 et 1999. Ce phénomène résulte probablement de l'apparition des formules « *Soir & WE* » qui s'est traduite par une augmentation des minutes de communications incluses dans les formules. Depuis, l'indice de qualité de l'opérateur s'est quasiment stabilisé sur le reste de la période.

Enfin, **Bouygues** paraît clairement comme l'opérateur qui a fourni le plus d'effort en terme de qualité³²⁰. Il est important de signaler que cette progression de la qualité est essentiellement due au désavantage de l'opérateur en termes de *couverture*. La progression continue de son

³²⁰ Ce résultat ne signifie pas la supériorité de Bouygues en terme de qualité par rapport à ses concurrents.

indice de qualité sur toute la période 1997-2001 atteste les efforts de l'opérateur pour rattraper son retard en terme de cette caractéristique. La baisse enregistrée sur la période de 2001 à 2002 doit être, néanmoins, interprétée avec précaution. Elle est liée probablement à la disparition des formules PRO³²¹ à partir de juin 2002. Ces offres comprenaient jusqu'à 20 heures de communications et incluaient des options généralement facturées sur ceux-ci³²². A titre d'exemple, la facturation détaillée était incluse dans plus de 62% des formules en 2001 mais seulement dans 23% des formules en 2002.

Tableau 36 : Indices de qualité en chaîne par opérateur pour les « Forfaits »(base 100=2000)

Année	Orange	SFR	Bouygues
1997	90,97%	82,63%	76,22%
1998	96,28%	87,45%	80,67%
1999	96,36%	98,53%	90,70%
2000	100,00%	100,00%	100,00%
2001	100,36%	101,29%	104,99%
2002	104,62%	98,68%	94,21%

En global, la qualité des formules d'Orange a évolué de +15% en 2002 par rapport à celles proposées en 1997, de +19,43% et de +23,6% respectivement pour SFR et Bouygues. Une remarque qui amorce la comparaison entre les opérateurs, est à faire en ce qui concerne les commentaires et les déductions que nous venons de mettre en évidence. Ces derniers ont l'inconvénient d'être particuliers aux choix des paramètres qui ont servi dans les régressions. Une étude dont la portée est plus générale peut être réalisée avec des données plus complètes, surtout en terme de caractéristiques de qualité telle que la qualité de la facturation et la qualité de l'assistance assurée par le service clientèle, etc.

En conclusion, dans cette section, nous avons montré que l'instabilité des paramètres revêt deux aspects. D'une part, un phénomène de réévaluations des caractéristiques se produit suite à la disparition/apparition de certaines caractéristiques durant la période observée. Il se manifeste dans la régression hédonique par la distorsion de la relation prix-caractéristiques et

³²¹ Bouygues a simplifié son offre en proposant une nouvelle gamme de forfaits « *Evolutifs* ».

³²² La comparaison des formules qui disparaissent et celles qui les remplacent est au cœur de la problématique de la qualité. Ceci va être étudiée dans la section suivante.

donc par une déformation des coefficients estimés dans le temps. D'autre part, dans le cas d'une instabilité spatiale, nous avons pu montrer que les trois opérateurs français n'ont pas de politiques tarifaires significativement différentes. Ils proposent toutefois des baisses de prix, souvent importantes, mais ciblées en vue d'une segmentation de plus en plus fine du marché.

De façon générale, en dépit de ses qualités, la méthode hédonique directe par périodes adjacentes, accuse deux inconvénients principaux. Tout d'abord, il subsiste le risque que les coefficients des caractéristiques puissent changer même entre deux périodes adjacentes proches (Triplett, 2004). De plus, Griliches (1971) a remarqué que la méthode hédonique à variable temporelle fournit un indice de prix qui n'est pas en conformité avec la théorie traditionnelle des nombres indices³²³. La littérature hédonique propose une autre méthode qui permet de palier à ces deux inconvénients. Elle fera l'objet de la section suivante.

³²³ Voir chapitre 3 pour une explication détaillée de cet inconvénient.

SECTION 3 : METHODE « D'INDICES DE PRIX DES CARACTERISTIQUES »

Une deuxième méthode hédonique, la *méthode d'indices de prix des caractéristiques*³²⁴ utilise les coefficients des caractéristiques issus de la régression hédonique dans des formules d'indices conventionnels (Fixler et Zieschang, 1992 et Feenstra, 1995). De tels indices ont été présentés pour la première fois par Griliches (1964) qui a calculé des indices de Laspeyres et de Paasche pour les indices des caractéristiques des automobiles. Cette méthode échappe essentiellement à la critique de stabilité temporelle des coefficients. En outre, elle est en relation directe avec la théorie classique des nombres indices³²⁵.

L'objectif de cette section est de **construire des indices de caractéristiques, en particulier un indice superlatif de Fisher pour les services de la téléphonie mobile.**

Estimation d'indices hédoniques superlatifs

A l'instar de Prud'homme et Chowhan (2004), nous avons calculé des indices hédoniques en deux étapes. Il s'agit d'abord, de générer des coefficients de caractéristiques obtenus par estimation de régression distincte pour chaque période à laquelle un indice est calculé. Ensuite, les coefficients estimés sont utilisés pour la construction des indices de Laspeyres (L) et de Paasche (P). Gillingham (1975) a corroboré la pratique qui consiste à construire une moyenne géométrique des ces deux indices calculés au moyen d'équations hédoniques semi-logarithmiques. Nous calculons ainsi un indice de prix superlatif de Fisher (F) pour les services de téléphonie mobile.

³²⁴ Voir chapitre 3 pour les différentes appellations de cette méthode.

³²⁵ Voir Chapitre 3.

Rappelons d'abord que l'indice de Laspeyres se sert des caractéristiques de la période de référence (z_j^{t-1}) comme base tandis que l'indice de Paasche utilise les caractéristiques de la période comparée (z_j^t) comme base. L'application d'une moyenne géométrique des indices de Laspeyres et de Paasche implique que les valeurs moyennes des caractéristiques pour la période de base et la période comparée sont utilisées de façon symétrique³²⁶. La procédure de construction des trois indices Laspeyres, Paasche et Fisher peut être résumée par les équations suivantes :

$$\begin{aligned} \log \hat{p}_i^{t-1} &= \sum_j \beta_j^{t-1} z_{ij}^{t-1} \quad \text{et} \quad \log \tilde{p}_i^t = \sum_j \beta_j^t z_{ij}^t \\ \log \hat{I}^{t/t-1} &= \sum_j \hat{\beta}_j^t \bar{z}_{ij}^{t-1} - \sum_j \hat{\beta}_j^{t-1} \bar{z}_{ij}^{t-1} \quad \Rightarrow \quad L^{t/t-1} = e^{\sum_j (\hat{\beta}_j^t - \hat{\beta}_j^{t-1}) \bar{z}_{ij}^{t-1}} \\ \log \tilde{I}^{t/t-1} &= \sum_j \hat{\beta}_j^t \bar{z}_{ij}^t - \sum_j \hat{\beta}_j^{t-1} \bar{z}_{ij}^t \quad \Rightarrow \quad P^{t/t-1} = e^{\sum_j (\hat{\beta}_j^t - \hat{\beta}_j^{t-1}) \bar{z}_{ij}^t} \\ FT^{t/t-1} &= \sqrt{L^{t/t-1} \times P^{t/t-1}} = \sqrt{e^{\sum_j (\hat{\beta}_j^t - \hat{\beta}_j^{t-1}) \bar{z}_{ij}^{t-1}} \times e^{\sum_j (\hat{\beta}_j^t - \hat{\beta}_j^{t-1}) \bar{z}_{ij}^t}} \\ &= e^{\frac{1}{2} \left[\sum_j (\hat{\beta}_j^t - \hat{\beta}_j^{t-1}) (\bar{z}_{ij}^{t-1} + \bar{z}_{ij}^t) \right]} \end{aligned}$$

Avec $\hat{\beta}_j^{t-1}$: coefficient estimé de la caractéristique j à la période t-1

$\hat{\beta}_j^t$: coefficient estimé de la caractéristique j à la période t

\bar{z}_j^{t-1} : moyenne de la caractéristique j à la période t-1 (ou la proportion de la variable binaire)

\bar{z}_j^t : moyenne de la caractéristique j à la période t (ou la proportion de la variable binaire)

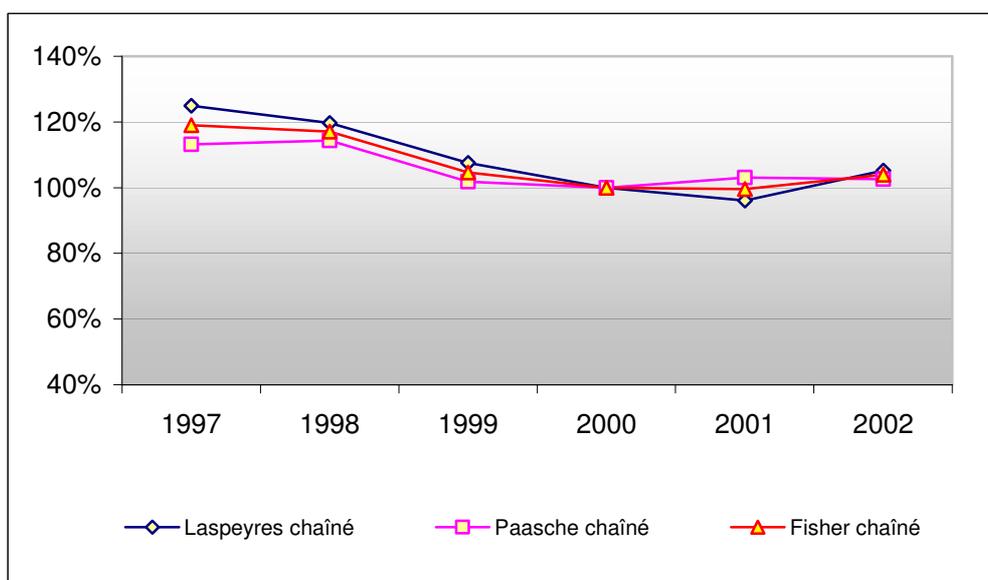
L'indice de Laspeyres maintient constantes les caractéristiques de la période de base, alors que l'indice de Paasche maintient constantes les caractéristiques de la période comparée (ou courante). Donc la différence entre les deux indices est expliquée par la manière dont les caractéristiques changent dans le temps ($\bar{z}_j^t - \bar{z}_j^{t-1}$). Comme préalablement démontré dans le chapitre 1, les indices superlatifs se distinguent essentiellement par le fait qu'ils permettent d'utiliser de façon symétrique l'information des deux périodes. Ainsi, l'indice de Fisher, étant

³²⁶ Les propriétés de ces trois indices sont décrites de façon détaillée au chapitre 1.

la moyenne géométrique des indices de Laspeyres et de Paasche, sa valeur devrait être systématiquement comprise entre celles de ces deux indices.

Cependant, il est important de signaler que la méthode n'a pas permis d'aboutir à des résultats convaincants en ce qui concerne les cartes prépayées. Nous étions de ce fait obligé de restreindre son application aux forfaits dont les résultats sont présentés ci-dessous.

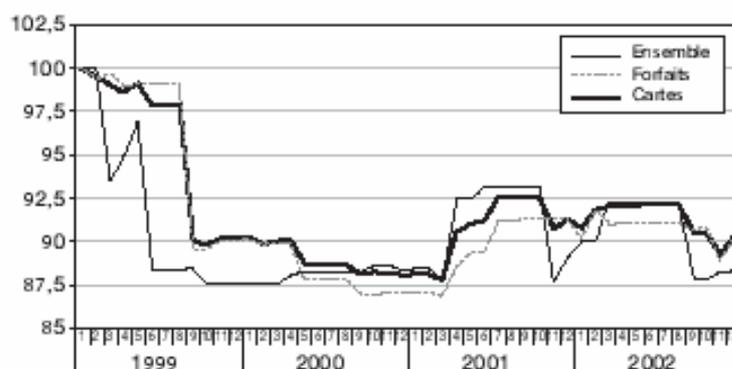
Figure 80 : Indices de « Laspeyres », « Paasche » et « Fisher » en chaîne pour les forfaits



Le premier résultat notable de cet exercice est que les séries indiciaires de Laspeyres Paasche et de Fisher semblent très proches en mouvement de celles obtenus auparavant avec la méthode par périodes adjacentes. On observe clairement deux phases (Figure 80).

On note une très forte baisse des prix sur la période de 1997 à 2000, suivie d'une stabilité des prix sur le reste de la période pour les trois indices. L'indice de Fisher affiche une baisse de $-18,97\%$ sur toute la période (comparée à une baisse d'environ $-23,37\%$ avec la méthode par périodes adjacentes pour le même créneau). La baisse la plus importante concerne la période 1998-1999 avec une valeur de $-12,42\%$. Le même indice marque toutefois une légère hausse de $+3,91\%$ sur la période 2000-2002 (comparée à $+4,56\%$ avec la méthode par périodes adjacentes).

Figure 81 : Indices par type d'engagement : Dépense minimale, Laspeyres chaînés mensuellement



Source : Insee, Département des comptes nationaux.

Il est important de signaler que nos résultats sont très proches en valeur de ceux de l'INSEE³²⁷ (Figure 81). Un indice de Laspeyres chaîné mensuellement pour les forfaits sur cette période indique une augmentation des prix d'environ +4% en 2001. Les prix se sont quasiment stabilisés ensuite sur l'année 2002. Notre indice de Laspeyres chaîné indique une hausse de +3,06% en 2001 et une baisse négligeable de -0,48% en 2002. Cette similitude des résultats est d'autant plus intéressante qu'elle permet de corriger certaines idées fausses sur les méthodes hédoniques. En effet, plusieurs pensent que, comparée à d'autres méthodes, l'utilisation de la méthode hédonique entraîne toujours une baisse du taux de variation des prix³²⁸.

³²⁷ La comparaison de nos résultats à ceux de l'Insee doit être nuancée par le type de chaînage utilisé (annuel dans notre travail, mensuel pour l'Insee).

³²⁸ L'habillement, et les magnétoscopes à cassettes constituent des exemples d'articles pour lesquels l'application des méthodes hédoniques a mené à des taux plus élevés de croissance des prix.

SECTION 4 : TECHNIQUE DES ECHANTILLONS APPARIES

Dans cette dernière section, nous appliquerons et évaluerons la méthode de détermination des prix par échantillons appariés aux fins de l'élaboration d'une série indiciaire des prix des systèmes mobiles. Il s'agit essentiellement de vérifier si cette méthode constitue une solution de rechange à la méthode hédonique. L'objectif de cette section revient alors à tester la proposition suivante :

***Proposition 3 :** Si les articles sont disponibles au cours de chacune des périodes examinées, les techniques traditionnelles d'appariement (matching) peuvent, sous certaines conditions, donner des résultats similaires à ceux donnés par les régressions hédoniques pour calculer un indice élémentaire ajusté en fonction de la qualité.*

Nous aborderons les deux difficultés rencontrées lors de l'élaboration d'un indice apparié : la dégradation de l'échantillon et l'apparition de nouveaux produits et leurs impacts respectifs sur la qualité de l'indice produit.

I. MODIFICATION DE L'ECHANTILLON ET APPARITION DE NOUVEAUX PRODUITS

Le grand avantage de la méthode d'appariement réside dans la simplicité de sa description et de son application. Il s'agit de rapporter les uns aux autres les prix d'un même article dans des périodes successives. Comme un tel indice sera uniquement fondé sur des rapports de prix, l'appariement des articles ne fera voir aucune évolution des caractéristiques des produits, dont on se trouve à garder la qualité constante (Barzyk et MacDonald, 2001). Il s'agit toutefois d'une mesure très restrictive pour les services de téléphonie mobile, que l'on peut le mieux qualifier d'*hétérogènes*. En effet, les spécifications des formules tarifaires changent fréquemment, des nouvelles formules peuvent apparaître sur le marché et d'autres sont abandonnées pendant la période d'étude. Ces différents phénomènes se traduisent dans la procédure de construction d'un indice par deux difficultés majeures : **la dégradation de l'échantillon due à la disparition de certains produits et la problématique des nouveaux produits.**

D'un point de vue opérationnel, avec la méthode d'appariement le problème des « nouveaux » produits est aisément traité. En effet, par sa constitution même, cette technique assure une constante actualisation de l'échantillon à mesure qu'apparaissent de nouvelles variétés de produits. Cependant, on se trouve à inclure tous les modèles qui apparaissent sur le marché pour au moins deux périodes, bien qu'ils puissent ne pas être représentatifs. Afin de résoudre ce problème, il suffit de donner plus de poids à certains modèles que d'autres. Dans notre cas, faute de disponibilité de données sur les ventes, nous avons opté pour une solution alternative qui consiste à écarter de notre échantillon les modèles que nous avons jugés non représentatifs³²⁹. La dégradation de l'échantillon est cependant plus complexe à traiter.

I.1. DEGRADATION DE L'ECHANTILLON

Pour rendre compte de l'étendu du problème qu'implique la disparition de certaines formules de notre échantillon, notre technique d'appariement repose sur celle proposée par Turvey (1999) ainsi que sur les recommandations de Triplett (2004). Il s'agit de garder constantes les caractéristiques des modèles dans le temps afin de permettre le plus d'appariement possible. Le tableau 37 pour les forfaits (respectivement tableau 38 pour les cartes) livre les taux d'appariement réussis de mois en mois, ainsi que pour toute la période. Le taux d'appariements réussis en moyenne mensuelle est d'environ 82% pour les forfaits (86% pour les cartes)³³⁰. **Ces taux élevés d'appariements réussis témoignent que la technique d'appariement constitue un compromis acceptable entre le maintien de la continuité chronologique des données et la mise à jour de l'échantillon.**

Il est toutefois important de signaler que ce résultat est dû essentiellement à la fréquence de l'appariement étant donné que l'effet de déperdition de l'échantillon est cumulatif. En effet, le phénomène des changements de produits serait plus prononcé à intervalles trimestriels ou annuels. On le voit bien si l'on compare les échantillons du premier et du dernier mois d'une même année. Le taux moyen d'appariement sur 12 mois s'établit à 16,94% pour les forfaits (respectivement 21,53% pour les cartes). Ainsi, 83,06% des forfaits (respectivement 78,47% de cartes) disparaissent en l'espace de 12 mois.

³²⁹ Comme nous l'avons déjà expliqué dans la deuxième section du chapitre 5, les formules tarifaires qui ne restent sur le marché que quelques mois ont été écartés.

³³⁰ Ceci revient à calculer l'indice, de mois en mois, en se reportant à 8 modèles sur les 10 du mois précédent. Un taux de 100% veut dire que les deux mois n'ont pas vu de nouveaux modèles en appariement.

Tableau 37 : Taux d'appariement mensuel réussis des observations pour les « Forfaits » sur le marché GSM des systèmes mobiles français

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Jan-fév	#	100%	96,96%	88,52%	100%	100%	100%
Fév-mars	#	100%	100%	79,68%	97,50%	100%	82,85%
Mars-av	#	38,46%	94,11%	100%	78,04%	91,1%	100%
Avr-mai	#	100%	58,82%	100%	84,33%	33,8%	83,58%
Mai-juin	#	96,29%	82,05%	100%	95,12%	97,22%	100%
Juin-août	#	100%	97,77%	100%	100%	67,60%	84,37%
Août-sept	100%	100%	100%	33,33%	100%	100%	34,37%
Sept-oct	33,33%	45,16%	90,90%	100%	82,92%	100%	100%
Oct-nov	100%	100%	86,27%	100%	100%	100%	100%
Nov-déc	72,7%	96,96%	100%	98,70%	100%	100%	85,33%
Janv-déc	11,11 %	27,58 %	0 %	14,70 %	37,03 %	25,33 %	2,85 %

Source : calcul de l'auteur.

Tableau 38 : Taux d'appariement mensuel réussis des observations pour les « Cartes prépayées » sur le marché GSM des systèmes mobiles français

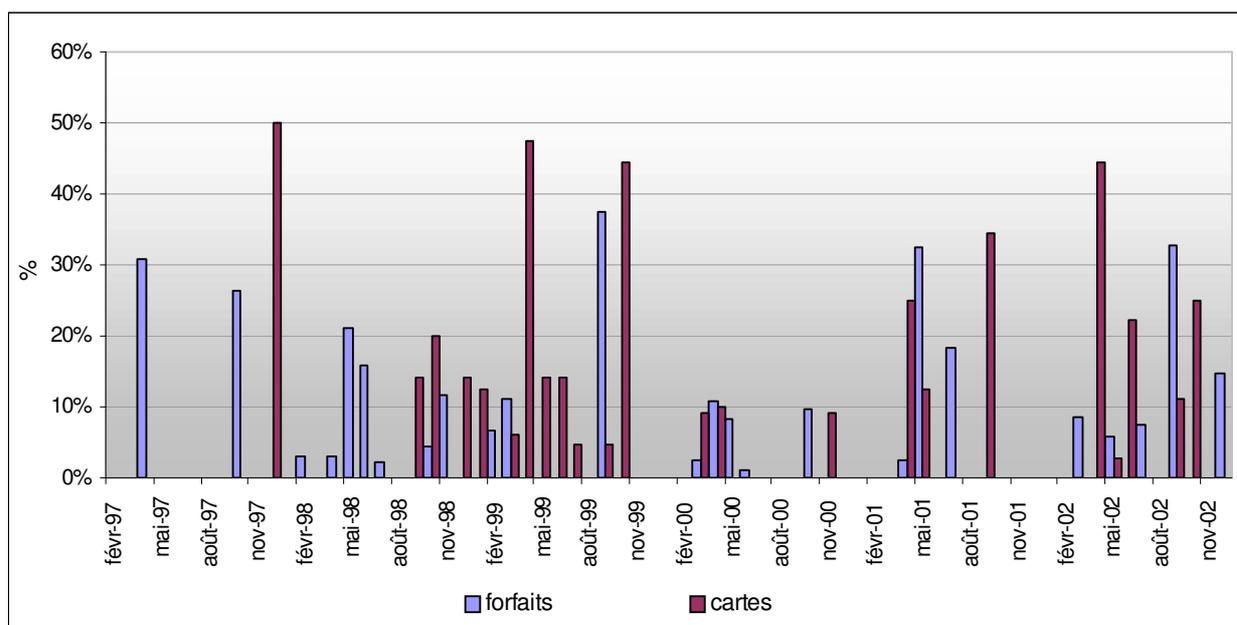
	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Jan-fév	#	100%	87,50%	100%	100%	100%
Fév-mars	#	100%	28,57%	93,33%	100%	100%
Mars-av	100%	100%	76,92%	82,75%	43,75%	27,77%
Avr-mai	100%	100%	76,92%	80%	80%	95,38%
Mai-juin	100%	100%	92,30%	100%	100%	57,14%
Juin-août	100%	85%	92,30%	100%	100%	100%
Août-sept	100%	60%	18,75%	100%	26,66%	80,95%
Sept-oct	100%	100%	91,42%	87,50%	100%	57,14%
Oct-nov	33,33%	85,71%	100%	100%	100%	100%
Nov-déc	100%	75%	100%	100%	100%	83,33%
Janv-déc	50 %	18 %	0 %	54,54 %	0 %	6,66 %

Source : calcul de l'auteur.

I.2. L'APPARITION DE NOUVEAUX PRODUITS

Les résultats présentés dans le paragraphe précédent nous permettent de constater la discontinuité des modèles due principalement à l'obsolescence des certaines formules, elle-même due à l'apparition de nouvelles offres sur le marché.

Figure 82 : Nouveaux modèles en proportion de tout l'échantillon mensuel pour les Forfaits et les Cartes



La figure 82 indique sommairement le nombre de nouvelles formules en proportion de l'échantillon total de chaque mois. Les nouvelles formules représentent en moyenne 6,5% de l'échantillon pour un mois quelconque pour les forfaits³³¹ (respectivement 7,31% pour les cartes). Or, il est évident que si nous prenons en compte toutes les caractéristiques du marché, cette proportion serait bien supérieure. En effet, plusieurs caractéristiques qualitatives (notamment les services disponibles seulement en options payantes), la *performance technique des réseaux*, ect., n'étant pas incluses dans l'analyse³³².

En outre, nous observons que le phénomène d'apparition de nouvelles formules est plus prononcé pour les cartes prépayées que pour les forfaits, notamment pour l'année 1999. C'est notamment la période pendant laquelle la formule *prépayée* a enregistré une grande diffusion

³³¹ Il y a certains mois sans nouveaux modèles en appariement.

³³² A des fins de comparaison, les variables utilisées pour effectuer l'appariement sont celles utilisées dans l'approche hédonique. Or, comme signalé à plusieurs reprises, notre échantillon ne couvre pas toutes les caractéristiques des services mobiles qui permettent de donner une mesure exacte de la qualité de ces derniers.

parmi le grand public. D'après l'INSEE (2002), le « prépayé » contribue à 72% de la croissance nette du parc entre 1999 et 2000.

Au final, il serait intéressant de vérifier **quelle incidence peuvent avoir ces deux phénomènes, disparition et apparition de formules, sur les mouvements de l'indice de prix.**

II. IMPACT SUR LES MOUVEMENTS DE L'INDICE

Selon Turvey (2001), un indice de prix sera biaisé dans deux cas. Premièrement, si l'arrivée de nouveaux produits d'une meilleure qualité ne fait pas baisser les prix. Deuxièmement, si les nouveaux produits qui apparaissent sur le marché sont plus coûteux que les anciens sans que la qualité ait évolué pour autant.

Ces deux points correspondent respectivement aux propositions 4 et 5 que nous souhaitons tester dans cette section.

***Proposition 4 :** la substitution de nouveaux modèles aux anciens influe les caractéristiques qui définissent la qualité des produits dans l'échantillon et, de là, le mouvement des prix ajustés sur la qualité.*

***Proposition 5 :** le nombre élevé de « turnover » des modèles n'est pas nécessairement associé avec un « turnover » des attributs.*

Nous avons calculé pour ceci un indice des prix par moyenne géométrique en chaîne appliquée aux valeurs relatives des prix des échantillons appariés pour les forfaits et les cartes prépayées.

II.1. LES SERIES INDICIAIRES

II.1.1. LES DEUX METHODES HEDONIQUE ET D'APPARIEMENT DONNENT DES RESULTATS SIMILAIRES POUR LES FORFAITS

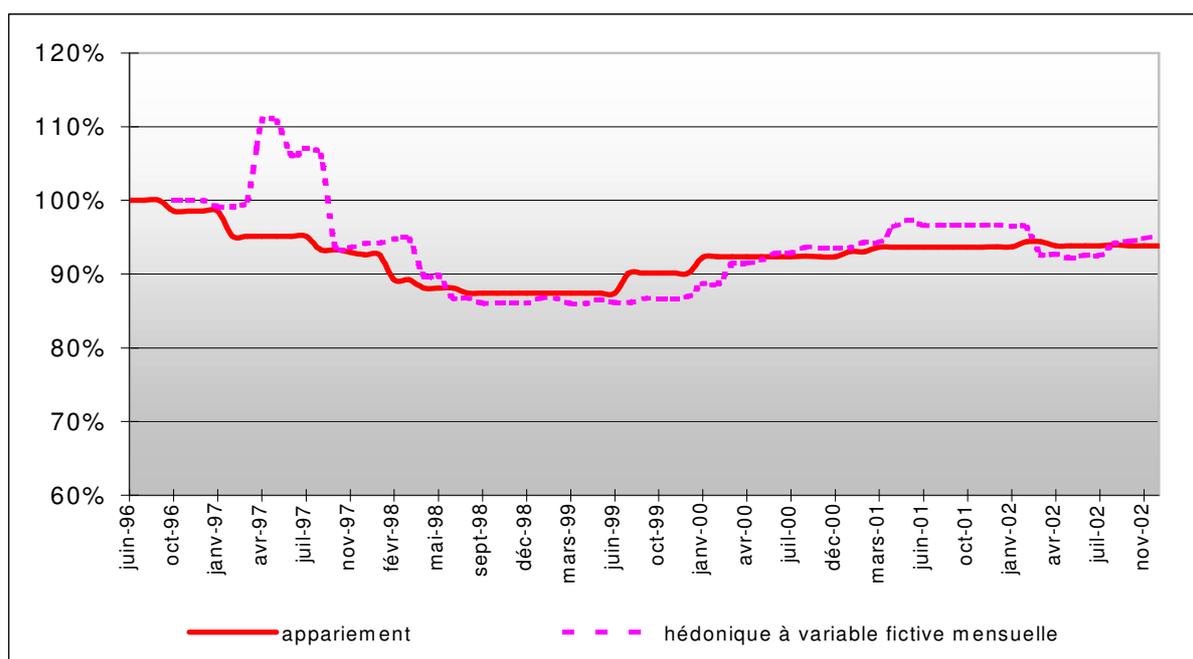
Les indices de prix obtenus avec la technique d'appariement sont présentés à la figure 83. On peut y voir que les prix ont beaucoup décliné en valeur relative dans les dix premiers mois de

notre période d'étude³³³. Les prix se sont toutefois stabilisés à partir de l'année 2000 jusqu'en fin de période et ce à un niveau plus faible que celui de 1996.

A des fins de comparaison, nous avons reproduit dans la figure 83 la série indiciaire obtenue par la méthode hédonique par périodes adjacentes³³⁴. Il ressort de cette comparaison que les séries indiciaires issues des deux méthodes sont très proches en valeurs et en mouvement pour les forfaits. En effet, les prix ont baissé jusqu'en 1998 de -14% environ pour l'indice par appariement, très près de la valeur de -13% affichée par l'indice hédonique pour la même période. Depuis, les prix se sont stabilisés jusqu'en 1999 pour croître ensuite pour les séries issues de ces deux méthodes.

Il est important de signaler toutefois que nous avons pu minimiser le biais dû à l'apparition de nouvelles formules et du changement de qualité grâce à un échantillonnage très fréquent (mensuel).

Figure 83 : Indices par les méthodes d'appariement et hédonique à variables fictives mensuelles pour les « Forfaits »



³³³ Cette décroissance correspond à l'apparition de nouvelles formules tarifaires.

³³⁴ Notons toutefois que nous avons recalculé un indice hédonique mensuel à périodes adjacentes afin de pouvoir le comparer à l'indice mensuel d'appariement.

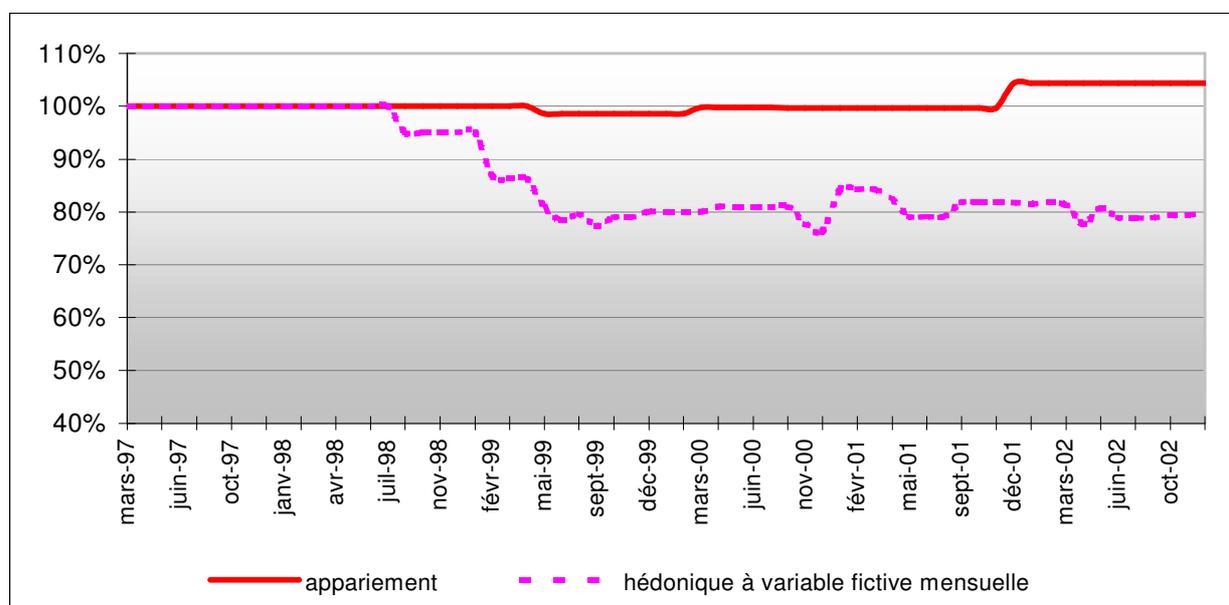
D'une façon générale, le résultat le plus notable de cet exercice est que l'indice par appariement est une approximation proche de l'indice hédonique (Yu et Prud'homme, 2004). Ce résultat remet en cause l'idée selon laquelle les méthodes hédoniques s'opposent aux méthodes classiques d'appariement (Fixler et *al.*, 1999).

II.1.2. LA METHODE D'APPARIEMENT SOUS-ESTIME LES VARIATIONS DE QUALITE POUR LES CARTES

Par suite du calcul des séries indiciaires issues des deux méthodes hédonique et d'appariement, les résultats observés à la figure 84 font voir une divergence croissante entre les deux indices pour les cartes prépayées, excepté pour les dix premiers mois de la période. En effet, alors que les indices hédoniques indiquent une forte décreue des prix de $-20,35\%$ sur toute la période, la méthode d'appariement conduit à une augmentation des prix d'environ $+5\%$.

Le niveau de qualité semble en sous-estimation par la méthode d'appariement et le problème s'aggrave à mesure qu'avance la période. Ce phénomène peut être expliqué en analysant les nouveaux produits qui apparaissent sur le marché.

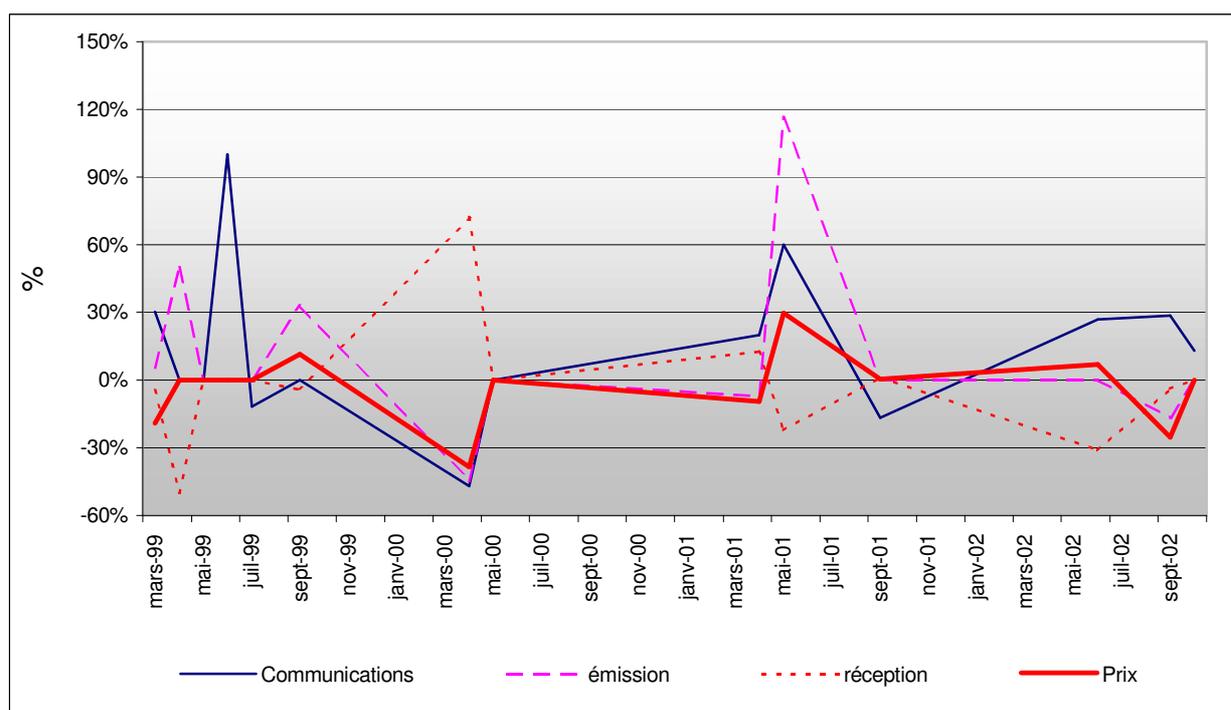
Figure 84 : Indices par les méthodes hédonique et d'appariement pour les « Cartes prépayées »



II.2. COMPARAISON DES MODELES NOUVEAUX ET ANCIENS

La procédure normale qui permet de mieux cerner le biais de changement de qualité serait de comparer les nouvelles formules qui entrent dans l'échantillon aux anciennes formules qui le quittent. Rappelons que l'application de la méthode d'appariement implique que la différence de prix entre les formules nouvelles de remplacement et les formules anciennes en disparition équivaut exactement à la différence de qualité³³⁵. Afin de vérifier cette hypothèse, nous avons calculé les variations en pourcentage de la variable *prix* ainsi que celles des trois caractéristiques qualitatives les plus importantes pour les cartes prépayées entre les formules qui disparaissent au mois *m* et les nouvelles formules de remplacement. Il s'agit notamment du *nombre de minutes de communication*, de la *validité en émission* et de la *validité en réception*. Les mesures ont été effectuées pour les 22 mois durant lesquels nous avons pu observer des remplacements de formules³³⁶. Nous présentons les résultats à la figure 85³³⁷.

Figure 85 : Différence de Prix, de nombre de minutes de communications, de validité en émission et en réception entre les nouvelles et anciennes formules non appariés (en %) pour les « Cartes prépayées »



³³⁵ Voir Section 2 du Chapitre 2.

³³⁶ Les forfaits ne présentant pas de problèmes de divergence entre les deux indices issus de l'appariement et de l'approche hédonique ne feront pas l'objet d'une telle analyse.

³³⁷ A la figure 85 nous avons retranché les mois où il n'y avait pas de remplacements.

Les résultats de la procédure exposée ci-dessus montrent que la courbe représentant la différence de prix moyen en pourcentage ressemble globalement en mouvement à celles représentant les différences en pourcentage des variables *crédit temps* et *validité en émission*. Autrement dit, le prix d'une nouvelle formule est plus élevé (plus faible) que celui de la formule remplacée en même temps que la nouvelle formule présente une meilleure (moindre) qualité que l'ancienne. Cependant, la variation de prix moyen en pourcentage n'est presque jamais équivalente en valeur aux variations en pourcentage des variables de qualité. Rappelons que l'hypothèse de la méthode d'appariement implique que si le prix d'un nouveau produit est supérieur à celui de l'ancien produit remplacé, les caractéristiques de qualité intégrées dans l'analyse doivent enregistrer une augmentation équivalente.

Le graphique ci-dessus montre que cette hypothèse n'est pas du tout vérifiée pour les cartes prépayées. A titre d'exemple, l'augmentation du *nombre de minutes de communications* ainsi que l'élargissement de la *validité en émission* des cartes en mai 2001, se sont accompagnés d'une augmentation plus faible des prix moyens. Ceci devait se traduire par une baisse de l'indice ajusté sur la qualité. Cependant, la série indiciaire par appariement ne montre aucun mouvement sur cette même période. Cette évolution a toutefois été saisie par l'indice hédonique ($IH_{2001}^{mai/avril}$) qui enregistre une baisse d'environ -4%.

En outre, hormis l'évolution des trois variables considérées, plusieurs autres changements qualitatifs ont été enregistrés que la méthode d'appariement ne parvient pas à prendre en compte. A contrario, l'indice hédonique s'y montre très sensible. D'abord, l'élargissement de la validité en réception de *Mobicarte* et *SFR Lacarte* en juillet 1998 et l'apparition en octobre de la gamme SFR « *Soir & WE* » se sont traduits par une décade de l'indice hédonique de -4,92% sur les derniers mois de la même année. Ensuite, l'apparition de plusieurs nouveaux services (*répondeur vocal gratuit*, *réduction vers certains numéros*, *itinérance*³³⁸ et *services confort*), en septembre 1999, bien que peu prépondérants dans l'explication des mouvements des prix, a fait légèrement baisser l'indice ($IH_{1999}^{sep/août}$), d'environ -3%. L'oscillation de l'indice hédonique en 2001 s'explique par plusieurs phénomènes. Nos données indiquent un élargissement de la *validité en émission*, une baisse de la *validité en émission*, une augmentation du *crédit temps* mais aussi des prix pour les cartes *Noamd* en mai de cette année. Ajoutons à cela le retour de la minute indivisible en septembre 2001 pour la *Mobicarte* et la baisse du crédit temps de *SFR LaCarte* au même mois. En 2002, l'apparition

³³⁸ Ce service était auparavant restreint aux forfaits.

de nouveaux plans tarifaires « *sur-mesure* »³³⁹ en avril a fait baisser l'indice ($IH_{2002}^{avr/mars}$) d'environ -4%. Les prix se stabilisent sur le reste de l'année. Cette liste de changements qualitatifs est loin d'être exhaustive.

Dans notre étude, la variation de qualité reflète l'apparition de nouvelles formules remplaçant les anciennes en proposant plus de services³⁴⁰. Ces événements se sont traduits par des baisses successives des indices hédoniques alors que les indices par appariement n'enregistrent presque pas de variation. Il est clair que cette méthode implicite de correction de qualité (appariement) sous-estime l'ampleur des changements de qualité. Nous constatons au final que **les prix des nouveaux produits ne traduisent pas nécessairement l'évolution de leur qualité. Ceci introduit un biais par défaut dans la mesure de la correction de qualité par la méthode d'appariement** (Barzyk et MacDonald, 2001).

En conclusion, dans cette section, nous avons observé que les indices des prix des forfaits issus de la méthode d'appariement et ceux issus de la méthode hédonique sont assez convergents. A contrario, pour les cartes prépayées, alors que la méthode d'appariement ne comporte presque pas de variations des prix, la méthode hédonique affiche une baisse des prix forte et continue depuis juin 1998. Nous avons également montré que deux facteurs peuvent expliquer cette divergence. Premièrement, les échantillons utilisés dans les deux techniques sont différents. Avec la méthode d'appariement, les nouveaux produits ne sont intégrés dans l'échantillon que s'ils sont présents simultanément dans la période d'appariement formée du mois en cours et du mois précédent. Tandis que l'approche hédonique utilise toujours un échantillon plus large pour la construction de l'indice en faisant appel à toute l'information disponible dans les deux périodes. Deuxièmement, la méthode d'appariement ne parvient pas à refléter les variations de qualité dans l'indice de prix. Comme l'indique Turvey (2000), un indice apparié sera entaché d'un biais si l'arrivée de nouveaux produits d'une meilleure qualité ne fait pas reculer le prix des produits en disparition ou que les nouveaux produits qui entrent sur le marché sont plus chers sans que la qualité ait évolué outre mesure. Au final, les différents résultats présentés dans cette section nous permettent d'avancer un constat important. **C'est le changement du niveau de qualité des attributs qui détermine le besoin à un ajustement implicite (méthode d'appariement) ou explicite (méthode hédonique) de la qualité et non pas le « turnover » des produits.**

³³⁹ Ces plans tarifaires offrent pour le même prix une durée de communication supérieure.

³⁴⁰ Rappelons que si une formule tarifaire apparaît sur le marché et présente des spécifications différentes de celles déjà existantes, cette formule doit être considérée comme étant nouvelle puisque seuls les produits identiques peuvent être appariés et donc figurer dans l'indice.

CONCLUSION DU CHAPITRE VI

Dans cette dernière partie du travail, notre objectif principal était d'examiner et d'évaluer la pratique d'une variété de méthodes de calcul d'indices de prix ajustés sur la qualité pour le secteur de téléphonie mobile. Nous avons proposé un indice hédonique direct et un autre par échantillons appariés. L'analyse des résultats statistiques des différentes techniques a mis en exergue plusieurs constats.

D'abord, la méthode hédonique apparaît apporter des résultats probants pour la construction d'un indice de prix ajusté sur la qualité pour les services de téléphonie mobile. Dans ce contexte, se pose la question de savoir si les prix pratiqués sur le marché de radiotéléphonie sur la période 1996-2002 sont-ils faibles ou élevés au regard des qualités.

Le calcul de l'indice de prix des services de téléphonie mobile selon la méthodologie hédonique nous permet de répondre de manière catégorique qu'après les fortes baisses de la période 1996-2000, les prix se sont stabilisés sur les trois dernières années de la période d'étude. Les indices issus des différentes techniques hédoniques (à regroupement, par périodes adjacentes ou à caractéristiques) affichent tous une baisse d'environ -20% en moyenne pour les forfaits contre -10% seulement pour les cartes prépayées sur la période 1997-2000. Les prix ont faiblement varié sur le reste de la période. Ce résultat, conforme d'ailleurs avec les constatations de l'INSEE (2003), appelle à plusieurs commentaires. Premièrement, nos estimations ont permis de confirmer le lien entre les caractéristiques verticales de qualité et la décroissance des prix. En effet, nous avons établi que la baisse des prix était plus vive quand les trois opérateurs ne proposaient pas la même qualité de service (*couverture et performance technique des réseaux*). Toutefois, avec l'uniformisation des niveaux de qualité, que ce soit en termes de couverture ou d'accès au réseau offerts sur le marché français à partir de 1999, nos deux indices hédoniques, avec ou sans caractéristiques de qualité, sont alors stables et presque égaux.

Parallèlement à ce résultat, nos estimations ont prouvé le rôle marginal des services à valeur ajouté pour expliquer les écarts des prix entre les formules tarifaires. On a pu constater la multiplication des nouveaux services à valeur ajoutée au fur et à mesure que les différences de qualité entre les services offerts par les opérateurs s'affaiblissent. Cet enrichissement de l'offre en termes de services inclus dans les formules tarifaires sur la période de 1999 à 2002 n'a eu aucun effet sur les mouvements des prix.

Aussi, l'utilité de l'approche hédonique apparaît grande pour illustrer les comportements des opérateurs en terme de prix et de qualité. De ce point de vue, Bouygues paraît l'opérateur qui a fourni le plus d'effort en termes de qualité. Son indice de qualité est en progression continue sur la période 1997-2001 avec une valeur de plus de +28%. L'opérateur essaye ainsi de rattraper son retard en terme de *couverture* par rapport à ses deux concurrents sur les quatre premières années de la période d'étude. Toutefois, Bouygues, connu comme étant l'opérateur le moins cher sur le marché, a baissé ses prix d'environ -18,66% sur la période d'étude. Orange, bénéficiant d'un avantage concurrentiel en terme de *couverture*, a faiblement augmenté la qualité de ses produits. L'opérateur a procédé toutefois à des baisses de prix plus importantes que celles de ses concurrents sur toute la période avec une première baisse de -26,06% sur la période 1997-1999 suivie d'une augmentation de +12,08% sur la période 1999-2000. Les prix ont ensuite baissé d'environ -12,05% sur le reste de la période. SFR, fidèle à son image d'opérateur à la fois innovant et substituable à Orange, affiche une baisse de prix de -16,05% sur la période 1997-2000 et une légère augmentation des prix d'environ +3,76% sur le reste de la période. L'indice de qualité de l'opérateur se chiffre à +19,43%.

En outre, la mise en œuvre de la méthode hédonique par l'intermédiaire des *dummies* temporelles apparaît poser des problèmes méthodologiques car elle suppose que les coefficients des caractéristiques sont constants. Or, cette hypothèse est rejetée même pour le court terme. Il apparaît en définitive que la méthode hédonique permet de produire des indices de prix conformes aux spécifications désirables de la théorie conventionnelle des nombres indices énoncées au chapitre 1 : superlativité. L'indice superlatif de Fisher en chaîne ainsi calculé à l'aide des régressions hédoniques met en exergue une baisse de prix pour les forfaits de plus de -18,97% sur toute la période 1997-2002. Signalons toutefois que la méthode n'a pas permis d'aboutir à des résultats convaincants pour les cartes prépayées.

En définitive, les indices de prix mesurés par la méthode d'appariement sont comparables à ceux produits par la méthode hédonique à variable temporelle pour les forfaits. Réciproquement, les indices de prix issus des deux techniques sont très différents pour les cartes prépayées. On a montré que les nouvelles formules ne sont pas suffisamment pris en compte par la méthode d'appariement. Ce concept de nouveaux produits étant un des pivots des changements de qualité est à l'origine de ces résultats contradictoires pour les deux formules tarifaires à savoir forfaits et cartes prépayées. Dans ce sens, le renouvellement (turnover) des produits, n'est pas nécessairement associé à un renouvellement des caractéristiques. Ce résultat est tout à fait apparent dans le cas des forfaits dont le renouvellement des caractéristiques touche essentiellement les services à valeur ajoutée. Or, nous avons montré que ces éléments jouent un rôle marginal dans l'explication des variations des prix. Contrairement aux forfaits, une comparaison des anciennes et des nouvelles formules pour les cartes prépayées montre que le renouvellement des formules est associé à l'évolution

des caractéristiques révélées par notre approche hédonique comme étant les plus importantes pour ce produit.

Le niveau de changement de qualité paraît dans ce sens la raison principale au recours aux techniques d'ajustement explicite des prix sur la qualité (méthodes hédoniques) par rapport aux méthodes d'ajustement implicites (méthodes d'appariement).

CONCLUSION GENERALE

Ce travail de recherche avait pour objectif de préciser une méthode de mesure de l'évolution des prix des services sur le marché français de la téléphonie mobile depuis l'arrivée du troisième opérateur en 1996. Il s'agit essentiellement de construire un indice de prix qui nous permet de mesurer les évolutions des prix pratiqués sur la période allant de 1996 à 2002 en intégrant les variations de la qualité offerte.

A cette fin, nous avons procédé en deux étapes.

Nous avons d'abord illustré les difficultés liées à la construction théorique et pratique d'un indice de prix affranchi des différents biais identifiés par la *Commission Boskin* : le biais de substitutions, le biais de changement de la qualité et le biais des nouveaux produits. Le débat suscité par ce rapport conduit à retenir l'indice à utilité constante (IUC) (dit aussi indice de coût de la vie) comme référence micro-économique à tout indice de prix.

Au cours de cette première partie, nous avons d'abord montré que l'utilisation de formes fonctionnelles à élasticité de substitution constante (ESC) permet de traiter le biais de substitution en supposant un degré d'élasticité de substitution de produits dans l'indice entre ces produits. Cette méthode présente un avantage à la fois théorique et pratique par rapport aux formules d'indices conventionnels. D'une part, les formes fonctionnelles ESC permettent de contourner le problème posé par la détermination de la fonction d'utilité nécessaire à la construction de l'indice à utilité constante par rapport à laquelle les choix des consommateurs sont rationnels. D'autre part, la construction des indices issus de ces formes fonctionnelles ne nécessite d'informations que sur les seuls prix et quantités intervenant dans le calcul des indices de prix conventionnels de type Laspeyres. Désormais, il est possible pour les instituts nationaux de statistique de produire couramment des bonnes approximations de l'indice à utilité constante.

Cependant, ces constats ne sont valides que dans un environnement statique de biens et services. En effet, la méthode susmentionnée n'est pas en mesure de remédier au biais dû à l'apparition de nouveaux biens et services. Ce biais est partiellement corrigé grâce au chaînage

qui permet en effet une actualisation fréquente des pondérations dans l'indice. Le chaînage est pratiqué aujourd'hui par tous les instituts de statistiques. Toutefois, suite à l'apparition des nouveaux produits, la mesure de la baisse de l'indice de prix engendrée par un accroissement du bien-être dû à l'extension des choix de consommation, est fondée sur les *prix de réservation de Hicks*. Ce type de mesure a été mis en œuvre grâce à la contribution de la théorie des préférences révélées. Cette technique identifie les bornes supérieure et inférieure d'un indice à utilité constante (Manser et McDonald, 1988 ; Magnien et Pougard, 2000). Puis, plus récemment, elle a permis l'estimation d'une courbe de prix virtuels d'un nouveau produit pour des données réelles sur des produits de consommation courante (Blow et Crawford, 2004). La théorie des préférences révélées apparaît dès lors comme une perspective d'avenir pour tenir compte des nouveaux produits dans le calcul d'indices de prix par les instituts de statistiques.

Par ailleurs, les méthodes hédoniques, fondées sur la théorie des caractéristiques de Lancaster, se sont avérées particulièrement attractives pour la construction des indices de prix pour deux raisons. D'une part, ces méthodes sont bien adaptées pour incorporer les changements de la qualité des produits. Elles permettent d'autre part, grâce aux *effets de substitution hédoniques*, d'appréhender les effets de substitution dans le prix agrégé des produits à mesure que les prix relatifs de leurs caractéristiques varient. Elles mettent ainsi en évidence l'avantage théorique de l'approche hédonique dans la problématique de construction d'un indice à utilité constante lorsque les changements de qualité sont pris en compte.

Cependant, bien que largement utilisées pour des produits différents tels que ordinateurs, logiciels, automobiles, les méthodes hédoniques sont rarement appliquées pour les services. Les instituts statistiques cherchent depuis plusieurs années à mieux prendre en compte les activités de services qui, jusqu'à présent, n'étaient pas ou très mal prises en compte (Aspden, 2002). Dans ce contexte, l'objectif de la deuxième partie de la thèse est de mettre en application l'approche hédonique pour produire des indices de prix pour les services de téléphonie mobile.

Dans ce cadre, nous avons d'abord développé une analyse du marché de la téléphonie mobile en France. Nous avons illustré les conséquences de l'évolution de la structure du marché, avec l'arrivée d'un troisième opérateur, Bouygues Télécom, sur les caractéristiques des produits et sur l'évolution des prix.

Nous avons démontré que les opérateurs ont fortement amélioré la couverture et la performance technique de leurs réseaux notamment sur la période 1996-1998 afin que la croissance du marché n'affecte pas, de façon perceptible pour les abonnés, la capacité des réseaux et la qualité des communications. Durant cette même période, le réseau de Bouygues

Télécom accusait un retard en terme de couverture par rapport aux taux de couverture de ses concurrents. Afin de compenser son déficit de couverture, le troisième opérateur est entré sur le marché avec des tarifs inférieurs d'au moins 40% à ceux de ses concurrents. Toutefois, à partir de 1999, Bouygues Télécom a rattrapé son retard dans le déploiement du réseau et les performances des réseaux mobiles sont devenues élevées mais peu différenciées entre les trois opérateurs. Dès lors ces derniers, cherchant un nouveau levier de croissance, n'ont eu de cesse de multiplier les promotions et les baisses de tarifs ainsi que d'élargir la gamme des plans tarifaires. Enfin, le rythme d'introduction de nouveaux services à valeur ajoutée s'est accéléré et la gamme de services disponibles s'est considérablement élargie de sorte que les formules tarifaires de 2002 n'ont pas les mêmes caractéristiques que celles proposées en 1996. Aucune comparaison directe des prix n'est donc possible.

Dans ce cadre, nous avons présenté les différentes méthodes proposées par les instituts de statistiques nationaux pour comparer les prix des services de la téléphonie mobile dans le temps, ainsi que les lacunes de ces dernières. Ces lacunes concernent l'absence d'un indice de prix pour une période caractérisée par un fort développement du marché (de 1996 à 1999), la non prise en compte des caractéristiques verticales de la qualité, ou encore l'impact des écarts entre les opérateurs vis-à-vis aux caractéristiques de la qualité sur leur stratégies en termes de prix et de qualité.

Nous avons alors élaboré une mesure de l'évolution des prix dans le temps en rapportant divers indices de prix agrégés pour les services de la téléphonie mobile, en tenant compte de l'évolution de la qualité de ceux-ci. En particulier, nous avons utilisé trois méthodes pour estimer le prix ajustés en fonction de la qualité, en utilisant les données relatives aux performances des réseaux, aux services à valeur ajoutée offerts par les opérateurs et aux tarifs pratiqués sur le marché. D'abord, nous avons utilisé la technique de régression hédonique recourant à des variables dummy temporelles. Ensuite, une méthode hédonique exacte reposant sur les travaux de Feenstra (1995) a été appliquée. Enfin, nous avons utilisé, à des fins de comparaison, les techniques d'appariement des formules tarifaires.

La confrontation des résultats issus des différentes méthodes nous a permis de tirer une série d'enseignements relatifs à l'évolution des prix sur le marché français de la téléphonie mobile. Ces résultats portent successivement sur l'évolution des prix purs, la comparaison des comportements des opérateurs en termes de prix et de qualité, et la comparaison des différentes méthodes hédoniques d'une part, et des méthodes hédoniques aux méthodes conventionnelles d'appariement, d'autre part.

La première série de résultats porte sur l'évolution des prix purs. Il est remarquable de constater que tous les indices de prix calculés font apparaître une très forte baisse des prix des

services de la téléphonie mobile sur la période 1997-1999, soit d'environ -20% en moyenne pour les forfaits et de presque -10% pour les cartes prépayées pour la même période. L'indice hédonique d'ensemble indique que les prix ont faiblement varié ensuite sur la période de 1999 à 2002.

Ces premiers résultats appellent plusieurs commentaires.

D'abord, nos estimations ont permis de confirmer le lien entre les caractéristiques verticales de la qualité et la décroissance des prix. Nous avons établi que la baisse des prix était plus vive quand les trois opérateurs ne proposaient pas la même qualité de service (*couverture et performance technique des réseaux*). Toutefois, la différenciation verticale est de moins en moins forte sur le marché avec l'uniformisation des niveaux de qualité, que ce soit en termes de couverture ou d'accès au réseau offerts sur le marché français à partir de 1999. Nos deux indices hédoniques, avec et sans caractéristiques verticales de la qualité, sont alors stables et presque égaux. *Nos résultats soulignent l'importance des caractéristiques de qualité qui semblent déterminantes dans l'explication des variations des prix et impliquent que la non prise en compte de ces caractéristiques conduit à une sous-estimation systématique de la baisse des prix par l'indice.*

Parallèlement à ce résultat, nos estimations ont révélé *la contribution marginale des services à valeur ajoutée dans l'explication des écarts des prix entre les formules tarifaires*. Nous avons constaté la multiplication des nouveaux services à valeur ajoutée au fur et à mesure que les différences de qualité entre les services offerts par les opérateurs s'affaiblissent. Cet enrichissement de l'offre en termes de services inclus dans les formules tarifaires sur la période de 1999 à 2002 n'a eu pourtant aucun effet sur les mouvements des prix.

Enfin, nos résultats font apparaître des *évolutions de prix différenciées entre forfaits et cartes prépayées depuis l'année 1998. Ceci correspond à un phénomène de substitution des cartes aux forfaits sur la période observée*. Les séries indiciaires obtenues indiquent en effet une forte baisse des prix de l'offre prépayée sur la période 1998-2000 comparée aux prix des forfaits sur cette même période. Ce résultat traduit la volonté des opérateurs, en début de développement du marché, de favoriser la diffusion des cartes prépayées qui génèrent un revenu unitaire inférieur aux forfaits, entraînant en revanche l'acquisition de nouveaux clients à moindres coûts. Sur le reste de la période les séries indiciaires pour les deux types d'offre se rejoignent en mouvement, malgré une baisse plus prononcée pour les cartes. Ce changement de tendance de l'évolution des prix pour les forfaits, reflète la stratégie des opérateurs dans cette période pour accroître la part de ce type d'offre sur le marché, surtout en considération des investissements imminents pour les licences UMTS. Désormais, les opérateurs sont moins enclins à maintenir dans leur base des petits clients qui communiquent peu et cherchent ainsi à

transférer une partie d'adeptes de l'offre prépayée vers les forfaits, plus rémunérateurs pour eux. En 2002, le marché est partagé presque à égalité entre les deux types d'offre (Magnien, 2003).

La deuxième série de résultats porte sur les stratégies des opérateurs français en termes de prix et de qualité. A ce sujet, la méthode hédonique nous a permis de calculer pour chaque opérateur des indices de prix et des indices implicites de qualité.

D'abord, d'après les résultats obtenus, Bouygues Télécom paraît l'opérateur ayant fourni le plus d'effort en terme de qualité afin de rattraper son retard en terme de *couverture* par rapport à ses deux concurrents surtout sur les trois premières années de la période d'étude. Toutefois, Bouygues, connu comme étant l'opérateur le moins cher sur le marché, est aussi celui qui a le moins fait baisser ses prix sur cette même période. Ensuite, nous avons montré que les prix de l'offre d'Orange étaient relativement élevés en début de période par rapport à ceux de ses concurrents étant donnée la supériorité de son réseau en terme de couverture. Dès lors, l'opérateur a pu se permettre, vu la marge que lui assurait des prix de départ élevés, d'effectuer des baisses de prix beaucoup plus importantes que ses concurrents. Enfin, SFR, fidèle à son image d'opérateur à la fois innovant et substituable à Orange, adopte un comportement globalement intermédiaire entre l'opérateur historique et le dernier entrant sur le marché, que se soit en termes d'effort d'amélioration de la qualité de ses produits ou en termes de baisses de prix.

Notre dernière série de résultats concerne la comparaison des différentes méthodes de construction d'indices de prix utilisées.

Dans ce contexte, il est particulièrement intéressant de relever que l'application de la méthode hédonique exacte de Feenstra (1995) débouche sur des résultats très proches de ceux issus des autres méthodes, notamment pour les forfaits³⁴¹. Cette similitude des résultats, en particulier entre la méthode hédonique des caractéristiques d'une part et la méthode hédonique utilisant des *dummies* temporelles d'autre part, nous a permis d'invalider une critique communément adressée à cette dernière. Cette critique porte sur le fait que les prix implicites (des caractéristiques) restent inchangés dans le temps. Cette hypothèse revient, en fait, à l'hypothèse de pondération fixe dans les indices de type Laspeyres définis dans l'espace des produits et entraîne un biais de mesure dans ces indices (Triplett, 2004). Nos résultats indiquent que la stabilité temporelle des coefficients hédoniques estimés ne semble pas avoir d'importance empirique (Okamoto et Sato, 2001 ; Berndt et Rappaport, 2002 ; Silver et

Heravi, 2003), excepté dans le cas où le changement de qualité des formules tarifaires dans le temps est important (i.e. si l'évolution des formules tarifaires repose sur des variables qualitatives clé).

En outre, contrairement à des idées perçues sur les méthodes hédoniques, celles-ci ne conduisent pas nécessairement à une baisse du taux de variation des prix. Nous avons en effet constaté que les indices de prix issus des différentes versions de méthodes hédoniques affichent une stabilité, voir une légère tendance à la hausse, en particulier pour la période 1999-2002. Ce résultat est d'ailleurs compatible avec les constatations de l'INSEE concernant la stabilité des prix des services de la téléphonie mobile pour cette même période.

Dans le même ordre d'idées, on suppose en général que les indices hédoniques augmentent plus lentement ou baissent plus rapidement que les indices appariés. On entend souvent aussi le contraire, particulièrement de la part des instituts statistiques, qui affirment que les indices hédoniques donnent les mêmes résultats que les indices appariés. Nos résultats ont montré que ni l'une ni l'autre de ces suppositions n'est toujours exacte. En effet, nous avons constaté que l'indice Jevons pour les données appariées donne le même résultat qu'un indice hédonique logarithmique calculé à partir des mêmes données pour les forfaits. Toutefois, nos résultats pour les cartes prépayées révèlent quant à eux la supériorité de la méthode des régressions hédoniques d'un point de vue statistique par rapport à la méthode d'appariement. Cette supériorité, due d'ailleurs à la capacité de la méthode hédonique à utiliser toute l'information disponible sur les deux périodes étudiées, est d'autant plus manifeste que la concordance entre les échantillons des formules diminue. On a montré de ce point de vue que les nouvelles formules ne sont pas suffisamment prises en compte par la méthode d'appariement. Ce concept de nouveaux produits étant un des pivots des changements de la qualité est à l'origine des résultats contradictoires pour les forfaits et les cartes prépayées. Le niveau de changement de qualité explique dès lors la supériorité des méthodes hédoniques par rapport aux méthodes conventionnelles d'appariement.

Pour aboutir à cette série de résultats, nous avons été contraints de négliger certains aspects qui constituent néanmoins de nouvelles perspectives de recherche.

Premièrement, la migration entre formules et entre opérateurs n'a pas été prise en compte dans notre modélisation hédonique. En cas de disponibilité de données sur les ventes,

³⁴¹ Les résultats de l'application de la méthode hédonique exacte pour les cartes prépayées sont peu satisfaisants.

elle peut être appréhendée par les substitutions opérées par le marché entre les différentes formules tarifaires, celles-ci étant identifiées par leur appartenance à tel ou tel opérateur. En outre, malgré la capacité de l'approche hédonique à appréhender les mouvements des prix dans un environnement dynamique de produits, le fait que des consommateurs puissent continuer à être abonnés à certaines formules alors que celles-ci disparaissent du marché pourrait être combinée à notre travail (de ce point de vue, la méthode de l'INSEE est tout à fait originale).

Deuxièmement, l'existence de seuils dans la tarification des produits (minutes indivisibles, prix des communications en dépassement, etc.) complique notablement la construction d'un indice de prix (Magnien, 2003). Une possibilité intéressante serait de construire un indice de prix des communications séparé de l'indice de prix pour les formules tarifaires et les agréger ensuite pour fournir un indice global des services de la téléphonie mobile (Fixler, Greenlees et Lane, 2001). Ceci nous permet d'avancer que la méthode hédonique appliquée dans ce travail de recherche n'est en aucun cas un substitut à la méthode de *profil de consommation type* récemment utilisée par l'INSEE et généralisée dans plusieurs autres instituts nationaux de statistiques. Elle peut néanmoins être utilisée conjointement à celle-ci.

Enfin, les deux champs de recherche étudiés dans ce travail, le marché français de la téléphonie mobile et l'approche des prix hédoniques, offrent tous les deux un très large éventail de sujets de recherche, dont les indices de prix ajustés en fonction de la qualité ne constituent qu'un volet commun. Pour le secteur de la téléphonie mobile, au-delà des questions d'ajustement des indices de prix à la qualité des produits et d'analyse des stratégies des opérateurs, se cachent à l'évidence des problèmes plus complexes. Se pose en particulier la question du partage volume-prix des dépenses des services mobiles et la contribution de ce secteur à la croissance économique. Dans ce sens, bien que les services de la téléphonie mobile figurent aujourd'hui dans les statistiques nationales, à notre connaissance, aucun indice de prix n'est disponible pour les téléphones portables sachant que ceux-ci subissent des évolutions de qualité très rapides et incessantes. L'approche hédonique paraît parfaitement adaptée à ce type d'analyse.

Ce travail de recherche, mené à son terme, constitue ainsi le premier essai de construction d'un indice de prix hédoniques pour les services de la téléphonie mobile intégrant les variations de la qualité offerte. En effet, si l'ensemble des études relatives à la mesure de l'évolution des prix sur ce secteur se sont essentiellement focalisées sur l'usage, l'étude réalisée a tenté d'introduire dans l'indice les caractéristiques de la qualité des services de la téléphonie mobile. L'approche hédonique apporte ainsi un complément essentiel pour analyser les variations des prix liées à la qualité des services de la téléphonie mobile. Elle est également

un outil intéressant pour comparer entre elles les formules tarifaires du même opérateur ou d'opérateurs différents, à un instant donné ; entre mêmes formules pour des opérateurs différents ou à des instants différents en tenant compte à la fois des caractéristiques de variété et de qualité. De ce point de vue, l'approche des prix hédoniques peut fournir *un prix de référence* pour le régulateur, en lui permettant de voir comment les opérateurs se positionnent par rapport aux prix hédoniques. D'autre part, pour les opérateurs, les prix hédoniques peuvent être utilisés comme instrument de veille concurrentielle. Enfin, pour les consommateurs, c'est un indicateur de comparaison entre les différentes formules tarifaires.

ANNEXES

ANNEXE I : PRESENTATION DES VARIABLES UTILISEES

NOM	Définition opérationnelle
Prix	Prix du forfait par mois (sur 12 mois) affiché par l'opérateur.
Orange	le produit est offert par Orange
SFR	le produit est offert par Bouygues Télécom
Bouygues	le produit est offert par SFR
Engagement	Type d'engagement : Abonnement, Forfait, Prépayé
Crédit temps	Nombre de minutes incluses
Minutes gratuites	Nombre de minutes gratuites
Frais de mise en service	Frais d'accès au réseau
Minute indivisible	Durée de la première tranche facturée
Palier de facturation	Durée des tranches suivantes
Services de confort	
Présentation du numéro	Service permettant à l'abonné de visualiser sur l'écran du mobile le numéro de téléphone ou le nom, si le mobile est compatible, de la personne qui cherche à le joindre.
Changement de numéro (par changement)	
Double appel (par mois)	Un signal sonore prévient l'abonné si l'on essaie de le joindre alors qu'il est déjà en ligne. L'abonné peut prendre ce deuxième appel sans perdre le premier. L'abonné peut aussi appeler un autre correspondant, tout en étant déjà en ligne.
Liste Rouge (par mois)	Par souci de confidentialité, les clients peuvent demander à ce que leur numéro ne soit pas publié dans l'annuaire et ne sont pas communiqués par les services de renseignements comme le 12, et ne sont pas commercialisées à des fins de marketing direct.
Répondeur vocal (mise en service)	C'est un répondeur enregistreur opérationnel 24h/24. Les correspondants peuvent y laisser un message. On peut le consulter depuis n'importe quel poste, portatif ou non. Même hors couverture au moment de l'envoi, le client le retrouvera en revenant en zone de couverture.
Renvoi d'appel	C'est un renvoi automatique, qui oriente les appels vers la messagerie, mais vous tient informé pour tout nouveau message qui vient s'enregistrer, et permet de les écouter directement.
Services de maîtrise des dépenses	
Modification d'abonnement à la hausse	Le consommateur peut changer d'abonnement et choisir une nouvelle formule parmi la gamme des formules offerte par l'opérateur .
Modification d'abonnement à la baisse	
Nombre de changements d'abonnements gratuits	Dans le cas où c'est gratuit et illimité (1 fois par mois) et doit être gratuit à la hausse comme à la baisse .
Optimisation de consommation	Sélection du meilleur forfait: option type /Avantage Liberté/OPTIMA...: ajuste automatiquement votre facture sur le forfait le plus avantageux selon votre consommation.
Fidélisation	tarifs avantageux pour tout engagement de 24mois, une réduction du tarif

Facture détaillée (par mois)	Pour recevoir le détail des appels effectués chaque mois.
Signal dépenses	Gratuitement et automatiquement, un SMS vous avertit à l'approche de l'épuisement de votre crédit ou de sa date limite d'utilisation. Un bip sonore est aussi émit 30 secondes avant l'épuisement total de votre crédit.
Suivi Conso	Permet de connaître le niveau de sa consommation téléphonique par appel à un serveur.
Limitation d'appels	Réception uniquement, émission uniquement, interdiction de réception d'appels à l'étranger
Nombre de numéros préférés	
Nombre de min supplémentaires vers n° préférés	par exemple 1h de comm° en plus vers un n° préféré
Services d'optimisation du mobile	
Itinérance Europe	Roaming: le portable peut être utilisé pour appeler ou être appelé dans tous les pays couverts par la même technologie que celle utilisée, GSM sur pratiquement toute l'Europe ou même d'autres continents. Principes de facturation à l'étranger • Pour les appels que émis depuis l'étranger, les communications sont facturées au tarif de l'opérateur mobile local, majoré d'un supplément variable selon les pays. • Pour les appels reçus à l'étranger, la partie internationale de l'appel est facturée au tarif du réseau "fixe" de France Télécom que l'abonné soit en France ou à l'étranger. les personnes qui vous appellent paient le même prix.
Itinérance Monde	
Data/Fax (mise en service) [Bureau mobile]	Connexion de l'ordinateur portable ou de l'assistant personnel avec le mobile. L'abonné à alors accès aux services de transmission de données via le réseau DCS 1800, et peut envoyer et recevoir des fichiers informatiques, des fax, du courrier électronique, accéder aux bases de données et aux messageries de l'entreprise, se connecter à Internet...
Data/Fax (coût mensuel)	
Boîte à fax (mise en service)	Vos collaborateurs en déplacement peuvent recevoir des fax directement sur leur mobile (sans connexion informatique) et les imprimer sur le télécopieur de leur choix, à tout moment.
Boîte à fax (coût mensuel)	
Téléchargement répertoire	Plutôt que de taper le répertoire téléphonique de façon inconfortable sur le clavier du portatif, faites-le taper par les autres il est possible de l'envoyez-en une copie papier pour le téléchargera.
Filtrage d'appels	
Services de multimédias	
SMS	Mini-message, texto, message court, télémessage, SMS... <i>Les dénominations varient d'un opérateur à l'autre, mais toutes désignent un</i>
SMS gratuits	Nombre de SMS gratuits
Forfaits SMS (par mois)	Nombre de Forfaits SMS
e-Texto (par mois)	Accès à Internet : permet d'envoyer des e-mails depuis votre mobile. E-nedit pour SFR, Express m@il pour et E.mail text pour Orange". "texto" donne la possibilité d'envoyer et de recevoir des courriers électroniques à partir du portable. "E-mail" permet de gérer son courrier électronique depuis un micro-ordinateur ou depuis un mobile. <i>Texto et E-Mail seront donc vendus séparément ou en Pack "In-Edit". In-Edit</i>
e-mail	
WAP	permet de recevoir des infos issues de pages Web et d'adapter les formats Internet aux contraintes des téléphones portables(format WML), tels que le débit plus faible, la taille de l'écran, le noir et blanc, la vitesse de connexion plus lente, la capacité de mémoire plus faible.
Services d'assistance technique en ligne	
Renouvellement du terminal	
Prêt d'un portable en cas de panne	
Annuaire (par appel)	24/24 et 7j/7, en France. un opérateur vous accueille et peut même vous mettre directement en relation avec le correspondant que vous recherchez.
Qualité des réseaux	
Performance technique des réseaux	Taux de communications réussies et maintenues 2minutes et de qualité auditive <i>correcte</i>
Taux de couverture	C'est la possibilité de passer une communication intelligible sans exigence particulière de qualité.

ANNEXE II : STATISTIQUES DESCRIPTIVES ET ANALYSE DE LA VARIANCE ET DES CORRELATIONS

I. APPLICATION DES STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Notre analyse se limite ici aux variables quantitatives (métriques) de base qui se prêtent à une représentation des distributions statistiques. L'analyse des données sur toute la période étudiée permet les constatations suivantes :

Tableau 39 : Statistiques descriptives des variables de base (Forfaits et abonnements)

	N	Max	Min	Moyenne	Écart-type	Variance	Kurtosis	Skewness
Prix	2059	128.625	5.858	39.831	24.009	576.471	4.890	1.337
Crédit temps	2059	1200	0	282.894	238.850	57049.63	4.311	1.176
1^{ère} tranche facturé	2059	60	1	59.312	6.334	40.121	83.803	-9.099
Tranche suivante	2059	30	1	16.242	10.477	109.773	1.900	-.0304

- *Analyse de l'écart-type* : On remarque que les écarts-types des variables : nombre de minutes incluses ainsi que les paliers de facturation sont relativement importants ce qui montre qu'il s'agit de critères de différenciation entre les formules tarifaires (forfaits, abonnements).
- *Comparaison entre écart-type et moyenne* : La moyenne de la durée de la première tranche facturée est près de 8 fois plus importante que l'écart-type correspondant. En France, et jusqu'à la fin de l'an 2002, le principe de la première minute indivisible a été maintenu par les trois opérateurs où l'alignement est double : même pratique quelle que soit la formule (abonnement, prépayé), même pratique quel que soit l'opérateur. Les offres des opérateurs sont donc très homogènes par rapport à ce critère.

- *Analyse de la variance* : On remarque aussi, que la variance pour toutes les variables est assez importante ce qui témoigne la significativité de ces critères pour différencier les formules tarifaires.
- *Les indicateurs de forme* (coefficients d'asymétrie-skewness, et d'aplatissement-Kurtosis-) permettant de compléter le portrait statistique des attributs. Les seuils utilisés dans la pratique sont un coefficient d'asymétrie (en valeur absolue) < 1 et un coefficient Kurtosis (en valeur absolue) $< 1,5$. L'analyse de nos résultats suggère déjà une irrégularité dans les données et montrent clairement que ces variables n'évoluent pas selon une loi normale.

Tableau 40 : Moyenne des variables binaires de présence des services inclus (Forfaits et abonnements)
Statistiques descriptives

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
min_gratuites	2059	.1568723	.3637686	0	1
frais_ME	2059	.6838271	.4650942	0	1
répondeur	2059	.8227295	.3819902	0	1
choix_n°	2059	.1131617	.3168673	0	1
présentation_n°	2059	.5536668	.4972323	0	1
double_appel	2059	.6138902	.4869745	0	1
liste_rouge	2059	.7785333	.4153348	0	1
renvoi	2059	.6372025	.4809239	0	1
report min	2059	.3040311	.4601076	0	1
fac_détaillée	2059	.243322	.4291921	0	1
signal_dép	2056	.4635214	.4987889	0	1
suivi_conso	2059	.8610976	.3459286	0	1
europe	2059	.6551724	.4754275	0	1
monde	2059	.4210782	.493852	0	1
répertoire	2054	.1626095	.3690989	0	1
Data/fax	2059	.0315687	.1748914	0	1
boîte_fax	2059	.0320544	.1761874	0	1
e-texto	2059	.0529383	.2239648	0	1
e-mail	2059	.0621661	.2415156	0	1
wap	2059	.5245265	.4995194	0	1
serv_client	2059	.8776105	.3278147	0	1
renouv_terminal	1982	.0438951	.2049133	0	1
prêt_terminal	2059	.3661972	.4818813	0	1
abonnement_hausse	2031	.2412605	.4279533	0	1
abonnement_baisse	2031	.2412605	.4279533	0	1

Tableau 41 : Moyenne des variables binaires de présence des services inclus dans Cartes : Statistiques descriptives

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
prix recharge	749	21.34796	11.03287	8.473	66.675
taille_recharge	590	70.28983	59.55294	14	383
texto inclus	749	.0640854	.2450687	0	1
min indivisible	749	.7049399	.4563745	0	1
pal_1s	749	.0987984	.2985905	0	1
pal_15s	749	.1508678	.3581592	0	1
pal_20s	749	.2296395	.4208821	0	1
pal_30s	749	.5206943	.4999054	0	1
bonus	561	0	0	0	0
Val_émission	749	2.451268	1.226638	1	6
Val_réception	749	8.806409	2.253022	3	13
sms	679	.8851252	.3191059	0	1
Rduction_n°	749	.6328438	.4823517	0	1
répondeur	749	.8144192	.3890278	0	1
Suivi_conso	749	.9118825	.2836551	0	1
Présentation_n°	749	.7570093	.4291761	0	1
Double_appel	749	.6101469	.4880427	0	1
Report_min	749	.4245661	.4946073	0	1
itinérance	749	.8718291	.3345034	0	1
migration	534	1	0	1	1

○ **Le prix**

Il s'agit d'une variable continue, dont les caractéristiques sont les suivantes :

Tableau 42 : Statistiques descriptives du prix

FORFAITS								
	N	Minimum	Maximum	Moyen	Médiane	Ecart-type	Asymétrie	Kurtosis
PRIX	1823	10,291	128,625	42,727	36,662	23,705	1,378	4,824
CARTES								
PRIX	749	8,473	52,675	20,979	17,558	10,868	1,094	3,8901

Figure 86 : Distribution de la variable dépendante (PRIX) sur l'échantillon (Forfaits)

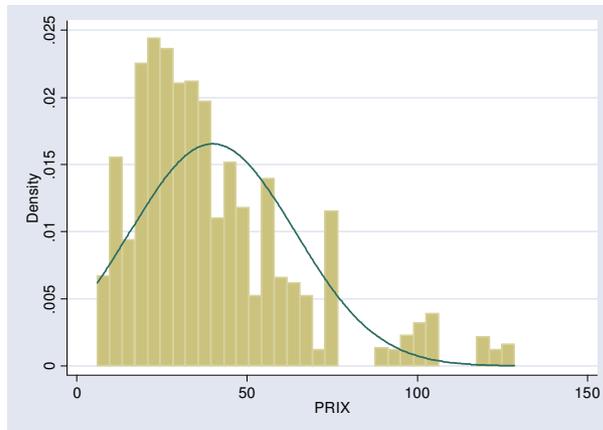
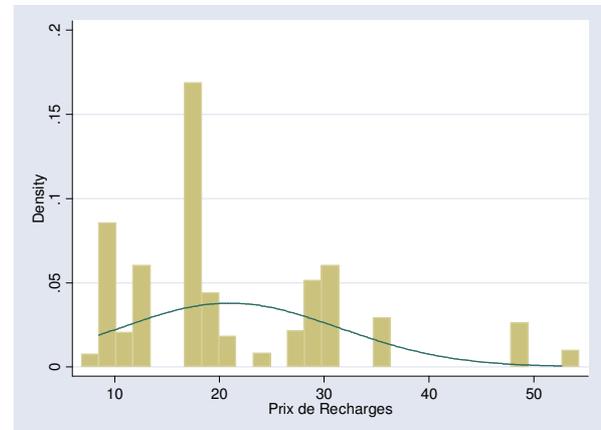


Figure 87 : Distribution de la variable dépendante (PRIX) sur l'échantillon (Cartes)



Comme il est possible de le constater à partir du graphique 1-1 pour les forfaits, la variable dépendante (PRIX), malgré un prix moyen (42,727€) et une médiane (36,662€) très proches, suggère déjà une irrégularité dans les données. Idem pour les cartes prépayées.

La figure 86 montre en effet une distribution assez pointue pour les forfaits (coefficient d'aplatissement Kurtosis de 4,824), mais surtout fortement décalée vers la gauche (coefficient d'asymétrie 1,378) en raison d'une valeur extrême de 128,625€. Cette valeur extrême a pour effet de hausse la moyenne et de gonfler indûment l'écart-type de la variable (23,705€ ou de 55,48%³⁴²). Les cartes prépayées présentent une distribution très pointue (coefficient d'aplatissement Kurtosis de 3,890), et à l'instar des forfaits, fortement décalée vers la gauche (Figure 87) aussi en raison d'une valeur extrême de 52,675€.

Il ne s'agit pas d'une aberration, mais d'une réalité du marché qui permet d'ailleurs d'envisager de transformer mathématiquement la variable PRIX pour les deux types d'offre afin de tenir compte de l'étendu des valeurs. La transformation logarithmique est la plus courante et permet de *relinéariser* la relation propre à une distribution statistique très étendue de la variable dépendante (Figure 89).

³⁴² 55,48% représente le coefficient de variation résultant du rapport entre 23,705 € et 42,727€.

Figure 88 : Distribution de la variable dépendante (LNPRIX) sur l'échantillon (Forfaits)

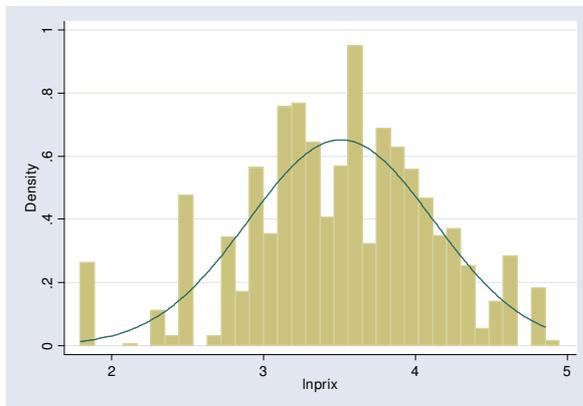
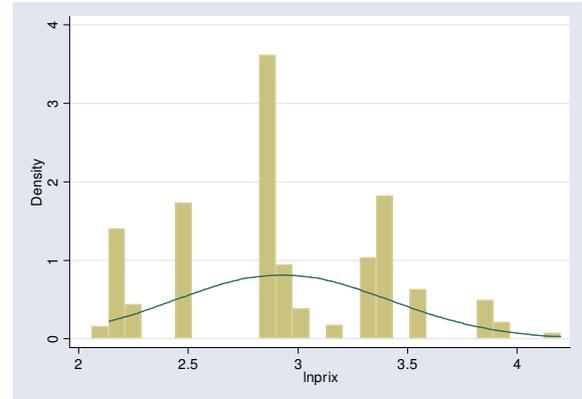


Figure 89 : Distribution de la variable dépendante (LNPRIX) sur l'échantillon (Cartes)



II. DETECTION DES OBSERVATIONS ABERRANTES OU « OUTLIERS »

La méthode de régression hédonique génère une estimation d'une relation entre les prix d'un produit et ses caractéristiques qui en déterminent sa valeur réelle. Cette approche a des limites et des contraintes importantes qui rendent son usage délicat sur le plan empirique. Cela implique notamment que pour chaque prix observé, il existe une valeur estimée, la différence entre les deux constituant un résidu. En analyse de régression, le problème réside non pas dans l'existence de résidu -qui est inévitable-, mais dans l'existence de résidus *extrêmes* qui ont pour effet de fausser les paramètres de la régression. Ces résidus extrêmes proviennent de diverses sources, dont la mauvaise spécification des variables et de la forme fonctionnelle du modèle, de l'omission de caractéristiques majeures de l'information imparfaite dont dispose l'évaluateur sur les attributs du produit.

Donc, les coefficients estimés dépendent de l'information contenue dans l'échantillon étudié et sont donc soumis aux variations importantes qui peuvent exister entre les observations. Les « *outliers* » ou valeurs aberrantes peuvent modifier les valeurs des coefficients de régression et affecter leur significativité, d'où le risque d'obtenir un modèle qui ne reflète pas la réalité. Après avoir identifié la démarche d'identification des valeurs extrêmes. Les observations à exclure seront mises en évidence.

II.1. IDENTIFICATION DES OBSERVATIONS EXTREMES

La régression hédonique que nous avons effectué en prenant en compte les services, permet de mettre en évidence l'existence d'observations extrêmes ou « *outliers* » à travers la distribution des résidus.

Figure 90 : Distribution des résidus et mise en évidence d'un phénomène d'hétéroscédasticité
« Forfaits »

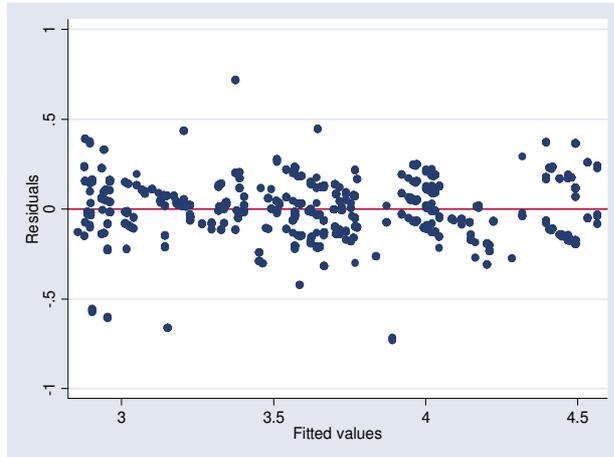
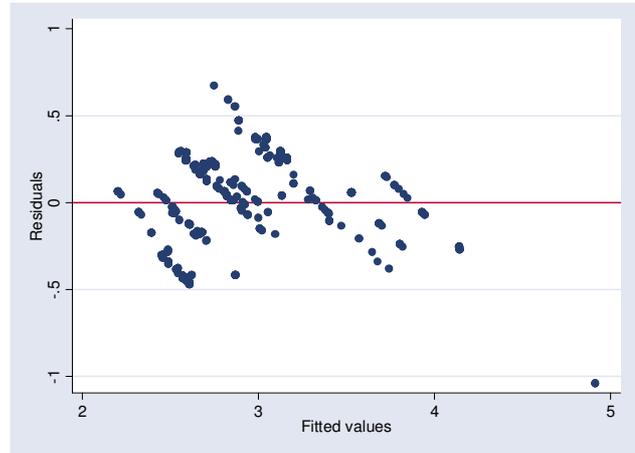


Figure 91 : Distribution des résidus et mise en évidence d'un phénomène d'hétéroscédasticité
« Cartes »



Dans notre étude, les observations « *outliers* » sont des valeurs particulièrement extrêmes. La première étape consiste à repérer statistiquement les observations qui ressemblent être des « *outliers* ». La démarche suivante va alors être adoptée.

Démarche d'identification des valeurs extrêmes³⁴³

- Etude des résidus studentisés : les résidus studentisés dont les valeurs absolues sont strictement supérieures à 2 signifient que l'observation est mal reconstituée par le modèle.
- Les valeurs de levier dépassent $2 \cdot (k+1)/N$ soulignent les valeurs aberrantes au niveau de chaque variable explicative
- L'analyse du DFITS (qui constitue un indice de différence par rapport à la droite des moindres carrés : différence de prévision standardisée) permet de détecter les observations ayant une influence sur la variable dépendante Y (influence de l'observation sur les coefficients de régression). On peut considérer qu'un DFITS est significatif dès que sa valeur est supérieure ou égale à $2 \sqrt{(k+1)/(N-k-1)}$ ³⁴⁴.

Les trois règles de décision permettent non seulement d'examiner les variables aberrantes par rapport au vecteur des variables explicatives, par le critère du levier, mais également par rapport à la variable dépendante (prix) grâce aux résidus studentisés et enfin, par l'influence

³⁴³ Voir Fox (1991).

³⁴⁴ Seuil recommandé par Fox (1991).

de l'observation sur la variable explicative et enfin, par rapport à l'influence de l'observation sur la variable explicative par le calcul de la distance DFITS.

Pour ne pas éliminer trop d'observations nous avons décidé d'exclure les observations ne respectant pas simultanément les trois critères. L'annexe n°3 présente les observations à exclure selon les trois critères.

II.2. LES OBSERVATIONS DEFINITIVEMENT EXCLUES DE LA BASE DU TRAVAIL

Le tableau suivant présente les observations, que nous avons décidé d'exclure de la base de travail. Notre critère d'exclusion est le dépassement des seuils acceptables sur les trois critères.

Pour les cartes aucune observation ne dépasse les trois critères simultanément. On suppose alors qu'il n'y a pas de points aberrants dans nos données pour les cartes.

Tableau 43 : Les observations présentant des seuils supérieurs à la norme sur le critère du levier, sur la distance DFITS et par rapport à leurs résidus studentisés (FORFAITS).

N° de l'observation	Année	Prix en euros	Formule	Critère du Levier : seuil=0,0206	Résidus Studentisés : seuil=2	Distance DFITS : seuil=0,254
21	1996	36,585	Affaire	0,05726	2,30669	0,56852
25	1996	36,585	Affaire	0,05726	2,30669	0,56852
40	1996	36,585	Affaire	0,05726	2,30669	0,56852
2053	2002	14,472	Compte mobile 1h	0,03391	2,01705	0,37790

III. RESOUDRE LE PROBLEME DE COLINEARITE

Après avoir identifié les sources de colinéarité à travers l'analyse des corrélations entre caractéristiques objectives sur le marché de la téléphonie mobile, la multi-colinéarité entre les variables explicatives est étudiée à travers une analyse de régression. Cette partie permettra de présenter la démarche utilisée afin de réduire ces problèmes.

III.1. L'ANALYSE DES CORRELATIONS

Les tests économétriques classiques, notamment celui de Durbin-Watson, peuvent indiquer les problèmes de colinéarité apparaissant dans les régressions. Mais la plupart du temps, en analysant avec bon sens les relations potentielles entre les caractéristiques, il est possible de suspecter de tels phénomènes.

En effet, il arrive fréquemment, en analyse statistique, d'émettre l'hypothèse qu'il puisse exister entre deux variables un lien quelconque. On aborde ici la notion de « corrélation ». L'examen de la matrice des corrélations entre les variables explicatives permet de *repérer* une éventuelle relation de dépendance entre des couples de ces variables. Le coefficient de Bravis-Pearson, compris entre -1 et 1, indiquera une présomption de liaison linéaire entre deux variables explicatives et si ces deux variables varient d'une façon analogue. Tout résultat doit être accompagné d'un test de fiabilité indiquant la probabilité qu'une telle occurrence ne relève du simple hasard.

L'analyse complète des corrélations entre les caractéristiques est présentée en annexe n°2, mais à titre illustratif, il est intéressant de présenter ici quelques résultats que nous avons jugés pertinent de commenter.

Des interactions entre les caractéristiques incluses dans l'offre peuvent être notées à cause de la *politique d'offre groupée*. Il est donc fréquent que les attributs ne soient pas indépendants mais corrélés :

Tableau 44 : Matrice de corrélations des services « Maîtrise »

	fac_détaillée	signal_dép	suivi_conso
fac_détaillée	1.0000		
signal_dép	0.1744*	1.0000	
suivi_conso	0.0150	0.1873*	1.0000

(*) significatifs au seuil 1%

Le tableau 44 montre une corrélation très significative (au seuil de 1%) entre signal de dépenses et suivie de consommation. Ceci s'explique probablement par le fait que ces deux prestations sont souvent incluses conjointement dans une formule.

La plupart des services « confort » (choix du numéros, le double appel, liste rouge et renvoi d'appel) sont corrélés avec la "présentation du numéro", plus particulièrement le "double appel" (0,883) qui sont souvent inclus conjointement dans une formule.

Tableau 45 : Matrice de corrélations des services « Confort »

	présentation_n°	choix_n°	double_appel	liste_rouge	renvoi
présentation_n°	1.0000				
choix_n°	0.2868*	1.0000			
double_appel	0.8833*	0.2487*	1.0000		
liste_rouge	0.2270*	-0.3855*	0.2977*	1.0000	
renvoi	0.6169*	0.2345*	0.5365*	-0.1422*	1.0000

(*) significatifs au seuil 1%

Les opérateurs élaborent leur politique marketing sur des sous-segments, comme couple (type d'abonnement/services inclus). Cette analyse de corrélation permet alors de mettre en évidence la relation entre le type de formule (Pro ou Perso) et les services qui lui sont incorporés. A titre illustratif, nous avons calculé les corrélations entre le type de formule et la présence de certains services comme le 'Roaming' ou 'Bureau mobile'. Les formules Perso sont négativement corrélées avec la présence de ces services. Dans le tableau 5-3, ceci se traduit par une corrélation négative entre abonnement personnel et les variables d'itinérance Europe (-0,372) et monde (-0,587) ainsi que la variable Data/Fax (-0,317). Ces différents services étant caractéristiques de l'offre professionnelle.

Ceci s'explique par le fait que les formules tarifaires de type Pro, bien que plus coûteuses que les formules tarifaires « grand public », incluent des options généralement facturées sur ceux-ci.

Tableau 46 : Matrice de corrélations entre le type de formule et les services « d'optimisation du mobile » et « multimédias »

	perso	europe	monde	Data/fax	boîte_fax	e-texto	e-mail
perso	1.0000						
Europe	-0.3726*	1.0000					
monde	-0.5875*	0.6187*	1.0000				
Data/fax	-0.3171*	0.1310*	0.2117*	1.0000			
boîte_fax	-0.3196*	0.1320*	0.2134*	0.9921*	1.0000		
e-texto	-0.4153*	0.1715*	0.2772*	0.7637*	0.7697*	1.0000	
e-mail	-0.4522*	0.1868*	0.2408*	0.7013*	0.7068*	0.9183*	1.0000

(*) significatifs au seuil 1%

On enregistre une corrélation très élevée entre les services "e-mail" et "e-texto" (0,918). Ces deux services sont aussi caractéristiques généralement de la gamme professionnelle (corrélation négative avec l'offre personnelle, respectivement -0,415 et -0,452).

Pour les cartes, une forte corrélation est notée entre le double appel et la présentation du numéro (0,648).

Tableau 47 : Matrice de corrélations pour les cartes

	présentation_n°	double_appel	répondeur	report_min
présentation_n°	1.0000			
double_appel	0.6485*	1.0000		
Répondeur	0.4853*	0.5987*	1.0000	
report_min	0.4450*	0.5198*	0.2023	1.0000

(*) significatif au seuil 1%.

III.2. L'ANALYSE DES MULTI-COLINEARITES

L'analyse de la multi-colinéarité revient à tester l'indépendance des variables explicatives. Le diagnostic des multi-colinéarités se fait au niveau des régressions effectuées à travers l'examen du VIF (*Variance Inflation Factor*). L'annexe n°3 présente la régression qui a été faite en utilisant les caractéristiques de base comme variables explicatives. C'est à partir de cette régression que nous faisons l'analyse de la multi-colinéarité. Le tableau suivant présente les caractéristiques de base qui ont été régressés sur le prix, afin d'identifier celles qui présentent un indicateur VIF supérieur à 4.

Tableau 48 : Identification de la multi-colinéarité « Forfaits » (caractéristiques de base)

	Coef.	t	P> t	colinéarité	
				VIF	Tolérance
Perso	-.271	-24.07	0.000	1.38	0.723
Sfr	-.232	-21.49	0.000	1.58	0.634
bouygues	-.214	-17.86	0.000	1.44	0.696
intensif	1.25	93.13	0.000	1.43	0.698
régulier	.812	68.84	0.000	1.43	0.700
normal	.432	38.95	0.000	1.49	0.670
frais_ME	-.030	-3.17	0.002	1.07	0.931
cons	3.43	215.13	0.000		

Variable dépendante : lnprix

Tableau 49 : Identification de la multi-colinéarité « Cartes » (caractéristiques de base)

	Coef.	t	P> t	colinéarité	
				VIF	Tolérance
sfr	-.029	-0.91	0.362	1.98	0.504
Bouygues	-.135	-4.99	0.000	1.40	0.716
Taille_recharge	.006	28.94	0.000	1.44	0.694
Val_émission	.120	11.94	0.000	1.33	0.753
Val_réception	.021	4.54	0.000	1.36	0.736
_cons	2.065	45.75	0.000		

Variable dépendante : lnprix

On peut dire globalement que les caractéristiques de base, soit pour les cartes ou les forfaits, ne présentent aucun de phénomène de multicollinéarité. Cependant, ce phénomène est très présent lorsqu'on introduit les services à valeur ajoutée inclus dans les formules tarifaires ($VIF > 4$).

Tableau 50 : Identification de la multi-collinéarité pour les « cartes » (caractéristiques de base et services inclus)

	Coef.	t	P> t	VIF	Tolérance
Sfr	-.2890	-3.28	0.001	16.27	0.0614
Bouyques	-.3897	-3.14	0.002	25.44	0.0393
Soir & WE	-.1377	-5.46	0.000	1.53	0.6516
jour	-.0581	-1.47	0.141	1.31	0.7661
Sur mesure	-.2210	-3.37	0.001	1.50	0.6686
taille_recharge	.0068	23.93	0.000	2.33	0.4287
Textos_gratuits	.1445	2.18	0.030	3.06	0.3272
Val_émission	.1355	13.05	0.000	1.52	0.6573
Val_réception	.0181	2.66	0.008	2.77	0.3611
sms	-.0620	-0.66	0.508	9.99	0.1001
Réduction_n°	.1495	3.52	0.000	3.97	0.2521
Répondeur	-.0483	-0.67	0.501	6.55	0.1526
Suivi_conso	-.0045	-0.08	0.934	1.88	0.5307
Présentation_n°	-.1731	-2.20	0.028	7.74	0.1292
Double_appel	-.0374	-0.67	0.501	6.91	0.1446
Report_min	-.1696	-1.52	0.128	29.69	0.0336
itinérance	-.0739	-1.17	0.241	2.54	0.3936
_cons	2.528	23.51	0.000		

Ces problèmes de colinéarité et de multicollinéarité des variables ont des conséquences importantes puisqu'ils peuvent entraîner des estimations de prix implicites très instables ou aberrants (problèmes de signes et valeurs trop importantes) (Jones, 1988 ; King, 1976) qui conduirait au rejet global de l'approche par l'utilisateur. La colinéarité des attributs entraîne ainsi des choix lourds de conséquences :

Tableau 51 : Identification de la multi-colinéarité pour les « Forfaits » (caractéristiques de base et services inclus)

	Coef.	t	P> t	VIF	Tolérance
perso	.				
sfr	-.2075	-3.79	0.000	52.81	0.018
bouyques	-.2598	-4.48	0.000	46.52	0.021
intensif	1.248	101.35	0.000	1.63	0.613
Régulier	.7967	70.31	0.000	1.76	0.567
normal	.4135	41.10	0.000	1.66	0.603
min_gratuites	-.3614	-13.96	0.000	6.55	0.152
frais_ME	-.0618	-3.63	0.000	4.17	0.239
répondeur	-.0268	-1.48	0.138	2.70	0.369
choix_n°	.5028	8.40	0.000	30.93	0.032
présentation_n°	-.2793	-8.04	0.000	21.44	0.046
double_appel	-.1118	-2.46	0.014	34.64	0.028
liste_rouge	.3107	6.92	0.000	28.70	0.034
renvoi	-.0142	-1.01	0.311	2.86	0.349
report min	.0030	0.23	0.817	2.95	0.339
fac_détaillée	.0725	2.74	0.006	10.68	0.093
signal_dép	-.0860	-5.62	0.000	4.46	0.224
suivi_conso	.2797	9.04	0.000	3.38	0.295
europa	.0771	5.96	0.000	2.44	0.409
Monde	-.0080	-0.56	0.577	3.92	0.254
Répertoire	.1869	2.88	0.004	47.59	0.021
Data/fax	.0822	0.55	0.586	63.66	0.015
boîte_fax	-.557	-3.42	0.001	75.60	0.013
e-texto	.1242	4.73	0.000	3.15	0.317
wap	.0353	2.36	0.018	4.12	0.242
serv client	-.1476	-5.01	0.000	1.78	0.562
renouv_terminal	.0087	0.29	0.775	3.42	0.292
prêt_terminal	.0301	2.29	0.022	3.24	0.308
Nbchqqab	.0023	2.25	0.024	2.65	0.377
cons	3.084	62.17	0.000		

Variable dépendante : lnprix

-

- Il s'agit soit de l'élimination des variables concernées, ce qui se traduit par un appauvrissement du modèle et par la non prise en compte de variables considérées comme importantes.
- Soit de l'utilisation d'une méthode de réduction des données de type analyse factorielle qui ne permet plus de raisonner sur des attributs décisionnels, mais seulement sur des attributs composites.

Plusieurs méthodes évoquées par Evrard et Laurent (1982) et Cubbin (1975) pour résoudre le problème de présence de fortes corrélations :

- Sélectionner à partir de la matrice des corrélations, un sous-ensemble de variables explicatives peu corrélées : Exclure certaines variables explicatives
- Effectuer une pré-sélection des variables par une phase exploratoire utilisant la méthode de régression pas à pas (*'stepwise'*)
- Utiliser l'analyse en composantes principales (Anderson, 1963³⁴⁵ et 1984³⁴⁶) qui reste l'une des procédures les plus traditionnelles pour réduire le nombre des variables dans les études statistiques exploratoires
- Procédure de transformation préalable de certaines variables explicatives si la forme linéaire est trop contraignante
- Choisir une autre méthode d'estimation que la régression OLS, soit la régression pondérée (WLS), soit une régression PLS (Partial Least Squares).

La création de macro-caractéristiques à partir d'une analyse factorielle est ainsi pratiquée dans de nombreuses recherches hédoniques (Boyer, Padala et Ratchford, 1984). L'application d'une analyse factorielle est non souhaitée dans notre cas étant donnée que la plupart des variables utilisées sont de type binaire. Ceci nous oblige d'explorer des méthodes autres que l'analyse factorielle afin de résoudre le problème de colinéarité.

III.3. LA MISE EN PLACE DE PROCEDURE DE REDUCTION DES VARIABLES

III.3.1. APPLICATION DE LA PROCEDURE DE REGRESSION PAR ETAPE (STEPWISE REGRESSION)

Nous présentons dans cette partie la première alternative de réductions des variables à savoir une procédure de *régression par étape (Stepwise Regression)* qui permet de reproduire « automatiquement » le processus d'épuration de nos variables et d'en arriver à la forme optimale du modèle, soit celle qui maximise les performances avec le minimum de variables explicatives. En vertu de cette procédure, les variables indépendantes -soumises en bloc- sont introduites une à une dans l'équation de régression en fonction de leur contribution marginale à l'explication du phénomène (R^2 partiel)³⁴⁷ et de leur degré de signification statistique (par

³⁴⁵ Anderson, T.W. (1963) « Asymptotic Theory for Principal Component analysis » *Annales Mathématiques et Statistiques*, 34, 22-148.

³⁴⁶ Anderson, T.W. (1984) « An Introduction to Multivariate Statistical Analysis » J. Wiley, New York, (première édition 1986).

³⁴⁷ Le R^2 partiel estime l'importance de la contribution marginale d'une caractéristique donnée, compte tenu des attributs qui sont déjà inclus dans le modèle (voir Martel et Nadeau, op. cit. pp. 484-485).

application d'un test F individuel). Chaque étape de la procédure aboutit à l'ajout d'une nouvelle variable, le nombre totale des étapes exécutées correspondant au nombre de variables explicatives qui seront finalement retenues. Chaque attribut qui s'ajoute apporte ainsi une contribution marginale de moins en moins importante –bien que toujours significative- à l'explication des prix, la procédure s'arrêtant lorsque l'ajout d'une variable dont le pouvoir explicatif est trop faible se traduit par une détérioration de la performance globale du modèle.

Tableau 52 : Application de la procédure de régression par étape : Variables supprimées de la régression

Régression sur les forfaits : Caractéristiques de base et services inclus	
p = 0.8954	>= 0.0500 removing report min
p = 0.7297	>= 0.0500 removing choix_n°
p = 0.7119	>= 0.0500 removing renouvel_terminal
p = 0.6712	>= 0.0500 removing monde
p = 0.2817	>= 0.0500 removing Data/fax
p = 0.1495	>= 0.0500 removing renvoi
p = 0.1396	>= 0.0500 removing répondeur
p = 0.0746	>= 0.0500 removing nbchggab
p = 0.1082	>= 0.0500 removing prêt_terminal

Les tableaux 52 et 53 présentent les résultats d'une application de cette procédure à notre échantillon, les variables de base et les services inclus sont introduits dans l'analyse. Le tableau 7-1 reproduit les variables jugées marginales à l'explication des variations du prix au seuil de 5%. L'analyse du tableau 53 –qui reproduit les résultats de la dernière étape de la procédure- démontre que tous les coefficients de régression sont significatifs au seuil de 1%, à l'exception de la liste rouge qui l'est au seuil de 5%. Les modèles fournis par la procédure de régression « pas à pas », bien que statistiquement solides, appauvrissent notre modèle par la suppression de plusieurs variables, que nous jugeons importantes dans notre analyse, tel que le répondeur vocal ou le report des minutes.

Tableau 53 : Model summary

Régression sur les forfaits : Caractéristiques de base et services inclus					
	Lnprix	Coef.	Std.Err.	t	P> t
perso		-.5741	.0581	-9.88	0.000
sfr		-.2571	.0537	-4.78	0.000
Bouygues		-.3320	.056	-5.84	0.000
intensif		1.247	.0121	102.59	0.000
régulier		.7973	.0111	71.73	0.000
Normal		.4113	.0099	41.32	0.000
min_gratuites		-.3707	.0253	-14.65	0.000
frais_ME		-.0858	.0128	-6.67	0.000
e-texto		.1306	.0182	7.17	0.000
serv_client		-.1423	.0288	-4.93	0.000
présentation_n°		-.2896	.0342	-8.46	0.000
double_appel		-.1356	.0445	-3.04	0.002
liste_rouge		.2923	.0442	6.61	0.000
wap		.0649	.0121	5.35	0.000
fac_détaillée		.0667	.0243	2.74	0.006
signal_dép		-.0935	.0145	-6.44	0.000
suivi_conso		.2825	.0298	9.48	0.000
europe		.0646	.0116	5.55	0.000
répertoire		-.3360	.0306	-10.95	0.000
_cons		3.742	.0902	41.45	0.000
Adj R-squared		0.9135			
F		950.86			

Bien que la procédure de régression par étape ne puisse se substituer au jugement de l'analyste qui demeure libre de « forcer » dans l'équation certaines caractéristiques dont il tient à mesurer la contribution, elle demeure un outil d'aide à la décision extrêmement puissant et constitue d'une façon générale une bonne solution au problème de la multicolinéarité excessive.

ANNEXE III : REGRESSIONS HEDONIQUES

I. PREMIER MODELE DE REGRESSION LINEAIRE AVEC INTRODUCTION DES CARACTERISTIQUES DE BASE

Dans un premier temps, nous avons recours à la procédure de régression des moindres carrés ordinaires (MCO) qui permet d'estimer la contribution des caractéristiques de base à la formation du prix. Les variables concernent principalement les caractéristiques de base sans aucun service supplémentaire. Nous effectuons cette régression sur la base de donnée « *pooling* » sur les sept années d'étude, soit sur 2059 observations.

I.1. PRESENTATION DES COEFFICIENTS ESTIMES

Notre première régression est effectuée sur l'ensemble des formules tarifaire. Aucune distinction n'est effectuée pour le moment entre forfaits et abonnements. Le tableau 54 (des coefficients estimés) porte sur les coefficients de régression individuels, soit les prix hédoniques proprement dits des attributs.

La colonne 1 et 2 reproduisent respectivement les paramètres B_i *non standardisés* de la régression ainsi que leur erreur-type (Standard Error). La « robustesse » d'un coefficient donné est d'autant plus grande que sa variation autour de la valeur la plus probable –soit le coefficient lui-même est faible. C'est précisément ce que mesure l'erreur type du coefficient. A la colonne 3 du tableau figure le *Test de Student* (t), un indicateur de la *fiabilité statistique* des coefficients de régression. La valeur critique t correspondant au seuil de signification statistique de 0,05 et à $N-1$ degrés de liberté est de 2,04 pour un échantillon qui excède 31 observations et de 1,98 pour un échantillon qui tend vers l'infini. Dans notre cas ($df=2047$), on pourra considérer que si la valeur t calculée atteint ou excède 2,00, le coefficient de la régression est donc statistiquement significatif. La dernière colonne du tableau nous fournit précisément une mesure de cette multicollinéarité. Les *VIF*, ou *facteurs d'inflation de la variance*, constituent à ce jour l'indicateur le plus fiable de ce phénomène. En résumé, ils

indiquent dans quelle mesure chaque variable indépendante du modèle est expliquée par l'ensemble des autres variables explicatives. Le VIF prendra la valeur 10 si la variable en question est expliquée par les autres dans une proportion de 90%, 5 si le pouvoir explicatif est de 80%, 2 s'il n'est que de 50%, etc. Dans la littérature économétrique, on considère que les problèmes sérieux de multicollinéarité ne surviennent que si le VIF atteint ou excède la valeur 10³⁴⁸. Dans les faits toutefois, on devra se montrer très vigilant dès que le VIF atteint la valeur 5, les variables binaires notamment étant moins sensibles à cet indicateur que les variables métriques (Des Rosier, 2000). Les conséquences observées sont classiques, soit les coefficients dont les tests *t* et leur probabilité respective sont invalidés et dont le signe est contraire à la logique.

I.1.1. FORFAITS

Si ce modèle devait être utilisé pour les corrections de qualité, nous évaluerons la différence de qualité à 19 centimes d'euros pour une minute d'appel supplémentaire. Or, plusieurs variables ont des coefficients de signes étranges notamment pour les paliers de facturation. Plusieurs modifications ont alors été effectuées. De plus, nous avons jugé pertinent de classer les offres selon la taille. En effet, chaque type d'offre est destiné à une classe de consommateurs présentant des besoins et exigences différents. La stratification des formules tarifaires selon la taille s'effectue à l'aide de variables binaires comme suit :

Tableau 54 : Coefficients des variables de base

lnprix	Coef.	Std. Err.	t	P> t 	VIF
perso	-.2329785	.0149636	-15.57	0.000	1.40
sfr	-.1828895	.0158763	-11.52	0.000	2.05
bouygues	-.1705694	.015846	-10.76	0.000	1.42
forfait	.4085756	.0190037	21.50	0.000	1.34
Crédit temps	.0019849	.0000266	74.48	0.000	1.37
Frais_ME	-.1810789	.0146765	-12.34	0.000	1.57
Min_inidivisible	-.1234451	.0554254	-2.23	0.026	1.15
pal_30s	-.0237196	.019964	-1.19	0.235	2.80
pal_15s	.0009251	.0181741	0.05	0.959	2.76
pal_12s	.3768993	.0718863	5.24	0.000	1.10
_constante	3.126483	.0581547	53.76	0.000	

³⁴⁸ Voir à cet effet : Neter, J., Wasserman, W. and Kutner, M. H., Applied Linear Statistical Models, 2nd ed., 1985, D. D Irwin, Homewood, IL, pp. 391-392.

Tableau 55 : Descriptif des classes de consommation

Descriptif	Programmation	Pourcentage selon l'opérateur*		
		Orange	SFR	Bouygues
Utilisation ponctuelle	Valeur 1 si nombre de min entre 45 et 120 mn/mois	21,77%	25,18%	30,71%
Utilisation normale	Valeur 1 si nombre de min entre 150 et 300 mn/mois	30,91%	23,33%	26,42%
Utilisation régulière	Valeur 1 si nombre de min entre 360 et 540 mn/mois	25,07%	18,64%	16,19%
Utilisation intensive	Valeur 1 si nombre de min entre 600 et 1200 mn/mois	8,51%	17,4%	20,71%
Abonnement	Valeur 1 si nombre de minute est 0 et/ou sans limite d'utilisation du crédit ou durée réduite de 6 mois seulement (12 mois pour les forfaits)	13,76%	15,43%	5,95%

Tableau 56 : Synthèse des prix hédoniques estimés pour les "forfaits"

	Avec paliers de facturation				Sans paliers de facturation			
	Coef.	t	P> t		Coef.	t	P> t	
	perso	-.2671	-15.04	0.000	perso	-.2811	-17.73	0.000
	sfr	-.2047	-10.85	0.000	sfr	-.2220	-15.00	0.000
	bouygues	-.1395	-7.38	0.000	bouygues	-.1775	-10.59	0.000
	usainten	1.4112	67.42	0.000	forfait	.4621	22.52	0.000
	usaregu	.9658	53.99	0.000	intensif	1.2650	64.01	0.000
	usanorm	.5792	34.83	0.000	régulier	.8084	46.53	0.000
	Frais_ME	-.0860	-4.99	0.000	normal	.4210	25.72	0.000
	Min_inidivisible	-.0691	-1.05	0.293	Frais_ME	-.1536	-11.62	0.000
	pal_30s	-.0211	-0.89	0.372	_cons	3.0825	119.14	0.000
	pal_15s	-.0002	-0.01	0.990				
	pal_12s	.0914	1.08	0.278				
	_cons	3.3917	49.40	0.000				
Number of obs	2059				2059			
F	F(11,2046) = 625.44				F(8,2049) = 1134.68			
Adj R-squared	.7695				.8151			

On remarque à partir du tableau 56 que la minute indivisible est non significative. Ceci revient à la faible proportion d'observations ne présentant pas cette caractéristiques dans notre échantillon. Elle ne constitue donc pas un élément déterminant permettant d'expliquer les variations des prix. Les paliers de facturation sont aussi non significatifs de plus que leurs coefficients sont très faibles. Suite aux modifications auxquelles nous avons procédé, on remarque que toutes les variables retenues sont significatives au seuil de 1%. On remarque aussi une augmentation du pouvoir explicatif des variables des variations des prix qui passe de 76,95% à 81,51% ainsi qu'une augmentation de la valeur de la statistique de Fisher. De plus,

les prix sont croissants avec la taille de la formule, les plus grands forfaits sont aussi les plus chers.

I.1.2. CARTES PREPAYEES

A partir du tableau 57, nous pouvons constater que les paliers de facturations sont non-significatives aussi pour les cartes prépayées.

Tableau 57 : Synthèse des prix hédoniques estimés pour les “cartes”

	Avec paliers de facturation			Sans paliers de facturation			
	Coef.	t	P> t	Coef.	t	P> t	
sfr	-.0263	-0.58	0.565	.0052	0.15	0.883	
bouygues	-.1116	-2.85	0.005	-.1473	-5.20	0.000	
Soir & WE	-.1460	-6.27	0.000	-.1271	-5.71	0.000	
jour	-.0835	-2.06	0.040	-.0639	-1.65	0.099	
Sur_mesure	-.3137	-5.08	0.000	-.3200	-5.53	0.000	
Taille recharge	.0065	31.09	0.000	.0062	29.74	0.000	
texto	-.0665	-1.49	0.137	-.1033	-2.36	0.019	
Min_indivisible	.0727	1.54	0.124	.1296	13.10	0.000	
pal_15s	.0896	1.97	0.049	.0233	4.87	0.000	
pal_20s	.0507	0.91	0.365	_cons	2.0958	46.57	0.000
pal_30s	-.0917	-2.50	0.013				
Val_emission	.1300	13.21	0.000				
Val_reception	.0248	5.16	0.000				
_cons	2.0364	31.27	0.000				
Number of obs	675			675			
F	F(13,661) = 157.89			F(9,665) = 212.03			
Adj R-squared	.7516			.7381			

Leur exclusion de notre modèle a fait augmenté son pouvoir prédictif. Il est important de noter toutefois que les durées de validité d’émission et réception expliquent à elles seules 9% de la variation des prix.

I.2. L’ANALYSE DES RESIDUS

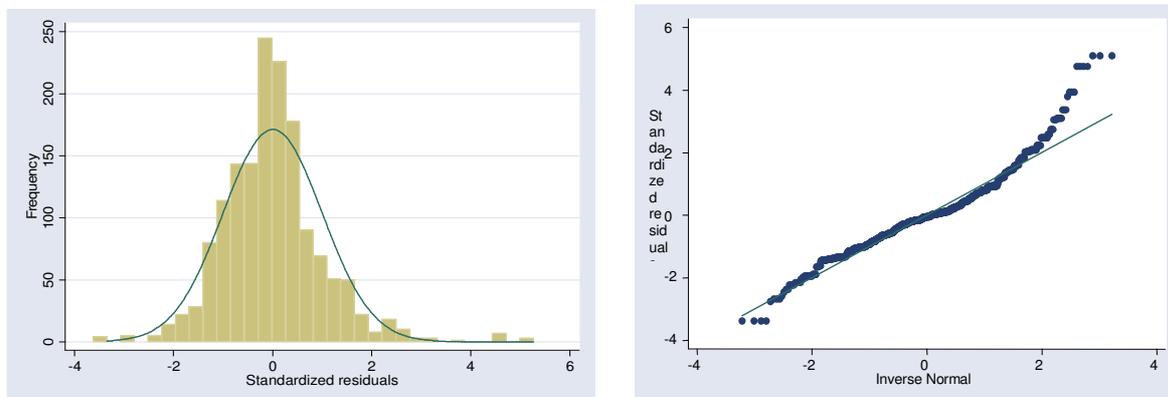
La mise en place d’une analyse de régression est soumise à des hypothèses statistiques notamment au niveau des résidus. En effet, l’analyse des résidus a pour objectif de tester la validité d’un modèle de régression et permet de déceler ses défaillances. C’est pourquoi il est nécessaire de s’assurer que certaines hypothèses fondamentales du modèle sont respectées. Il

s'agit en particulier de vérifier d'une part que les éléments aléatoires sont distribués suivant une loi normale. D'autre part, nous devons vérifier que la variance des erreurs est constante (hypothèse d'homoscédasticité).

I.2.1. LE RESPECT DES HYPOTHESES SUR LES ALEAS : NORMALITE ET HOMOSCEDASTICITE

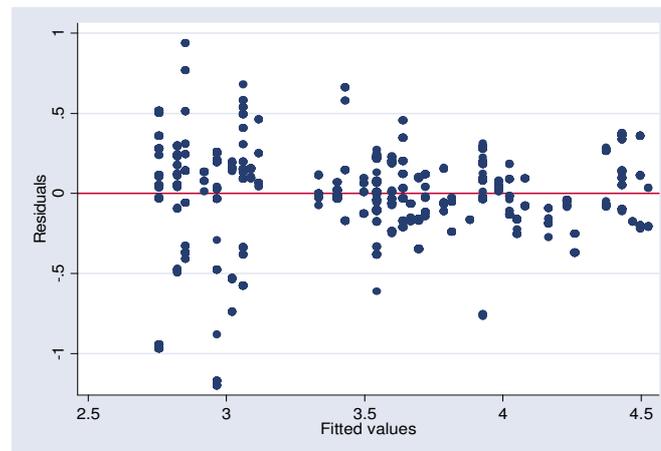
L'une des hypothèses de mise en œuvre d'un modèle de régression multiple est la normalité des résidus. L'analyse des résidus doit toujours s'accompagner des graphiques appropriés. Un premier graphique reproduit la distribution statistique de tous les résidus standardisés du modèle de régression à l'aide de l'histogramme de fréquences. On obtient alors un test visuel de la normalité des résidus qui confronte la distribution de probabilité cumulative des résidus standardisés (en ton de gris) à la distribution normale théorique (droite diagonale pleine). Rappelons qu'en vertu d'une distribution parfaitement normale, les résidus standardisés de la régression sont de moyenne 0 et d'écart type 1. On peut donc conclure que, dans le cas présent, la structure des termes d'erreur présente des irrégularités par rapport à la distribution normale et, partant, l'hypothèse nulle pour la normalité des résidus est donc rejetée.

Figure 92 : Hypothèse de normalité des résidus



Notre deuxième hypothèse à vérifier, concerne la constance de la variance des résidus, quelle que soit la valeur de la variable explicative. C'est le nom respect de cette hypothèse qui entraîne un problème d'homoscédasticité. On va donc vérifier à l'aide de graphiques confrontant les résidus (en ordonnée) avec la variable explicative considérée (en abscisse) la constance de la variance des aléas.

Figure 93 : Distribution des résidus



La distribution des résidus en fonction de la variable dépendante Y (LNPRIX), montre que nous avons certaines valeurs extrêmes « *outliers* » et un phénomène d'hétéroscédasticité (la variation des résidus est décroissante). Un test de d'hétéroscédasticité montre que la *p-value* est très faible, nous devons alors rejeter l'hypothèse H_0 et accepter l'hypothèse l'alternative que la variance est non homogène.

```

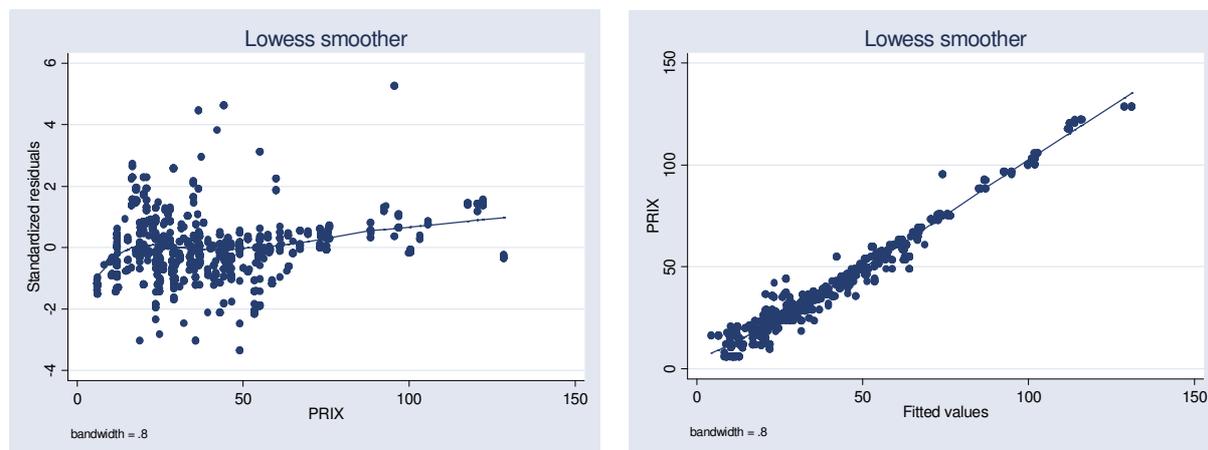
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
chi2(1)      =    442.74
Prob > chi2  =    0.0000

```

Par ailleurs la valeur prédictive de notre modèle met en exergue un phénomène d'hétéroscédasticité. Le graphique ci-dessous représente la distribution des résidus standardisés du modèle en fonction des prix. On l'obtient en choisissant « *RSTAND* » pour ordonné (Y) et en plaçant « *DEPENDENT* » en abscisse (X). ce graphique sert notamment à juger de l'ampleur du phénomène d'hétéroscédasticité des erreurs, fréquents dans les modèles d'évaluation. Ce problème, rappelons-le, se produit lorsque la *variance* des résidus –donc leur dispersion autour de la moyenne- n'est pas constante sur l'ensemble de l'échantillon et augmente avec la valeur de la variable dépendante. Cela se traduit graphiquement par un nuage de points en forme évasée vers la droite.

Bien que ce ne soit visiblement pas le cas ici, on peut voir « à l'œil » que les résidus standardisés du modèle hédonique se distribuent selon un axe dont la pente est légèrement positive (Fig 1). Cela reflète le fait que les petites formules (10 euros et moins) sont en général sur-estimées par l'équation de régression (résidus négatifs) alors que les grandes formules (110 euros et plus) sont au contraire sous-estimées (résidus positifs).

Figure 94 : Valeur prédictive du modèle



II. REGRESSIONS PAR PERIODES ADJACENTES

Le tableau 58 reproduit les résultats de la régression par périodes adjacentes pour les forfaits. Comme nous pouvons le constater, les régressions posent des problèmes de stabilité avec des constantes de signe négatifs. Certaines variables, en particulier, « renouvellement du terminal » et « *prêt de terminal* » semblent poser problème. De plus, les caractéristiques verticales de la qualité sont fortement corrélés, ce qui explique les signes non attendus de leurs coefficients.

Tableau 58 : Résultats des régressions par périodes adjacentes avec les caractéristiques verticales de la qualité pour les « forfaits »

	1997-1998		1998-1999		1999-2000		2000-2001		2001-2002	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
dummy	-.0198423	-0.26	-.1287161	-2.03*	-.1401438	-0.58	.3311721	7.91***	-.7650733	-1.78
Sfr	-.2899249	-5.99***	-.0409761	-0.70	-.1046848	-1.28	1.230267	10.60***	.291325	2.32*
Bouygues	032357	0.39	.0612876	1.52	-.1078604	-1.82*	.7185368	6.83***	-.6223276	-4.46***
Perso	(dropped)		(dropped)		-.1044968	-1.98*	.4173868	6.56***	-.4685184	-3.97***
Intensif	1.06034	25.73***	1.119809	53.51***	1.169702	67.08***	1.218072	71.94***	1.296384	76.16***
Régulier	.7442882	27.87***	.7707762	50.46***	.7472188	47.64***	.7399619	45.35***	.8256695	49.66***
Normal	.4231463	19.91***	.3449917	25.52***	.3566588	24.67***	.3569528	22.91***	.4108994	26.31***
FME_répondeur	-.1964075	-3.12**	.0224628	0.75	(dropped)		(dropped)		(dropped)	
Fax	(dropped)		(dropped)		(dropped)		(dropped)		-.018313	-0.45
Confort	-.2310437	-4.65***	.008266	0.41	.0137108	0.51	.570095	9.70***	-.1915345	-1.86*
Fac_détaillée	.0304772	0.69	.0974988	3.45**	.1167794	3.30**	.06913	1.44	(dropped)	
Maîtrise	.1820533	4.03***	-.0618967	-3.06**	-.1431897	-6.03***	-.0851827	-3.49**	-.082446	-2.16*
Internet	(dropped)		(dropped)		(dropped)		.0593467	1.87*	.0497631	1.46
Itinérance	.491717	4.31***	-.1154427	-2.45*	.0158098	0.49	.0587215	2.36*	.0783197	3.34**
Renouv_terminal	(dropped)		(dropped)		(dropped)		.5714822	9.26***	-.2109873	1.93*
Prêt terminal	(dropped)		.1224877	2.94**	.0104756	0.27	.5513542	13.15***	.6877989	18.17***
report min	(dropped)		.14071	4.57***	.0594135	2.90**	.05138	2.58*	.1136802	5.04***
Couverture	-.0057032	-1.58	.0377181	1.79*	.0529295	0.73	.0176022	0.58	(dropped)	
QoS	.0838965	3.49**	.0286627	1.71*	.0443448	0.42	-1.283757	-9.59***	.4220699	1.71*
Constante	-4.111893	-2.12*	-3.267612	-0.96	-6.047716	-0.37	121.8079	10.46***	-37.10471	-1.58
Number of obs	295		479		709		805		732	
F	F(14,280) = 138.42		F(16,462) = 420.97		F(16,692) = 489.25		F(18,786) = 510.06		F(17,714) = 675.19	
Adj R-squared	0.8674		0.9336		0.9169		0.9193		0.9400	

BIBLIOGRAPHIE

- ABRAHAM K.G., DIEWERT E., HAUSMAN J. [1997], « The CPI Commission: Discussion», *American Economic Review*, 87(2), p.94-98.
- ABRAHAM K.G., GREENLEES J.S., MOULTON B.R. [1998], « Working to Improve the Consumer Price Index», *Journal of Economic Perspectives*, 12(1), p.27-36
- AFRIAT S. [1967], « The construction of a utility function from expenditure data », *International Economic Review*, 8, p.67-77.
- AFRIAT S. [1973], « On a system of inequalities in demand analysis : an extension of the classical method », *International Economic Review*, 14, p. 460-472.
- AFRIAT S. [1976], « *Combinatorial theory of demand* », Londres.
- AFRIAT S. [1977], « The Price Index», London: *Cambridge University Press*.
- AFRIAT S. [1981], « On the constructibility of consistent price indices between several periods simultaneously », In Angus Deaton, editor, *Essays in Theory and Measurement of Demand: in Honour of Sir Richard Stone*. Cambridge University Press, Cambridge, England, 1981.
- AGARWAL, M.K., RATCHFROD B.T. [1980], « Estimating demand functions for Product Characteristics : The case of automobiles », *Journal of Consumer Research*, 7, décembre, p.249-262.
- AIZCORBE A., CORRADO C., DOMS M. [2003], « When do Matched-Model and Hedonic Techniques Yield Similar Price Measures ?», *FRBSF Working paper*, n°2003-16, June
- AIZCORBE A.M., JACKMAN P.C. [1993], « The Commodity Substitution Effect in CPI Data, 1982-91», *Monthly Labor Review*, 116(12), p.25-33.
- ARMKNECHT P., GINSBURG D. [1996], «Improvements in Measuring Price Changes in Consumer Services: Past, Present and Future», en E. Berndt y Z. Griliches [eds.], *Output Measurement in the Service Sectors*, NBER, University of Chicago Press.
- ARMKNECHT P., WEYBACK D. [1989], «Adjustments for Quality Change in the U.S. Consumer Price Index», *Journal of Official Statistics*, 5(2), p.107-23.
- ARMKNECHT P.A., MAITLAND-SMITH F. [1999], «Price Imputation and Other Techniques for Dealing with Missing Observations, Seasonality and Quality Changes in

- Prices Indices», International Monetary Fund Working Paper 99/78. Washington, D.C.: International Monetary Fund.
- ART [1999], « Les consommateurs et la téléphonie mobile », ART, janvier, 1999
- ART [1999a], « Le marché des télécommunications en France en 1998 », Observatoire des marchés, Autorité de Régulation des Télécommunications, décembre 1999.
- ART [1999b], « Les relations des opérateurs de télécommunications avec leurs clients grand public », disponible sur le site de l'Autorité de Régulation des Télécommunications.
- ART [2001], « Les relations des opérateurs de télécommunications avec leurs clients grand public », Etude de la Sofres. www.art-telecom.fr/publications/sofres2000.htm.
- ART [2002], « L'état du marché des mobiles en métropole au 31 décembre 2002 », note d'analyse n°3.
- ART [2004], « Note d'analyse n°5: les SMS ».
- ART [2004], « Mesures comparatives d'indicateurs d'intensité concurrentielle sur les marchés mobiles européens en 2002 », Etude OMSYC. <http://www.art-telecom.fr/publications/etudes/omsyc-comobeurop.pdf>.
- BAERTSCHI, P. [2000] « Facturation des services à valeur ajoutée dans les réseaux sans-fil à commutation de paquets » *Mémoire, Université de Lausanne, Ecole des Hautes Etudes Commerciales*, année académique 1999-2000.
- BAKER T.A. [1997], « Quality-Adjusted price indexes for portables computers », *Applied Economics*, 29, p 1115-1123.
- BALDWIN, A., DESPRÉS P., NAKAMURA A., NAKAMURA M. [1994], «New Goods from the Perspective of Price Index Making in Canada and Japan», in T. Bresnahan and R.J. Gordon [eds.] *New Goods* [Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research].
- BALK B.M. [1989], «Changing Consumer Preferences and the Cost-of-Living Index: Theory and Nonparametric Expressions», *Journal of Economics*, 50(2), p.157-169.
- BALK B. [1994], « On the first step in the calculation of a consumer price index », *Proceedings of the First International Conference on Price Indices*. Statistics Canada, Ottawa.
- BALK B. [1995], « Axiomatic Price Index Theory: A survey », *International Statistical Review*, 63, p. 69-93.

-
- BALK B. [1999], « On Curing the CPI's Substitution and New Goods Bias », *Methods and Informatics Department Statistics Netherlands*.
- BALK B. [1999], « On the Use of Unit Value Indices as Consumer Price Subindices », In Walter Lane, ed., *Proceedings of the Fourth Meeting of the International Working Group on Price Indices*. Washington, D.C.: U.S. Department of Labor, p. 112-20.
- BALK B. [2000], « Divisia Price and Quantity Indices: 75 Years After », Working Paper, Department of Statistical Methods, Statistics Netherlands.
- BALL A., MEHMI S., VAZE P., SZARY A., CHISSELL N., HEAVEN J. [2002], « Implementing Hedonic Methods for PCs: The UK Experience », Presented at the Office of National Statistics 2002 New Economy Workshop.
- BARBERIS N. [2000], « Choix des produits et concurrence en prix sur le marché français de la téléphonie mobile », Thèse de l'Ecole Nationale Supérieure des Télécommunications.
- BARTIK T.J. [1987] « The estimation of demand parameters in hedonic price models », *Journal of Political Economy*, 95, (1), p.81-88.
- BASCHER J., LACROIX T. [1999], « Lave-vaisselle et micro-ordinateurs dans l'IPC français : la modélisation hédonique, de la théorie à la pratique », contribution à la 5ème Conférence internationale du groupe d'Ottawa, Reykjavik.
- BELSLEY D.A., KUH E., WELSCH R.E. [1980], « Regression Diagnostics : Identifying influential data and sources of collinearity », New York: John Wiley.
- BERNDT E.R., GRILICHES Z., RAPPAPORT N.J. [1995], « Econometric estimates of price indexes for personal computers in the 1990's », *Journal of Econometrics*, 68, p.243-268.
- BERNDT E.R. [1991], « The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary », Addison-Wesley Publishing company, Reading Massachusetts.
- BERNDT E.R., DULBERGER E.R., RAPPAPORT N. [2000], « Price and quality desktop and mobile personal computers : A quarter century of history », *A quarter century of history of prices and quality*, July 2000.
- BERNDT E.R., GRILICHES Z. [1993], « Price Indexes for Microcomputers: An Exploratory Study », en Foss *et al.* Marilyn Manser, and Allan H. Young, eds., *Price Measurements and Their Uses*, National Bureau of Economic Research Studies in Income and Wealth, Vol. 57. Chicago, IL: University of Chicago Press, p.63-93.

- BERTHIER J.P. [2002], « Réflexion sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées » *Série des documents de travail de la Direction des Etudes et Synthèse Economiques*, INSEE, Juin 2002
- BEUC [2000], « Intérêts des consommateurs dans le contexte des communications mobiles », *Beuc [the European Consumers' Organisation]* 26 avril, 2000.
- BEUERLEIN I. [2000], « New Computation of the Consumer Price Index for Telecommunications Services on Base 1995 », Federal Statistical Office, Wiesbaden, Germany, April.
- BIPE [2000], « Les technologies de l'information et des communications et l'emploi en France » *Direction Générale de l'industrie, des Technologies de l'Information et des Postes*, Juin 2000
- BISCIARI P. [2001], « Nouvelle Economie » *Banque Nationale de Belgique, working papers- Document series*, n°14, Avril, 2001
- BIT [2001], « Indices des prix à la consommation », Rapport II, Réunion d'experts sur les statistiques du travail, Genève, octobre, p.22-31.
- BLOW L., CRAWFORD I. [1999], « A nonparametric bound on substitution bias in the UK Retail Prices Index » *paper presented at : The Measurement of Inflation international conference Cardiff University*, August 1999.
- BOSKIN M.J., DULBERGER E., GORDON, R., GRILICHES Z., JORGENSON D.W. [1996], « Towards a More Accurate Measure of the Cost of Living » *Final Report to the Senate Finance Committee from the Advisory Commission to Study the Consumer Price Index*.
- BOSKIN M.J., DULBERGER E., GRILICHES Z. and JORGENSON D.W. [1998], « Consumer Prices, the Consumer Price Index, and the Cost of Living », *Journal of Economic Perspectives*, 12 (1), p 3-26.
- BOURREAU M. et KARAMTI C. [2004], « Un point sur la relation entre technologies de l'information et de la communication et productivité », *Revue ISDM (Information Sciences for Decision Making)*, n°13, Special issue ISDM'Majecstic03.

-
- BOVER O., IZQUIERDO M. [2001], « Quality-adjusted prices : Hedonics methods implications for national accounts » *Banco de España- Servicio de Estudios, Estudios Economicos*, n°70-2001.
- BOWLEY A.L. [1899], « Wages, Nominal and Real », pp. 640-651 in *Dictionary of Political Economy*, Volume 3, R.H.I. Palgrave [ed.], London: Macmillan.
- BRADLEY R., COOK B., LEAVER S.E., MOULTON B.R. [1997], « An Overview of Research on Potential Uses of Scanner Data in the U. S. CPI », Third Meeting of the International Working Group on Price Indices, Statistics Netherlands, Voorburg, April, p16-18.
- BRESNAHAN T.F., GORDON R.J., eds, [1997], «The Economics of New Goods», University of Chicago Press.
- BROWN J. N., ROSEN H. [1982], « On the estimation of structural hedonic price models », *Econometrica*, 50(3).
- CHALMERS D., SOLMAN M. [1999], «A Survey of Quality of Service in Mobile Computing Environments », *IEEE Communications Survey, Imperial College*, London, Second Quarter 1999.
- CHRISTENSEN L.R., JORGENSON D.W., LAU L.J. [1971], « Conjugate Duality and the Transcendental Logarithmic Production Function », *Econometrica*, 39, p.255-256.
- COESTIER B., MARETTE S. [2004], « *Économie de la qualité* », La découverte.
- COHEN D., DEBONNEUIL M. [2000], « Nouvelle économie » *Conseil d'Analyse Economique, documentation française*.
- CRAWFORD I., IMAGE I. [2002], « Testing the RPI data for consistency with the theory of the cost-of-living index » *Institute for Fiscal Studies & University College London, Office for National Statistics*, April 2002.
- CURIEN N. [2000], « *Économie des réseaux* », La découverte.
- CURIEN N., GENSOLLEN M. [1992], « *Économie des télécommunications : ouverture et réglementation* », *Economica*.
- DALÉN J. [1992], « Computing Elementary Aggregates in the Swedish Consumer Price Index », *Journal of Official Statistics*, 8, p.129-147.

-
- DALÉN J. [1995], « Quantifying Errors in the Swedish Consumer Price Index », *Journal of Official Statistics*, 11(3), p.261-275.
- DALÉN J. [1999], « On the Statistical Objective of a Laspeyres' Price Index », In Walter Lane, ed., *Proceedings of the Fourth Meeting of the International Working Group on Price Indices*. Washington, D.C.: U.S. Bureau of Labor Statistics, p.121-41.
- DALÉN J. [2002], « Personal Computers in Different HICPs », Presented at Brookings Institution Workshop on Productivity in the Services Sector "Hedonic Price Indexes: Too Fast? Too Slow? Or Just Right?" Washington, D.C., February 1.
- DANGNGUYEN G., PHAN D. [2000], « Économie des télécommunications et de l'Internet », *Economica*.
- DASILVA L.A. [2000], « Pricing for QoS-Enabled Networks: A Survey », Virginia Polytechnic Institute and State University, *IEEE Communications Surveys*, second quarter 2000.
- DAVIDSON R., MACKINNON J.G [1985c], « Testing linear and loglinear regressions against Box-Cox alternatives », *Canadian Journal of Economics*, 18, p.499-517.
- DELOITTE, TOOCHÉ [2001], « Is US Economic Success Merely A Statistical Mirage ? », *Economic Review*, first quarter 2001.
- DESROSIERS F. [2001], « La modélisation statistique en analyse et évaluation immobilière : Guide méthodologique », *Gestion urbaine et immobilière, Université Laval*, septembre 2001.
- DHRYMES P.J. [1967], « On the Measurement of Price and Quality Changes in Some Consumer Capital Goods », *American Economic Review*, 57, p501-518.
- DIEWERT E. [2001], « How to Reflect Quality Change in the CPI : The case of Corea », *Department of Price Statistics Division*, January 2001.
- DIEWERT W.E. [1976], « Exact and Superlative Indexes », *Journal of Econometrics*, 4, p.115-145.
- DIEWERT W.E. [1978], « Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation », *Econometrica*, 46, p.883-900.

-
- DIEWERT W.E. [1981], « The Economic theory of Index Numbers: A Survey», in Deaton, Angus ed., *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behavior in honour of Sir Richard Stone*, Cambridge University Press, 163-208.
- DIEWERT W.E. [1983], «The Theory of the Cost of Living Index and the Measurement of Welfare Change», en W. E. Diewert y C. Montmarquette [1983], p.163-233.
- DIEWERT W.E. [1992], « Fisher Ideal Output, Input, and Productivity Indexes Revisited », *Journal of Productivity Analysis*, 3(3), p.211-248, reprinted in Diewert and Nakamura [1993], p.317-353.
- DIEWERT W.E. [1993], « Early History of Price Index Research », in Diewert and Nakamura [1993], p.33-65.
- DIEWERT W.E. [1995], «Axiomatic and Economic Approaches to Elementary Price Indexes», NBER Working Paper Series, n° 5104.
- DIEWERT W.E. [1998], «Index Number Issues in the Consumer Price Index», *Journal of Economic Perspectives*, 12(1), p.47-58.
- DIEWERT W.E. [2001], « Régression Hédonistes : une méthode fondée sur la théorie du consommateur », Document préparé pour la Réunion commune CEE/OIT sur les indices des prix à la consommation, Genève, 1^{er} et 2 novembre 2001.
- DIEWERT W.E. [2001], « Telecommunication Services », Paper presented at the International Working Group on Price Indices Sixth Meeting.
- DIEWERT W.E. [2001], « The consumer price index and index number theory : A survey.» Discussion Paper 01-02, *Dept. of Economics*, University of British Columbia.
- DIEWERT W.E. [2003], « Hedonic Regressions: A Review of Some Unsolved Issues», *Dept. of Economics*, University of British Columbia.
- DIEWERT W.E., [1980], « Aggregation Problems in the Measurement of Capital», In *The Measurement of Capital*, Dan Usher [ed.], University of Chicago Press, p.433-528.
- DIEWERT W.E., ALTERMAN, W.F., FEENSTRA R.C. [1999], « International Trade Price Indexes and Seasonal Commodities », Washington, DC: U.S. *Department of Labor, Bureau of Labor Statistics*.
- DIEWERT W.E., MONTMARQUETTE C. [1983], eds., « Price Level Measurement», Ottawa, *Statistics Canada*.

-
- DIEWERT W.E., NAKAMURA A.O., eds, [1993], « Essays in Index Number Theory », Vol. 1, Amsterdam: North-Holland.
- DIXIT A.K., STIGLITZ J.E. [1977], « Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity », *American Economic Review*, 67(3), p.297-308.
- DOWRICK S., QUIGGIN J. [1994], « International Comparisons of Living Standards and Tastes: A Revealed-Preference Analysis », *American Economic Review*, 84(1), p.332-341.
- DOWRICK S., QUIGGIN J. [1997], « True Measures of GDP and Convergence », *American Economic Review*, 87(1), p.41-64.
- DROBISCH M.W. [1871], « Ueber einige Einwürfe gegen die in diesen Jahrbüchern veröffentlichte neue Methode, die Veränderungen der Waarenpreise und des Geldwerths zu berechnen », *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 16, p.416-427.
- DHRYMES J.P [1867], « On the Measurement of Price and Quality Changes in Some Consumer Capital Goods: Preliminary Results », *American Economic Review*, vol. 57, p. 501-528.
- DUPUIT J. [1844], « De la mesure de l'utilité des travaux publics » *Annales des Ponts et Chaussées*, 8.
- EDGEWORTH F.Y. [1925], « *Papers Relating to Political Economy* », Vol 1, New York: Burt Franklin.
- EIB [European Investment Bank] papers [2001], « European economic growth: the impact of new technologies » papers, 6(1).
- EICHHORN W. [1976], « Fisher's Tests Revisited », *Econometrica*, 44(2), p247-256.
- EICHHORN W., VOELLER J. [1976], « Theory of The Price Indexes : Fisher's Test Approach and Generalizations », Springer Verlag, Berlin.
- EICHHORN W., VOELLER J. [1983], « Axiomatic foundation of price indexes and purchasing power parities », in Diewert, W.E. et C. Montmarquette [1983]. op. cit., p.411-50 [résumé en français].
- EKELAND I., HECKMAN J.J., NESHEIM L. [2002], « Identifying Hedonic Models », *American Economic Review*, 92(2), p.304-09.

-
- EUROSTAT TASK FORCE. [1999], «Volume Measures for Computers and Software», Report of the Eurostat Task Force on Volume Measures for Computers and Software, June.
- FEENSTRA R.C. [1994], «New Product Varieties and the Measurement of International Prices », *American Economic Review*, 84, p.157-177.
- FEENSTRA R.C. [1995] « Exact Hedonic Indexes », University of California
- FENOGLIO P. [1997], «Innovation, dynamique de la différenciation verticale et tarification de l'innovation : une application aux marchés français des ordinateurs personnels (1986-1993) », Thèse de l'Université Panthéon-Assas.
- FISHER I. [1911], « The Purchasing Power of Money », Macmillan, New York.
- FISHER I. [1921], « The Best Form of Index Number », *Quarterly Publications of the American Statistical Association*, 17(133), p.533-537.
- FISHER I. [1922], « The Making of Index Numbers : A study of their Varieties, Tests and Reliability », Houghton Mifflin, Boston, Third edition revised , 1927.
- FISHER M.F., SHELL K. [1972], « The Economic Theory of Price Indices», *Academic Press*.
- FIXLER D., GREENLEES J., LANE W. [2001], « Telecommunication Indexes in the U.S. Consumer Price Index », Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Australia, 2-6 April 2001.
- FIXLER D.J., ZIESCHANG K.D., [1992], «Incorporating Ancillary Measures of Process and Product Characteristics into a Superlative Productivity Index», *Journal of Productivity Analysis*, 2(2), p.245-267.
- FOURASTIE J., GRAIS B. [1984], « Les indices statistiques», MASSON.
- FOX J. [1991], « *Regression Diagnostics* », Newbury Park, CA: Sage Publications. Quantitative Applications in the Social Sciences Series, n°79.
- GÉNÉREUX P. [1983], «Impact of the Choice of Formulae on the Canadian Consumer Price Index», en W. E. Diewert y C. Montmarquette [eds.], *Price Level Measurement*. Statistics Canada.
- GERDUK I.B. [2001], « Producer Price Indexes for Telecommunications Services », *U.S. Bureau of Labor and Statistics, Brookings Institution Workshop, On Communications Output and Productivity*, February 23, 2001.

-
- GORDON R.J. [1990], « The Measurement of Durable Goods Prices», National Bureau of Economic Research Monograph series. Chicago and London: University of Chicago Press, p.723.
- GORDON R.J., GRILICHES Z. [1997], « Quality Change and New Products», *American Economics Review*, 87(2), p.84-88.
- GRAVEL N., MARTINREZ M., TRANNOY A. [1998], « L'approche hédonique du marché immobilier », *Études Foncières*, n°78.
- GRILICHES Z. [1961], « Hedonic Price Indexes for Automobiles: An Econometric Analysis of Quality Change», *The Price Statistics of the Federal Government*, General Series No 73, New York: Columbia University for the National Bureau of Economic Research, 137-196. Reprinted in Zvi Griliches ed. *Price Indexes and Quality Change: Studies in New Methods of Measurement*, Cambridge, Mass: Harvard University Press, 1971, p.55-87.
- GRILICHES Z. [1971], « Price indexes and quality change, studies in new measurement», édité par Zvi Griliches pour the Price Committee Federal Reserve Board, Havard University press, Cambridge, Massachusetts, 1971, 283p.
- GRILICHES Z. [1979], « Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth », *The Bell Journal of Economics*, 10 (2), p.92-116.
- GRILICHES Z. [1990], «Hedonic Price Indexes and the Measurement of Capital and Productivity: Some Historical References», In Ernst R. Berndt and Jack E. Triplett, eds., *Fifty Years of Economic Measurement: The Jubilee of the Conference on Research in Income and Wealth*, National Bureau of Economic Research Studies in Income and Wealth, Vol. 54. Chicago: University of Chicago Press, p.185-202.
- GRILICHES Z. [1998], « Practicing Econometrics: Essays in Method and Application», *Economists of the Twentieth Century*.
- HAMDOUCH A., SAMUELIDES E. [2001], « Innovation's dynamics in mobile phone services in France », *European Journal of Innovation Management*, 4(3), p153-162.
- HANSEN B., LUCAS E.F. [1984], « On the accuracy of index numbers », *The Review of Income and Wealth* [March], p. 25-38.
- HARBERGER A. [1966], « Taxation, resource allocation and welfare » In : NBER and Booking Institution « The Role of Direct and Indirect Taxes in the Federal RESERVE System », Princeton University Press.

-
- HARBERGER A. [1971], «Three postulates of applied welfare » *Journal of Economics Literature*, 9, p.785-797.
- HAUSMAN J.A. [1981], «Exact Consumer's Surplus and Deaweight Loss », *American Economic Review*, 71(4), p.662-676.
- HAUSMAN J.A. [1996], «Valuation of New Goods Under Perfect and Imperfect Competition», en Bresnahan,T. y R. Gordon [1996], eds.
- HAUSMAN J.A. [1997], «Valuing the effects of Regulation on new Services in Telecommunications » mimeo, Deparatment of Economics, Massachusetts Institute of Technology.
- HAUSMAN J.A. [1999], « Cellular Telephoone, New Products, and the CPI », *Journal of Business & Economic Statistics*, 17(2).
- HAUSMAN J.A. [2002], « Sources of Bias and Solutions to Bias in the CPI », *NBER working Paper*, 9298.
- HAUSMAN J.A., NEWHEY W.K. [1995], «Nonparametric Estimation of Exact Consumers Surplus and Deadweight Loss», *Econometrica*, 63(6), p.1445-1476.
- Heckman J.J [1974], «Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply», *Econometrica*, Econometric Society, 42(4), p679-694.
- HICKS J.R. [1940], «The Valuation of the Social Income», *Economica*, 7, p.105-140.
- HICKS J.R. [1942], « Consumers' Surplus and Index Numbers », *Review of Economics and Statistics*, 9(2), p.126-137.
- HICKS J.R. [1956], « A Revision of Demand Theory», Londres, Oxford University Press.
- HILL P. [1988], « Récents développements de la théorie et de la pratique des indices », *Revue économique de l'OCDE*, n°10, printemps 1988.
- HILL P. [1993], « Price and Volume Measures », in *System of National Accounts 1993*, p. 379-406, Eurostat, IMF, OECD, UN and World Bank, Luxembourg, Washington, D.C., Paris, New York, and Washington, D.C.
- HILL P. [1997], « La mesure de l'inflation et des variations du coût de la vie », Document présenté par le secrétariat de la CEE à la Réunion commune CEE/OIT sur les indices des prix à la consommation, Genève, 24-27 novembre 1997.

-
- HOBIIJN B. [2002], « On the Both Sides of the Quality Bias in Price Indexes », *Federal Reserve Bank of New York*, Version 2, December 2002.
- HOFFMANN J. [1998], « Problems of Inflation Measurement in Germany », *Discussion Paper 1/98, Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank*. Frankfurt, Germany: Deutsche Bundesbank.
- HOLLENDERS H., MEIJERS H. [1999], « Quality-Adjusted Prices and Software Investments : The use of Hedonic Price Indexes » *Report prepared for 'New Indicators for the Knowledge Based Economy' MERIT*, Maastricht, the Netherlands.
- HOLLOWAY S. [1999], « Where Is the RPI on the Pure Price Index -Cost-of-Living Continuum? », Unpublished paper, January 20.
- HOTELLING H. [1938], « The general welfare in relation to problems of taxation and of railway and utility rates » *Econometrica*, 6, 242-69. Reprinted in : Arrows and Scitovsky [1969].
- HOUTHAKKER H.S. [1950], « Revealed Preference and the Utility Function », *Economica*, 17, p.159-174.
- HOUTHAKKER H.S. [1952] « Compensated Changes in Quantities and Qualities Consumed », *Review of Economic Studies*, 19(3), p.155-164.
- HOUTHAKKER H.S. [1983], « On Consumption Theory », dans E.C. Brown et R.M. Solow [sous la dir. De], *Samuelson and Modern Economic Theory*, New York, McGraw Hill, p.57-68.
- INSEE Méthodes [1998], « Actes des journées de méthodologie statistique 17 et 18 mars 1998 », n°84-85-86
- INTERNATIONAL LABOUR OFFICE [ILO] [2004], « Consumer Price Index: Theory and Practice », 537p.
- JACOBZONE S., MARTIN E., PERRIN V., WERLE J. [1997], « Une approche Hédonique pour la formation des prix des médicaments remboursables », *Ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie*, Document de Travail n°97-2.
- JAOUL M., VIDAL M. [2003], « Décomposition de l'audience télévisuelle en fonction des caractéristiques des programmes : une approche économétrique sur données françaises », Document de Travail LAMETA, Décembre 2003. Disponible en ligne sur : <http://www.lameta.univ-montp1.fr/download/DT/WP2003-24.pdf>.

-
- JORGENSON D. [2001], « Les technologies de l'information et l'économie américaine », *Déclaration présidentielle devant the American Economic Association*, New Orléans, Louisiane, le 6 janvier 2001.
- JORGENSON D., SLESNICK D.T. [2001], « Indexing Government Programs for the Cost of Living », Chapter 10 in Dale W. Jorgenson [2001a], p.339-360.
- JORGENSON D., STIROH K. [2000], « Raising the speed limit : US economic growth in the information age », *Economic Department working papers*, n°261.
- KNIBBS SIR G.H. [1924], « The Nature of an Unequivocal Price Index and Quantity Index », *Journal of the American Statistical Association*, 19, p.42-60 and p196-205.
- KOKOSKI M., WAEHRER K., ROZAKLIS P. [2001], « Using Hedonic Methods for Quality Adjustment in the CPI: The Consumer Audio Products Component », BLS Working Paper n°344.
- KOKOSKI M.F. [1987], « Problems in the Measurement of Cost-of-Living Indexes », *Journal of Business and Economic Statistics*, 5, p.39-46.
- KONÜS A. [1924], « The Problem of The True Cost of Living Index », translated in *Econometrica*, 7, p.10-29.
- KOSKIMÄKI T., VRATIA Y. [2001], « Beyond matched pairs and Grilliches-type hedonic methods for controlling quality changes in CPI sub-indices », *Paper to be presented at the 6th Ottawa Group Meeting, Canada, Australia 2.- April 2001*.
- KRISOFERSSON D., RICKERTSEN K. [2004], « Efficient Estimation of Hedonic Inverse Demand Systems » Discussion Paper.
- LANCASTER K. [1966], « A New Approach to Consumer Theory », *Journal of Political Economy*, 74, p.132-157.
- LANCASTER K. [1971], « Consumer Demand: A New Approach », Columbia University Press, New York.
- LANCASTER K. [1975], « Socially Optimal Product Differentiation », *American Economic Review*, 65, p.567-585.
- LANCASTER K. [1979], « Variety, Equity and Efficiency », Columbia University Press.

-
- LANCASTER K. [1980], « Competition and Product Variety », *The Journal of Business*, 53(3), Part 2: Interface between Marketing and Economics, Jul 1980
- LANDEFELD J.S., FRAUMENI B. [2001], « Measuring the new economy », *Survey of Current Business Washington*, March 2001
- LASPEYRES E. [1871], « Die Berechnung einer mittleren Waarenpreissteigerung », *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 16, p.296-314. [“Calculation of an average price-increase”].
- LE BOETTE I., BARRET C. [2001], « Évaluation des micro-données et de l’IPC : cas des lave-vaisselle et des télévisions », Conférence ONU/OIT sur les indices de prix à la consommation, 1 et 2 novembre 2001, Genève
- LEBOW D.E., ROBERTS J.M., STOCKTON D.J. [1994], « Monetary Policy and ‘The Price Level » », Washington, DC, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- LEHR J. [1885], « Beiträge zur Statistik der Preise », J. D. Sauerlander, Frankfurt.
- LEQUILLER F. [1997], « L’indice des prix surestime-t-il l’inflation? », *Économie et Statistique*, n°303, INSEE, 1997.
- LEQUILLER F. [2000], « La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB » *Série des documents de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques*, Février 2000.
- LERNER J. [1935], « A Note on the Theory of Price Index Numbers », *Review of Economic Studies*, 3(1), p.50-56.
- LERNER J. [1995], « Pricing and Financial Resources: An Analysis of the Disk Drive Industry », 1980-88, *The Review of Economics and Statistics*, 1995, p.585-598.
- LLOYD P.J. [1975], « Substitution Effects and Biases in Nontrue Price Indices », *American Economic Review*, 65, p.301-313.
- LOWE J. [1823], « The Present State of England in Regard to Agriculture, Trade, and Finance; with a Comparison of the Prospects of England and France », Second Edition, London: Longman, Hurst, Rees, Orme, and Brown.
- LOWE R. [1999], « The Use of the Regression Approach to Quality Change for Durables in Canada », Presented at the Fifth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Reykjavik, Iceland, August 25 - 27.

-
- LUCAS R. [1975], « Hedonic Price Functions », University of California, *Economic Inquiry*, vol. 13, June 1975.
- MAGNIEN F. [2003], « Mesurer l'évolution des prix des services de téléphonie mobile : une entreprise difficile », *Économie et Statistiques* n°362, Juin 2003.
- MAGNIEN F., POUGNARD J. [2000], « Les indices à utilité constante : une référence pour mesurer l'évolution des prix », *Économie et Statistiques* n°335, Mai 2000.
- MANSER M.E., McDONALD R.J. [1988], « An Analysis of Substitution Bias in Measuring Inflation, 1959-85 », *Econometrica*, 56(4), July, p.909-930.
- MARCHAND O., SKHIRI E. [1995], « Prix hédoniques et estimation d'un modèle structurel d'offre et de demande de caractéristiques », *Économie et Prévision*, 5(121), p.127-140.
- MARSHALL A. [1887], « Remedies for Fluctuations of General Prices », *Contemporary Review*, 51, p.355-375.
- MAS-COLLEL A., WHINSTON M.D., GREEN J.R. [1995], « Microeconomic theory », Oxford University Press.
- MAYER T., HEAD K. [2001], « Everything you always wanted to know about CES [but afraid to ask] », August 17, 2001.
- MONGIN P. [2000], « Les préférences révélées et la formation de la théorie du consommateur », *Revue Économique*, 5, Sept. p.1125-1152.
- MONTELLA M., MOSTACCI F., ZANOLINI G. [2001], « Consumer Price Indexes for Telecommunication Services in Italy », Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices Canberra, Australia 2-6 April 2001.
- MONTIEL S., VIGLINO L. [1995], « Effet du chaînage annuel », note interne Insee, n°176/F320 du 17/6/1993.
- MOREAU A. [1992], « Changements de qualité et indices de prix : l'exemple du prix des ordinateurs », *Insee méthodes*, n° 29-30-31, p.173-202.
- MOULTON B. [1996], « Bias in the Consumer Price Index: What is the Evidence? », *Journal of Economic Perspectives*, 10(4), p.157-177.

-
- MOULTON B., BRENT R. [1991], « A Bayesian Approach to Regression Selection and Estimation, with Application to a Price Index for Radio Services», *Journal of Econometrics*, 49 [July/August], p.169-193.
- MOULTON B., LA FLEUR T., MOSES K. [1997], «Research on Improved Quality Adjustment in the CPI : The Case of Televisions», Bureau of Labor Statistics, mimeo.
- MOULTON B., MOSES K. [1997], «Addressing the Quality Change Issue in the Consumer Price Index», *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, p.305-349.
- MUELLBAUER J. [1974], « Household Production Theory, Quality, and the Hedonic Technique », *The American Economic Review*, 64(6), Dec, p.977-994.
- MULLIGEN V., HEIN P. [2003], « Quality Aspects in Price Indices and International Comparisons: Application of the Hedonic Method», Voorburg: Statistics Netherlands.
- n/e/r/a [1999], « A Price Index for Mobile Telephony », A report for Oftel, September, London.
- NATIONAL RESEARCH COUNCIL [2000], « At What Price? Conceptualizing and Measuring Cost-of-Living and Price Indexes», Washington, DC, National Academy Press, 2002, 332 p.
- NEVO A. [2003], «New Products, Quality Changes, and Welfare Measures Computed from Estimated Demand Systems», *Review of Economics and Statistics*, 85(2), p.266-275.
- OFTEL [2003], «International benchmarking of mobile services», <http://www.ofcom.org.uk/static/archive/oftel/publications/research/2003/benchmob0503.pdf>
- OKAMOTO M., SATO T. [2001], « Comparison of Hedonic Method and Matched Models Method Using Scanner Data: The Case of PCs, TVs and Digital Cameras», Presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Australia, April 2-6.
- Organisation Internationale du travail [2003], « Indices de prix à la consommation », Rapport III, Dix-septième Conférence internationale des statisticiens du travail, Genève, 24 novembre - 3 décembre 2003.
- PAASCHE H. [1874], « Über die Preisentwicklung der letzten Jahre nach den Hamburger Börsennotierungen », Miscellen II, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, n°23, p.68-178.

-
- PENARD T. [2002], « Competition and Strategy on the Mobile Telephony Market: a Look at the GSM Business Model in France », *Communications and Strategies*, 45(1).
- PIRIOU J.P., [1983], « L'indice des prix », La Découverte, Paris, 1983.
- POLLAK R.A. [1971], « The Theory of the Living Index », U.S. Bureau of Labor Statistics Working Paper, n°11, reproduit dans Diewert, W.E. et C.Montmarquette [1983], op.cit., p.87-161.
- POLLAK R.A. [1983], « The Treatment of Quality in the Cost of Living Index », *Journal of Public Economics*, 20, p.25-53.
- PRUD'HOMME M., YU K. [2000], « Trends in Internet Access Prices », February, 2000;
- PRUD'HOMME M., CHOWHAN J. [2004], « Comparaisons intervilles du coût du logement au Canada : une approche hédonique », Statistique Canada, Division des prix, Ottawa : document de recherche No 62F0014MIF au catalogue série No 17.
- PUNTUMEKA P., ORAPIN A. [2001], « Mobile Phone Services in Thailand Consumer Price Index », Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices Canberra, Australia 2-6 April 2001.
- REINSDORF M. [1996], « Constructing Basic Component Indexes for the U. S. CPI from Scanner Data: A Test Using Data on Coffee », BLS Working Paper 277, Bureau of Labor Statistics, Washington D.C., April.
- REINSDORF M., LIEGEY P., STEWART K. [1996], « New Ways of Handling Quality Change in the U.S. Consumer Price Index », Bureau of Labor Statistics, mimeo.
- ROSEN S. [1974], « Hedonic prices and implicit markets : Product differentiation in pure competition », *Journal of Political Economy*, 82, p.34-55.
- ROSSITER R.D. [2000], « Fisher Ideal Indexes in the National Income and Product Accounts », *Content Articles in Economics*.
- RUTHERFORD T.F. [2002], « Lecture Notes on Constant Elasticity Functions », University of Colorado, November 2002.
- SALGUES B. [1995], « Les télécoms mobiles », Editions HERMES.

-
- SAMUELSON P.A. [1938a], « A Note on the Pure Theory of Consumer's Behaviour », *Economica*, 5, p.61-71.
- SAMUELSON P.A. [1938b], «The Empirical Implications of Utility Analysis», *Econometrica*, 6, p.344-356.
- SAMUELSON P.A. [1948], «Consumption Theory in terms of Revealed Preferences», *Economica*, 15, p.242-253.
- SAMUELSON P.A., SWAMY S. [1974], « Invariant economic index numbers and canonical duality: Survey and synthesis», *American Economic Review*, September, p.566-593.
- SATO K. [1976], « The Ideal log-change Index Numbers », *The Review of Economics and Statistics*, 58, p.223-228.
- SCHULTZ B.J. [1994], « Choice of Price Index Formulae at the Micro-Aggregation Level: The Canadian Empirical Evidence », Presented at the First Meeting of the International Working Group on Price Indices, Ottawa, Canada, October 31 - November 2.
- SCHULTZ H. [1939], « A Misunderstanding in Index-Number Theory : The True Konüs Condition on Cost-of-Living Index Numbers and its Limitations », *Econometrica*, 7(1), p.11-9.
- SCHULTZE, C., MACKIE C., eds. [2002], « At What Price? Conceptualizing and Measuring Cost-of-Living and Price Indexes», Panel on Conceptual, Measurement, and Other Statistical Issues in Developing Cost-of-Living Indexes. Committee on National Statistics, National Research Council. Washington, D.C.: National Academy Press.
- SHAPIRO M.D., WILCOX D.W. [1996], « Measurement in the Consumer Price Index: An Evaluation ». National Bureau of Economic Research Working Paper, 5590 [May].
- SHEPHARD R.W. [1953], « Cost and Production Functions », Princeton University Press.
- SHREYER P. [2002], « Computer price indices and international growth and productivity comparisons », *Review of Income and Wealth*, 48(1), p.15-32
- SICHEL D. [2001], « Productivity in the communication sector: an overview », *Federal Reserve Board*, February 2001
- SILVER M. [1995], « Elementary Aggregates, Micro-Indices and Scanner Data: Some Issues in the Compilation of Consumer Price Indices», *Review of Income and Wealth*, 41, p.427-438.

-
- SILVER M. [1998], « Bias in the Compilation of Consumer Price Indices when Different Models of an Item Coexist », *Paper presented to the 1998 Ottawa Conference at the U.S. Bureau of Labor Statistics*, Washington, D.C, April.
- SILVER M., HERAVI S. [2001a], « Quality Adjustment, Sample Rotation and CPI Practice : An Experiment », *Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices*, Canberra, Australia, 2-6 April 2001
- SILVER M., HERAVI S. [2001b], «Scanner Data and the Measurement of Inflation», *Economic Journal*, 111[472], June, p.383-404.
- SILVER M., HERAVI S. [2002], «Why the CPI Matched Models Method May Fail Us: Results From an Hedonic and Matched Experiment Using Scanner Data», Presented at Brookings Institution Workshop “Hedonic Price Indexes: Too Fast, Too Slow, or Just Right? », February.
- SILVER M., HERAVI S. [2003], «The Measurement of Quality-Adjusted Price Changes», In Robert C. Feenstra and Matthew D. Shapiro, eds., *Scanner Data and Price Indexes*, National Bureau of Economic Research Studies in Income and Wealth, Vol. 64. Chicago and London: The University of Chicago Press, p.277-316.
- SOLOW R.M. [1956], « A Contribution to the Theory of Economic Growth », *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), p.65-94.
- STATISTIQUE CANADA [1997], « Biais de l'IPC: les expériences de cinq pays de l'OCDE », Série analytique Division des prix, [sous la direction de] Louis Marc Ducharme.
- STEINDEL C., STIROH K. [2001], « Productivity: What It Is, and Why Do We Care About It ? », April 12, 2001.
- STIGLER G.J. [1961], « The Economics of Information », *The Journal of Political Economy*, 69(3), p.213-225.
- SZULC B.J. [1983], « Linking Price Index Numbers », in W.E. Diewert and C. Montmarquette, eds, *Price Level Measurement*, Ottawa: Statistics Canada, p.537-566.
- THISSE J.-F., ANDERSON S., DE PALMA A. [1987], « The CES is a Discrete Choice Model ? », *Economics Letters*, 24(2), p.139-140.
- THISSE J.-F., ANDERSON S., DE PALMA A. [1992], « Discrete Choice Theory of Product Differentiation », Cambridge, MA: The MIT Press.

-
- THISSE J.F., NEVEN D. [1989], « Choix des produits: concurrence en qualité et en variété », *Annales d'Économie et de Statistique*, n°15/16, p.85-105.
- TÖRNQVIST L. [1936], « The Bank of Finland's Consumption Price Index », *Bank of Finland Monthly Bulletin*, 10: p.1-8.
- TRIPLETT J.E. [1969], « Automobiles and Hedonic Quality Measurement », *Journal of Political Economy*, 77, p.408-417.
- TRIPLETT J.E. [1986], « The Economic Interpretation of Hedonic Method », *Survey of Current Business*, janvier, p.36-40.
- TRIPLETT J.E. [1987], « Hedonic Functions and Hedonic Indexes », In John Eatwell, Murray Milgate, and Peter Newman, eds., *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, 2, New York, NY: Stockton Press, p.630-634.
- TRIPLETT J.E. [1990], « Hedonic Methods in Statistical Agency Environments: An Intellectual Biopsy », In Ernst R. Berndt and Jack E. Triplett, eds., *Fifty Years of Economic Measurement: The Jubilee of the Conference on Research in Income and Wealth*, National Bureau of Economic Research Studies in Income and Wealth, Vol. 54. Chicago: University of Chicago Press, p.207-233.
- TRIPLETT J.E. [2001], « Should the Cost-of-Living Index Provide the Conceptual Framework for a Consumer Price Index? », *The Economic Journal*, 111(472), p.312-334.
- TRIPLETT J.E. [2003], « OECD Handbook on Hedonic Method », Paris: OECD.
- TRIPLETT J.E. [2003], « Handbook on Quality Adjustment of Price Indexes for Information and Communication Technology Products », OCDE Directorate for Science, Technology and Industry, Draft, OCDE, Paris.
- TRIPLETT J.E., BOSWORTH B.P. [2003], « Productivity Measurement Issues in Services Industries: "Baumol's Disease" Has Been Cured », *Economic Policy Review*, 9(3), p.23-33.
- TRIPLETT J.E., MCDONALD R.J. [1977], « Assessing the Quality Error in Output Measures: The Case of Refrigerators », *Review of Income and Wealth*, 23(2), p.137-56.
- TURVEY R. [1999], « Incorporating new models into a CPI: PCs as an example » *paper presented at : The Measurement of Inflation international conference Cardiff University*, August 1999.

-
- TURVEY R. [1999], « True Cost of Living Indexes », http://www.turvey.demon.co.uk/true_cost_of_living.doc.
- TURVEY R. [2000], « Quality Differences and New Products », <http://www.turvey.demon.co.uk/>.
- TURVEY R. et al, [1989], « Consumer Price Indices : An ILO Manual », Genève : International Labour Office.
- TURVEY R., [1989], « Consumer Price Indices », An ILO manual, International Labor Office, Genève.
- VALLETTI T., [2003], « Is mobile telephony a natural oligopoly? », *Review of Industrial Organization*, 22(1), p.47-65.
- VARIAN H. R. [2000], « Introduction à la microéconomie », 4^{ème} édition.
- VARIAN H.R. [1982], « The Nonparametric Approach to Demand Analysis », *Econometrica*, 50(4).
- WALSH C.M. [1901], « The measurement of General Exchange Value », *Macmillan*, New York.
- WALSH C.M. [1921], « The Best Form of Index Number : Discussion », *Quarterly Publication of the American Statistical Association*, 17(133), p.537-544.
- WARSHALL S. [1962], « A Theorem on Boolean Matrices », *Journal of the American Association of Computing Machinery*, 9, p.11-12.

LISTE DES FIGURES ET TABLEAUX

Figure 1 : Effet de substitution de Slutsky	47
Figure 2 : Effet de substitution de Hicks.....	48
Figure 3 : Préférences homothétiques	55
Figure 4 : Ajustement par chaînage	94
Figure 5 : Remplacement en équivalent.....	96
Figure 6 : Remplacement en dissemblable.....	97
Figure 7 : Remplacement en dissemblable corrigé	99
Figure 8 : Ajustement direct de la qualité	103
Figure 9 : Charte de décision du processus de prise de décision sur de la prise en compte des variations de qualité sur l'IPC dans les pays européens.....	107
Figure 10 : Localisation du consommateur dans l'espace des biens	113
Figure 11 : Produits dans l'espace des caractéristiques.....	114
Figure 12 : Effet de substitution objectif dans la théorie de Lancaster	115
Figure 13 : Apparition de nouveaux produits en terme de consommation efficiente de caractéristiques	117
Figure 14 : Hypothèse d'un consommateur représentatif dans le modèle de Lancaster.....	119
Figure 15 : Plusieurs consommateurs dans le modèle de Lancaster.....	119
Figure 16 : Comparaison de contenus de produits en caractéristiques.....	121
Figure 17 : Prix hédonique et prix implicite d'une caractéristique z_j	135
Figure 18 : équilibres de plusieurs consommateurs dans le modèle de Rosen.....	138
Figure 19 : équilibre de plusieurs producteurs dans le modèle de Rosen.....	139
Figure 20 : équilibre du marché dans le modèle de Rosen.....	140
Figure 21 : Évolution du parc total des abonnés du marché des radiotéléphones en France.....	162
Figure 22 : Évolution de la pénétration des systèmes GSM mobiles en France.....	163
Figure 23 : Évolution de la part de marché des trois opérateurs de radiotéléphonie français	163
Figure 24 : Évolution du nombre des abonnés pour les trois opérateurs français de la radiotéléphonie.....	164
Figure 25 : Évolution de la répartition des formules selon les trois types de plans tarifaires	166
Figure 26 : Tarifs proposés par les opérateurs pour 2 heures de communications.....	171
Figure 27 : Tarifs proposés par les opérateurs pour 4 heures de communications.....	171
Figure 28 : Le développement de la gamme de produits proposés sur le marché français du radiotéléphone 1996-2002	172
Figure 30 : QoS par opérateur : Très grandes agglomérations	184
Figure 31 : QoS par opérateur : Zones dense	184
Figure 32 : QoS par opérateur : Agglomérations<4000000 habitants.....	184
Figure 33 : QoS par opérateur : Trains.....	184
Figure 34 : QoS par localisation géographique : Zones très denses	185
Figure 35: QoS par localisation géographique: Zones denses.....	185
Figure 36 : QoS par localisation géographique: Agglomérations<4000000 habitants.....	185
Figure 37 : QoS par tranche horaire : Grandes agglomérations	186

Figure 38 : QoS par tranche horaire : Agglomérations<4000000 habitants.....	186
Figure 38 : Évolution des taux de couverture (en % de population) des systèmes mobiles 1996-2002.....	189
Figure 39 : Évolution du taux de non-couverture du territoire versus taux de pénétration en 2002.....	190
Figure 40 : Tarif moyen à la minute vers la messagerie vocale	193
Figure 41 : Évolution de la présence des services « confort »	194
Figure 42 : Évolution de la présence des services « maîtrise de dépenses »	194
Figure 43 : Évolution de la présence des services « d'optimisation du mobile »	195
Figure 44 : Évolution de la présence des services « Internet ».....	195
Figure 45 : Évolution des taux de non-disponibilité des services à valeur ajoutée jamais inclus dans les formules tarifaires	196
Figure 46 : Évolution des taux de non-disponibilité des services à valeur ajoutée inclus ou proposés en options payantes	197
Figure 47 : Évolution de la présence des caractéristiques additionnelles.....	198
Figure 48 : La baisse des tarifs moyens des appels entrants (heure pleine) entre 1996-2002	200
Figure 49 : Tarifs moyens à la minute versus tarifs entrants (heure pleine).....	201
Figure 50 : Évolution du tarif moyen à la minute versus nombre total des formules tarifaires (moyenne de tous les forfaits)	204
Figure 51 : Comparaison des tarifs moyens à la minute par opérateur (moyenne de tous les forfaits).....	205
Figure 52 : Évolution des tarifs moyens des communications en dépassement par destination.....	206
Figure 53 : Évolution des paliers de facturation par opérateur	207
Figure 54 : Évolution des prix SMS versus prix moyen à la minute pour les forfaits et les cartes prépayées	208
Figure 55 :Comparatif des tarifs moyens des communications en dépassement par destination pour les forfaits	240
Figure 56 :Comparatif des tarifs moyens des communications par destination pour abonnements.....	240
Figure 57 : Série des prix moyens des formules tarifaires sur la période 1996-2002.....	243
Figure 58 : Évolution du prix maximal, minimal et moyen des formules tarifaires sur la période 1996-2002 ...	244
Figure 59 : Évolution de présence des variables (incluses) sur la période 1996-2002.....	261
Figure 60 : Indices hédonique à variable fictive à regroupement pour les « Forfaits ».....	271
Figure 61 : Indices hédonique à variable fictive et à regroupement pour les « Cartes ».....	274
Figure 62 : Évolution moyenne des caractéristiques de qualité sur la période 1996-2002.....	275
Figure 63 : Indices hédoniques à variable fictive à regroupement sans versus les caractéristiques verticales pour les « Forfaits » (base 2000=100).....	280
Figure 64 : Indice hédonique avant versus après introduction des variables de qualité pour les « cartes prépayées » sur la période 1997-2002.....	282
Figure 65 : Évolution des prix moyens par taille de forfait.....	283
Figure 66 : Comparaison des prix moyens et des indices hédoniques pour les forfaits	284
Figure 67 : Indice hédonique à variable fictive et à regroupement versus indice moyen pour les « Cartes ».....	285
Figure 68 : Évolution de la durée de validité en émission et en réception pour les cartes prépayées sur la période 1997-2002.	286
Figure 69 : Évolution des paramètres obtenus par régressions annuelles pour les forfaits	290
Figure 70 : Évolution des paramètres obtenus par régressions annuelles pour les cartes	290
Figure 71 : Indices de prix par la méthode à périodes adjacentes et la méthode à regroupement pour les « forfaits » (base 2000=100)	292
Figure 72 : Indices de prix par la méthode à périodes adjacentes et la méthode à regroupement pour les « Cartes prépayées ».....	296
Figure 73 : L'évolution des prix a été plus marquée pour les cartes que pour les forfaits de 1998 à 2002.....	298
Figure 74 : Part grandissante des cartes dans le parc grand public	299
Figure 75 : Indices hédonique à regroupement par opérateur pour les « Forfaits »	305

Figure 77 : Évolution des prix moyens par taille de forfait pour Orange.....	306
Figure 78 : Les indices de prix hédoniques par catégorie de consommation	308
Figure 79 : Comparaison entre les trois opérateurs en terme de qualité pour les forfaits.....	310
Figure 80 : Indices de « Laspeyres », « Paasche » et « Fisher » en chaîne pour les forfaits	315
Figure 81 : Indices par type d'engagement :Dépense minimale, Laspeyres chaînés mensuellement	316
Figure 82 : Nouveaux modèles en proportion de tout l'échantillon mensuel pour les Forfaits et les Cartes	320
Figure 83 : Indices par les méthodes d'appariement et hédonique à variables fictives mensuelles pour les « Forfaits »	322
Figure 84 : Indices par les méthodes hédonique et d'appariement pour les « Cartes prépayées »	323
Figure 85 : Différence de Prix, de nombre de minutes de communications, de validité en émission et en réception entre les nouvelles et anciennes formules non appariés (en %) pour les « Cartes prépayées »	324
Figure 86 : Distribution de la variable dépendante (PRIX) sur l'échantillon(Forfaits).....	345
Figure 87 : Distribution de la variable dépendante (PRIX) sur l'échantillon (Cartes)	345
Figure 88 : Distribution de la variable dépendante (LNPRIX) sur l'échantillon (Forfaits).....	346
Figure 89 : Distribution de la variable dépendante (LNPRIX) sur l'échantillon (Cartes).....	346
Figure 90 : Distribution des résidus et mise en évidence d'un phénomène d'hétéroscédasticité « Forfaits »	347
Figure 91 : Distribution des résidus et mise en évidence d'un phénomène d'hétéroscédasticité « Cartes »	347
Figure 92 : Hypothèse de normalité des résidus.....	361
Figure 93 : Distribution des résidus	362
Figure 94 : Valeur prédictive du modèle.....	363

Tableau 1 : Tarifs (en euros HT) versus taux de couverture (% population) sur les services GSM avant et après l'entrée de Bouygues.....	169
Tableau 2 : Chronologie simplifiée de l'apparition des innovations technologiques et commerciales sur la période 1996-2002	173
Tableau 3 : Evolution des Taux de communications réussies et de qualité correcte par opérateur	184
Tableau 4 : Évolution des Taux de communications réussies <u>et</u> de qualité correcte par localisation géographique	185
Tableau 5 : La saturation dans les grandes agglomérations de plus de 400 000 habitants par tranche horaire (1999).....	186
Tableau 6 : Taux de communications réussies <u>et</u> de qualité correcte PAR TRANCHES HORAIRES	186
Tableau 7 : Comparaison des 3 opérateurs : résultats des enquêtes 1996-2002.....	187
Tableau 8 : Obligations de couverture pour FTM, SFR et Bouygues Telecom.....	188
Tableau 9 : Processus de migration des clients entre profils tarifaires chez un même opérateur.....	220
Tableau 10 : Description des profils de consommation	225
Tableau 11 : Propriétés axiomatiques d'un indice à valeur unitaire	226
Tableau 12 : Présentation de notre échantillon d'étude	242
Tableau 13: Définition des caractéristiques de base et caractéristiques complémentaires utilisées pour les « cartes prépayées »	245
Tableau 14 : Définition des caractéristiques de base et caractéristiques complémentaires utilisées pour les « forfaits »	246
Tableau 15: Définition des variables de qualité.....	248
Tableau 16 : Descriptif et codage des classes de consommation.....	250
Tableau 17 : Premières régressions pour les « Forfaits ».....	252
Tableau 18 : Premières régressions pour les « Cartes ».....	252
Tableau 19 : Régressions après introduction des services à valeur ajouté.....	254
Tableau 20 : Coefficients hédoniques estimés par forme linéaire et forme semi-logarithmique pour les “forfaits”	257
Tableau 21 : Synthèse des prix hédoniques estimés par forme linéaire et forme semi-logarithmique pour les “cartes prépayées”.....	258
Tableau 22 : Création de macro-variables	260
Tableau 23 : Comparatif des régressions hédoniques avant et après regroupement des variables (Forfaits)	263
Tableau 24 : Comparatif des régressions hédoniques avant et après regroupement des variables (Cartes).....	264
Tableau 25 : Régression hédonique semi-log avec des variables dummies annuelles avant et après introduction des services à valeur ajoutée pour les « Forfaits » (base : Orange, 2000).....	270
Tableau 26 : Comparatif des Indices de prix hédoniques avant et après introduction des services à valeur ajoutée pour les « Forfaits »	270
Tableau 27 : Régression hédonique semi-log avec des variables « dummy » annuelles avant et après introduction des services à valeur ajoutée pour les « Cartes »	273
Tableau 28 : Indices de prix hédoniques avant et après introduction des services inclus pour les « Cartes » ...	273
Tableau 29: Modèle contraint avec services à valeur ajoutée pour les « Forfaits »	278
Tableau 30 : Régressions hédoniques semi-log avant et après introduction des variables de qualité pour les « Forfaits »	279
Tableau 31 : Régressions hédoniques semi-log avant et après introduction des variables de qualité pour les « Cartes »	281
Tableau 32 : Résultats des régressions par périodes adjacentes pour les « forfaits ».....	294
Tableau 33 : Régressions par périodes adjacentes pour les « cartes prépayées »	297

Tableau 34 : Comparatif des coefficients des régressions par opérateur	303
Tableau 35 : Indices de prix hédoniques par opérateur pour les « Forfaits » (base 100=2000).....	304
Tableau 36 : Indices de qualité en chaîne par opérateur pour les « Forfaits »(base 100=2000)	311
Tableau 37 : Taux d'appariement mensuel réussis des observations pour les « Forfaits » sur le marché GSM des systèmes mobiles français	319
Tableau 38 : Taux d'appariement mensuel réussis des observations pour les « Cartes prépayées » sur le marché GSM des systèmes mobiles français	319
Tableau 39 : Statistiques descriptives des variables de base (Forfaits et abonnements).....	342
Tableau 40 : Moyenne des variables binaires de présence des services inclus (Forfaits et abonnements) Statistiques descriptives	343
Tableau 41 : Moyenne des variables binaires de présence des services inclus dans Cartes : Statistiques descriptives	344
Tableau 42 : Statistiques descriptives du prix.....	344
Tableau 43 : Les observations présentant des seuils supérieurs à la norme sur le critère du levier, sur la distance DFITS et par rapport à leurs résidus studentisés (FORFAITS).	348
Tableau 44 : Matrice de corrélations des services « Maîtrise »	349
Tableau 45 : Matrice de corrélations des services « Confort »	350
Tableau 46 : Matrice de corrélations entre le type de formule et les services « d'optimisation du mobile » et « multimédias ».....	350
Tableau 47 : Matrice de corrélations pour les cartes.....	351
Tableau 48 : Identification de la multi-colinéarité « Forfaits » (caractéristiques de base).....	351
Tableau 49 : Identification de la multi-colinéarité « Cartes » (caractéristiques de base).....	351
Tableau 50 : Identification de la multi-colinéarité pour les « cartes » (caractéristiques de base et services inclus)	352
Tableau 51 : Identification de la multi-colinéarité pour les « Forfaits » (caractéristiques de base et services inclus).....	353
Tableau 52 : Application de la procédure de régression par étape : Variables supprimées de la régression	355
Tableau 53 : Model summary	356
Tableau 54 : Coefficients des variables de base.....	358
Tableau 55 : Descriptif des classes de consommation	359
Tableau 56 : Synthèse des prix hédoniques estimés pour les “forfaits”	359
Tableau 57 : Synthèse des prix hédoniques estimés pour les “cartes”	360
Tableau 58 : Résultats des régressions par périodes adjacentes avec les caractéristiques verticales de la qualité pour les « forfaits »	364

TABLE DES MATIERES

REMERCIEMENTS.....	I
SOMMAIRE.....	III
INTRODUCTION GENERALE.....	4
PREMIERE PARTIE	17
INDICES DE PRIX ET PROCEDURES D'AJUSTEMENT	17
CHAPITRE I	18
LA THEORIE DES NOMBRES INDICES	18
SECTION 1 : LES NOMBRES INDICES : PROPRIETES ET TYPOLOGIE.....	21
I. PROPRIETES ESSENTIELLES DES NOMBRES INDICES.....	22
II. UNE TYPOLOGIE DES PRINCIPAUX INDICES	24
II.1. <i>Les indices simples</i>	24
II.2. <i>Les indices synthétiques</i>	25
II.2.1. Les indices non pondérés.....	25
II.2.2. Les indices pondérés.....	26
II.2.2.1. Approche d'indices à panier fixe	27
II.2.2.2. Approche d'indices à panier symétrique : Indices superlatifs et autres	29
II.2.2.2.1. Moyennes symétriques des quantités des indices à panier fixe : l'indice de Walsh	29
II.2.2.2.2. Moyennes symétriques des indices à panier fixe : l'indice de Fisher.....	31
II.2.2.2.3. Les indices superlatifs	33
II.2.3. Indices à base fixe versus indices en chaîne	35
II.2.3.1. Vieillessement de l'année de base	35
II.2.3.2. Le passage d'un indice à pondérations fixes à un indice-chaîne	36
SECTION 2 : FONDEMENTS MICROECONOMIQUES DE LA THEORIE DES NOMBRES INDICES	40
III. L'APPROCHE DE LA THEORIE ECONOMIQUE.....	40
III.1. <i>L'indice théorique de Konüs</i>	41
III.1.1. Formulation d'un indice à utilité constante	41
III.1.2. Usages : Un indice de coût de la vie ou un indice de prix pur ?	43
III.2. <i>De l'indice à panier fixe à l'indice à utilité constante en passant par la théorie de la demande</i> 45	
III.2.1. Effet de substitution à panier constant : La méthode de E.Slutsky (1915)	46
III.2.2. Effet de substitution à utilité constante : La méthode de J.Hicks (1946).....	48

III.2.3.	Quelle différence entre un indice a panier fixe et un indice a utilité constante ?.....	49
IV.	UN INDICE A UTILITE CONSTANTE, TOUJOURS UN CONCEPT THEORIQUE ?.....	51
IV.1.	<i>Les axiomes de la théorie des préférences révélées.....</i>	51
IV.2.	<i>Les méthodes de calcul d'un indice à utilité constante a la lumière de la théorie des préférences révélées.....</i>	53
IV.2.1.	La méthode paramétrique : Les indices de prix « ces ».....	54
IV.2.1.1.	Les formes fonctionnelles de type CES et les indices superlatifs.....	55
IV.2.1.1.1.	Préférences homothétiques.....	55
IV.2.1.1.2.	Les formes fonctionnelles flexibles de type CES.....	56
IV.2.1.2.	Les indices CES comme approximation aux indices à utilité constante.....	57
IV.2.2.	La méthode non paramétrique.....	62
CHAPITRE II.....		67
BIAIS DE MESURE ET METHODES D'AJUSTEMENT DES INDICES.....		67
SECTION 1 : LES BIAIS DE MESURE DES INDICES CONVENTIONNELS PAR RAPPORT À L'INDICE THEORIQUE		69
I.	BIAIS DE SUBSTITUTION.....	70
I.1.	<i>Définition et source du biais.....</i>	70
I.2.	<i>Approximation du biais de substitution dans l'IUC</i>	72
I.3.	<i>Solutions possibles.....</i>	74
II.	BIAIS DES NOUVEAUX	75
II.1.	<i>Définition et sources du biais</i>	76
II.2.	<i>Les nouveaux produits font baisser l'indice à utilité constante.....</i>	78
II.3.	<i>Solutions possibles.....</i>	80
II.3.1.	Les « prix virtuels » pour estimer l'effet des nouveaux produits sur le bien-être du consommateur ..	80
II.3.2.	Le chaînage pour introduire les nouveaux produits	83
II.3.3.	Définition des classes homogènes de produits.....	84
III.	BIAIS DE CHANGEMENT DE QUALITE.....	84
III.1.	<i>définition et sources du biais</i>	84
III.1.1.	le changement de qualité comme source de nouveaux produits	85
III.1.2.	changement de qualité et utilité.....	85
III.2.	<i>Approximation du biais</i>	86
III.3.	<i>Solutions possibles.....</i>	87
III.3.1.	Evaluation de la disposition à payer pour la qualité	87
III.3.2.	Méthodes d'ajustement des indices de prix sur la qualité.....	88
SECTION 2 : DIFFERENCES DE QUALITE ET METHODES D'AJUSTEMENT DES INDICES ..90		
I.	POURQUOI LE CHANGEMENT DE LA QUALITE EST-IL UN PROBLEME DANS LA CONSTRUCTION DES INDICES ?.....	90
II.	LES DIFFÉRENTES METHODES D' AJUSTEMENT DE QUALITÉ	92
II.1.	<i>Les méthodes d'ajustement implicite (indirect).....</i>	92
II.1.1.	Chaînage de modèles appariés (Overlapping link method)	93
II.1.2.	Remplacement en « équivalent » ou comparaison directe	95
II.1.3.	Remplacement en dissemblable ou chaînage (Link-to-show-no-price-change method).....	96
II.1.4.	Remplacement en dissemblable corrigé (over all mean imputation)	98
II.1.5.	Imputation de la moyenne d'une classe (class mean imputation).....	100

II.2.	<i>Les méthodes d'ajustement explicite (direct)</i>	101
II.2.1.	Ajustement par les changements de quantité.....	101
II.2.2.	Ajustement par les coûts d'option (option costs).....	102
II.2.3.	Méthode hédonique.....	103
CHAPITRE III	108
MODELISATION DE LA RELATION ENTRE LE PRIX ET LES CARACTERISTIQUES DU PRODUIT : L'APPROCHE HEDONIQUE		
108		
SECTION I : L'APPROCHE EN TERMES DE CARACTERISTIQUES DE LANCASTER		
111		
I.	LE MODELE DE KEVIN LANCASTER (1966) : LA NOUVELLE THEORIE DE LA DEMANDE.....	112
I.1.	<i>Le choix des consommateurs face à des produits différenciés</i>	112
I.2.	<i>l'effet de substitution</i>	115
I.3.	<i>Apparition de nouveaux biens et choix des consommateurs</i>	116
I.4.	<i>Critiques des hypothèses du modèle de Lancaster</i>	117
I.4.1.	La définition objective et opérationnelle des caractéristiques.....	117
I.4.2.	Le consommateur représentatif.....	118
II.	LE CONCEPT DE « QUALITE » SELON LANCASTER.....	120
SECTION II : METHODES ET APPLICATION DES PRIX HEDONIQUES		
123		
I.	CALCULS ET INTERPRETATIONS DES EQUATIONS DE PRIX HEDONIQUES.....	123
I.1.	<i>Principe de la méthode</i>	124
I.1.1.	Choix des caractéristiques pertinentes.....	124
I.1.2.	Choix de la forme fonctionnelle de la régression.....	125
I.2.	<i>Interprétation des équations des prix hédoniques</i>	127
II.	LE CADRE THEORIQUE DES REGRESSIONS DES PRIX HEDONIQUES.....	128
II.1.	<i>Les travaux d'Andrew Court : prix corrigés des changements de la qualité</i>	128
II.2.	<i>Les travaux de Zvi Griliches : stratégies de prix et de qualité des firmes</i>	131
II.3.	<i>Les travaux de SHERWIN ROSEN : Régressions hédoniques en termes d'équilibre du marché</i> 133	
II.3.1.	Les hypothèses du modèle.....	134
II.3.2.	Exposé du modèle théorique.....	135
SECTION III : LES INDICES DE PRIX HEDONIQUES		
142		
I.	LES DIFFERENTES VERSIONS DE LA METHODE HEDONIQUE.....	142
I.1.	<i>Méthode hédonique à variable dummy temporelle</i>	143
I.1.1.	Méthode hédonique sur période groupée.....	143
I.1.2.	Régression sur deux périodes adjacentes.....	145
I.1.3.	Formule d'un nombre indice pour les indices à variable dummy.....	145
I.2.	<i>Comparaison entre la méthode hédonique à variable dummy et la méthode classique d'appariement</i>	146
I.3.	<i>La méthode des indices de prix des caractéristiques</i>	147
I.3.1.	Principe de la méthode.....	147
I.3.2.	comparaison avec la méthode à variable dummy.....	149
I.4.	<i>Méthode hédonique d'imputation</i>	149
II.	L'INDICE DE PRIX A UTILITE CONSTANTE DANS L'ESPACE DES CARACTERISTIQUES.....	150
II.1.	<i>Indices de prix hédoniques exacts</i>	151

II.2.	<i>Bornes et approximation d'un indice hédonique exact.....</i>	152
DEUXIEME PARTIE		158
ANALYSE DU MARCHE FRANÇAIS DE LA TELEPHONIE MOBILE ET CONSTRUCTION D'INDICES DE PRIX HEDONIQUES		158
CHAPITRE IV		159
LE MARCHE FRANÇAIS DES SERVICES DE LA TELEPHONIE MOBILE.....		159
SECTION I : ANALYSE DU MARCHE FRANÇAIS DE LA TÉLÉPHONIE MOBILE		160
I.	PRESENTATION DU MARCHE DE LA RADIOTELEPHONIE	160
I.1.	<i>Les opérateurs français et les instances réglementaires</i>	<i>160</i>
I.2.	<i>L'évolution du marché de la radiotéléphonie.....</i>	<i>162</i>
I.3.	<i>Formalisation du produit "services de la téléphonie mobile"</i>	<i>164</i>
I.3.1.	Les appels (communications vocales)	164
I.3.2.	Les services	165
I.4.	<i>La tarification.....</i>	<i>165</i>
I.4.1.	Les abonnements	165
I.4.2.	Les offres post payées (ou forfaits)	166
I.4.3.	Les offres prépayées	166
II.	ANALYSE STRATEGIQUE DU MARCHE.....	168
II.1.	<i>La concurrence a-t-elle fait baisser les prix ?</i>	<i>168</i>
1.1.1.	De 1992 à 1996 : duopole stable et prix élevés	168
1.1.2.	De 1996 à 1998 : l'entrée de BOUYGUES et baisses des prix.....	170
1.1.3.	De 1998 à 2002 : stimulation de l'innovation technologique, marketing et stabilité des prix	172
II.2.	<i>Caractéristiques de la demande de services.....</i>	<i>175</i>
1.1.4.	Les effets de club.....	175
1.1.5.	Les critères de choix des consommateurs et l'exploitation de segmentation.....	175
SECTION II : EVOLUTION DES CARACTERISTIQUES DES SYSTEMES MOBILES.....		179
I.	ÉVOLUTION DES CARACTERISTIQUES DU MARCHE.....	180
I.1.	<i>Les caractéristiques de qualité</i>	<i>180</i>
I.1.1.	La performance technique des réseaux	180
I.1.2.	La couverture.....	188
I.1.2.1.	La couverture a fortement progressé en France depuis 1997	188
I.1.2.2.	La relation entre couverture et pénétration.....	189
I.1.2.3.	La polémique sur la quantification des zones non couvertes	190
I.1.3.	Les caractéristiques de variété.....	191
I.1.4.	Les services à valeur ajoutée	191
I.1.4.1.	L'évolution de l'enrichissement de l'offre en termes des services compris dans l'abonnement 192	
I.1.4.2.	L'évolution des taux de présence des services inclus et en option.....	196
I.1.5.	L'image de marque de l'opérateur.....	198
II.	LA TARIFICATION.....	199
II.1.	<i>La tarification des appels entrants</i>	<i>199</i>
II.2.	<i>Les subventions d'accès.....</i>	<i>202</i>
II.3.	<i>Les tarifs des appels sortants.....</i>	<i>203</i>

II.3.1.	Analyse des prix par minute	203
II.3.1.1.	Prix moyen à la minute	203
II.3.1.2.	Les communications en dépassement de forfait	205
II.3.1.3.	Paliers de facturation élevés et alignement des opérateurs.....	206
II.3.2.	Les SMS, substitution à l'usage voix ?.....	207
CHAPITRE V	213
INDICES DE PRIX POUR LA TELEPHONIE MOBILE EN FRANCE : METHODES EXISTANTES ET METHODE PROPOSEE	213
SECTION 1 : LA SITUATION FRANÇAISE ACTUELLE EN MATIERE D'INDICE DE PRIX POUR LES SERVICES MOBILES	215
I.	LES DIFFICULTES DE LA MISE EN PLACE D'UN INDICE DES PRIX POUR LA TELEPHONIE MOBILE	215
II.	LIMITES DE LA METHODE D'APPARIEMENT DES « PLANS TARIFAIRES TYPE » POUR LA CONSTRUCTION D'UN INDICE DE PRIX POUR LES SERVICES DE LA TELEPHONIE MOBILE.....	217
II.1.	Principe de la méthode.....	218
II.2.	Les limites de la méthode.....	219
III.	UN INDICE A « UTILITE CONSTANTE » POUR LES SERVICES DE LA TELEPHONIE MOBILE ?	221
III.1.	La méthode de calcul d'indice des prix en vigueur pour la téléphonie mobile en France	222
III.1.1.	Les « classes homogènes de produits » : une solution au problème d'apparition de nouveaux produits	222
III.1.2.	Les « profils de consommation » : une solution au problème de substitutions des produits.....	224
III.2.	Limites de l'utilisation des indices des valeurs unitaires dans la méthode de l'INSEE	225
III.2.1.	L'avantage de la méthode est limité.....	225
III.2.2.	Un indice de valeur unitaire peut varier même si les prix ne changent pas	226
III.2.3.	Fixité des structures de consommation.....	227
SECTION 2 : UNE DEMARCHE D'ESTIMATION PAR REGRESSION HEDONIQUE	229
I.	QUESTIONS ET METHODOLOGIE DE RECHERCHE.....	229
I.1.	Questions relatives au secteur de la téléphonie mobile.....	230
I.2.	Questions liées à la méthodologie économétrique.....	232
I.1.6.	Approche hédonique.....	232
I.2.1.1.	Méthode directe à variable dummy temporelle	233
I.2.1.2.	Méthode d'indices de prix des caractéristiques.....	236
I.2.2.	Méthode d'appariement.....	237
II.	L'APPLICATION AU MARCHE DE LA TELEPHONIE MOBILE	237
II.1.	La détermination de l'ensemble des produits à étudier.....	237
II.2.	Les données utilisées	241
II.2.1.	Les sources statistiques.....	241
II.2.2.	Caractéristiques incluses dans le modèle hédonique	243
SECTION 3 : LES ESTIMATIONS ECONOMETRIQUES	249
I.	ESTIMATION ET AJUSTEMENT D'UN MODELE HEDONIQUE POUR LES SERVICES DE LA TELEPHONIE MOBILE.....	249
I.1.	Ajustement du modèle hédonique en utilisant les variables de base	249

I.2.	<i>Ajustement du modèle avec les variables de base et des services inclus</i>	253
II.	LA SPECIFICATION FINALE DU MODELE	255
II.1.	<i>La forme fonctionnelle</i>	255
II.2.	<i>Traiter les problèmes de multicollinéarité par la création de macro-variables</i>	259
CHAPITRE VI		266
ESTIMATIONS ECONOMETRIQUES D'UN INDICE DE PRIX AJUSTE SUR LA QUALITE POUR LES SERVICES DE LA TELEPHONIE MOBILE		266
SECTION 1 : ESTIMATIONS HEDONIQUES SUR LA PERIODE GROUPEE		268
I.	INDICES DE PRIX HEDONIQUES AGREGES A VARIABLES TEMPORELLES	268
I.1.	<i>Forfaits</i>	269
I.2.	<i>Cartes</i>	272
II.	AJOUT DE VARIABLES DE QUALITE DANS LES INDICES HEDONIQUES	274
II.1.	<i>Les variables de qualité sont indispensables</i>	276
II.2.	<i>Fortes baisses des prix des services de téléphonie mobile sur la période 1996-1999</i>	277
II.2.1.	Forfaits	277
II.2.2.	Cartes.....	281
III.	UNE BAISSSE PLUS FORTE QUE CELLE DES PRIX MOYENS	282
III.1.	<i>Forfaits</i>	283
III.2.	<i>Cartes</i>	284
SECTION 2 : ESTIMATIONS HEDONIQUES PAR PERIODES ADJACENTES		288
I.	INSTABILITE TEMPORELLE DES PARAMETRES ET SOLUTION DANS L'APPROCHE HEDONIQUE 288	
I.1.	<i>Mise en cause de l'hypothèse de stabilité temporelle des coefficients hédoniques</i>	288
I.2.	<i>Régressions hédoniques par périodes adjacentes</i>	291
I.2.1.	Forfaits	291
I.2.2.	Cartes prépayées.....	295
I.2.3.	Synthèse et comparaison de l'évolution des prix des forfaits et des cartes prépayées	298
II.	INSTABILITE SPATIALE DES PARAMETRES ET ENSEIGNEMENTS SUR LES STRATEGIES DES OPERATEURS	301
II.1.	<i>Hypothèse de stabilité spatiale des coefficients hédoniques</i>	301
II.2.	<i>Indicateurs des stratégies des opérateurs en termes de prix et de qualité</i>	303
II.2.1.	Indices de prix purs	304
II.2.1.1.	Par opérateur.....	304
II.2.1.2.	...et par catégorie de consommation.....	307
II.2.2.	Indices implicites de qualité	309
SECTION 3 : METHODE « D'INDICES DE PRIX DES CARACTERISTIQUES »		313
SECTION 4 : TECHNIQUE DES ECHANTILLONS APPARIES		317
I.	MODIFICATION DE L'ECHANTILLON ET APPARITION DE NOUVEAUX PRODUITS	317
I.1.	<i>Dégradation de l'échantillon</i>	318
I.2.	<i>L'apparition de nouveaux produits</i>	319
II.	IMPACT SUR LES MOUVEMENTS DE L'INDICE.....	321
II.1.	<i>Les séries indiciaires</i>	321

II.1.1.	Les deux méthodes hédonique et d'appariement donnent des résultats similaires pour les forfaits..	321
II.1.2.	La méthode d'appariement sous-estime les variations de qualité pour les cartes	323
II.2.	<i>Comparaison des modèles nouveaux et anciens</i>	323
	CONCLUSION GENERALE	331
	ANNEXES	339
	ANNEXE I : PRESENTATION DES VARIABLES UTILISEES	340
	ANNEXE II : STATISTIQUES DESCRIPTIVES ET ANALYSE DE LA VARIANCE ET DES CORRELATIONS	342
I.	APPLICATION DES STATISTIQUES DESCRIPTIVES.....	342
II.	DETECTION DES OBSERVATIONS ABERRANTES OU « <i>OUTLIERS</i> ».....	346
II.1.	<i>Identification des observations extrêmes</i>	346
II.2.	<i>Les observations définitivement exclues de la base du travail</i>	348
III.	RESOUDRE LE PROBLEME DE COLINEARITE	348
III.1.	<i>L'analyse des corrélations</i>	348
III.2.	<i>L'analyse des multi-colinéarités</i>	351
III.3.	<i>La mise en place de procédure de réduction des variables</i>	354
III.3.1.	Application de la procédure de régression par étape (Stepwise Regression).....	354
	ANNEXE III : REGRESSIONS HEDONIQUES	357
I.	PREMIER MODELE DE REGRESSION LINEAIRE AVEC INTRODUCTION DES CARACTERISTIQUES DE BASE	357
I.1.	<i>Présentation des coefficients estimés</i>	357
I.1.1.	Forfaits	358
I.1.2.	Cartes prépayées.....	360
I.2.	<i>L'analyse des résidus</i>	360
I.2.1.	Le respect des hypothèses sur les aléas : normalité et homoscedasticité	361
II.	REGRESSIONS PAR PERIODES ADJACENTES	363
	BIBLIOGRAPHIE	365
	LISTE DES FIGURES ET TABLEAUX	386
	TABLE DES MATIERES	391