Offre de travail individuelle et "collective" : applications empiriques à l'aide de données russes

Natalia Radtchenko

▶ **To cite this version:**

Natalia Radtchenko. Offre de travail individuelle et "collective" : applications empiriques à l'aide de données russes. Economies et finances. ENSAE ParisTech, 2006. Français. NNT : . tel-00136535

HAL Id: tel-00136535
https://pastel.hal.science/tel-00136535

Submitted on 14 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.

UNIVERSITE PARIS I – PANTHEON-SORBONNE
U.F.R. SCIENCES ECONOMIQUES

N° attribué par la bibliothèque

THESE

En vue d'obtenir le grade de
Docteur de l'Université de Paris I
Discipline : Sciences Economiques
Date de la soutenance : le 8 décembre 2006

NATALIA RADTCHENKO

OFFRE DE TRAVAIL INDIVIDUELLE ET « COLLECTIVE » : APPLICATIONS EMPIRIQUES A L'AIDE DE DONNEES RUSSES

DIRECTRICE DE THESE :
CATHERINE SOFER, PROFESSEUR A L'UNIVERSITE PARIS I

JURY :

Thierry Kamionka (Chercheur au CREST)
Guy Lacroix (Professeur à l'Université Laval), rapporteur
Claudia Senik (Professeur à l'Université Paris IV Sorbonne et chercheur à PSE), rapporteur
Catherine Sofer (Professeur à l'Université Paris I), directrice de thèse
Michel Sollogoub (Professeur à l'Université Paris I)

Remerciements

Je tiens tout d'abord à remercier ma directrice de thèse, Catherine Sofer, pour son accueil, son soutien, sa patience, sa collaboration, et plus largement pour son aide précieuse tout au long de ma thèse.

Je suis reconnaissante envers le laboratoire TEAM, Université Paris I – Panthéon Sorbonne, en particulier envers Michel Sollogoub pour son accueil. Je remercie David Margolis pour ses commentaires ainsi que Ekaterina Kalugina pour sa collaboration.

Je suis reconnaissante envers le CREST pour les conditions de travail qui m'ont été fournies et l'accueil chaleureux lors de la dernière année de ce travail. Je remercie en particulier Thierry Kamionka, Guy Lacroix et Francis Kramarz pour l'ensemble de leurs soutiens.

Je remercie les membres du jury, Guy Lacroix, Thierry Kamionka, Claudia Senik, Michel Sollogoub pour l'ensemble de leurs commentaires portant sur une version préliminaire de la thèse.

Enfin, mes pensées et amitiés vont vers mes compagnons de route de TEAM et du CREST.

INTRODUCTION 5

CHAPITRE I. PRELUDE 11

1. LES DONNEES 11
2. L'HISTORIQUE DES VARIABLES D'INTERET DANS LE CONTEXTE DE L'ECONOMIE RUSSE EN 1994-2004 14
3. DES TESTS DE STABILITE 19
3.1. Modèle réduit de la décision de participation au marché du travail 20
....3.1.1. La période d'avant crise 21
....3.1.2. La période d'après crise 22
3.2. Formation des salaires 23
....3.2.1. La période d'avant crise 24
....3.2.2. La période d'après crise 25

CHAPITRE II. LES REGIMES DE PARTICIPATION AU MARCHE DE TRAVAIL RUSSE 27

1. LE MODELE 29
2. ANALYSE ECONOMETRIQUE 36
2.1. Le modèle économétrique 40
....2.2.1. Modèle de choix occupationnel 41
....2.2.2. Estimation des équations d'offre de travail. 46
3. RESULTATS 47
....3.3.1. Résultats des estimations du modèle de participation. 48
....3.3.2. Résultats de l'estimation des offres de travail. 51

CONCLUSION 53

CHAPITRE III. ANALYSE DU PARTAGE INTRAFAMILIAL A PARTIR DES MODELES COLLECTIFS ET DE DONNEES SUBJECTIVES 54

1. MODELE COLLECTIF AVEC PRODUCTION DOMESTIQUE 57
1.1. Le Modèle 58
....1.1.1. Problème d'optimisation du ménage 58
....1.1.2. La décentralisation 59
....1.1.4. Les demandes de loisirs 60
1.2. Inégalité intrafamiliale et règle de partage 61
....1.2.1. Première approche : Comparaisons des parts de revenu complet 61
....1.2.2. Deuxième approche : Comparaisons de niveaux d'utilité 62

2. L'UTILISATION DE DONNEES SUBJECTIVES 63
2.1. Les données 63
2.2. Le revenu subjectif auto déclaré et son interprétation 65
2.3. La question sur le revenu 66
....2.3.1. Test sur l'Interprétation 69
....2.3.2. Test des effets fixes 71
2.4. La question sur la satisfaction 73
2.5. Confrontation de deux questions 74
3. LES TESTS DU MODELE COLLECTIF 76
3.1. Modèle économétrique de prédiction des inégalités intrafamiliales 76
....3.1.1. Critère d'inégalité basé sur les différences en revenu subjectif 76
....3.1.2. Critère d'inégalité basé sur les différences en niveaux de satisfaction 78
....3.1.3. Modèle statistique 78
....*3.1.3.1. Méthode probit ordonné endogénéisé* 81
....*3.1.3.2. Effets marginaux* 84
3.2. Les résultats 85
....3.2.1. Le test d'inégalité intrafamiliale basé sur le partage de revenu subjectif 85
....3.2.2. Le test d'inégalité intrafamiliale basé sur la distribution d'utilité 90
4. IDENTIFICATION DE LA REGLE DE PARTAGE 92
4.1. Méthode d'identification à l'aide des données sur le revenu subjectif 93
....4.1.1. Les résultats de l'estimation 95
....4.1.2. Estimation de la règle de partage 97
4.2. Méthode d'identification à l'aide des données sur la satisfaction 98
....4.2.1. Spécification économétrique 100
....*4.2.1.1. Equations d'offre de travail.* 101
....*4.2.1.2. Matrice de covariances* 102
....4.2.2. Calcul des effets marginaux 103
....4.2.3. Résultats de l'identification de la règle de partage. 105
....*4.2.3.1. Equations d'offre de travail.* 105
....*4.2.3.2. Equation de la règle de partage.* 106
....*4.2.3.3. Matrice de covariances* 110
CONCLUSION 111
CHAPITRE IV. UN TEST DE STABILITE DE LA REGLE DE PARTAGE 113
1. LA CRISE FINANCIERE DE 1998 COMME EXPERIENCE NATURELLE 114
2. MODELE COLLECTIF AVEC LES SOLUTIONS DE COIN ET VARIABILITE DANS LE TEMPS 116
2.1. Solutions de coins 118
2.2. Expérience naturelle 121
3. MODELE ECONOMETRIQUE 121
3.1. Modèle d'offre de travail 121
3.2. Définition de la règle de partage 122
3.3. Introduction de la non-participation 123
3.4. Cohérence des bris structurels 125

4. SPECIFICATION DE LA REGLE DE PARTAGE ET MODELE REDUIT 127
4.1. Spécification de la règle de partage 128
4.2. Modèle réduit de l'offre de travail 128
5. MODELE STATISTIQUE 131
5.1. Equations des salaires 131
5.2. Equations d'offres de travail. 131
6. ESTIMATION 134
7. RESULTATS 135
CONCLUSION 141
CONCLUSION GENERALE 142
BIBLIOGRAPHIE 146
ANNEXE A 152
ANNEXE B 165
ANNEXE C 173
ANNEXE D 178
ANNEXE E 181
ANNEXE F 182
ANNEXE G 183
ANNEXE H 186
ANNEXE I 188
ANNEXE J 189
ANNEXE K 194

INTRODUCTION

La thèse est centrée sur des nouvelles applications empiriques du modèle collectif initié par Chiappori (1992, 1998). Ce modèle est développé en réponse aux problèmes méthodologiques et empiriques associés avec le modèle dit unitaire dans lequel le ménage est pris comme un centre de décision unique. Outre des critiques fondamentales, l'approche unitaire s'est révélée trop étroite pour étudier certaines questions telle que les inégalités à l'intérieur du ménage, les politiques économiques ciblées sur certaines personnes, ou encore, la formation et la dissolution du couple.

Dans le cadre du modèle unitaire, le comportement d'un ménage, même s'il comprend plusieurs personnes, est étudié à l'aide d'une fonction d'utilité unique que l'on maximise par rapport à une contrainte budgétaire. Cette contrainte comprend les revenus de tous les membres du ménage.

Sur le plan théorique, la difficulté de ce modèle vient du passage des préférences de deux personnes (au moins) à une fonction d'utilité unique (Clark, Couprie et Sofer, 2004). Certains auteurs ont cherché à réconcilier l'existence des préférences individuelles avec la présentation unitaire du ménage (Samuelson (1956), Becker (1981)). Ces travaux se sont montrés insuffisants sur les plans théorique et empirique.

Les faiblesses du modèle unitaire, ainsi que les avantages du modèle collectif sont développés en détail dans Clark, Couprie et Sofer, 2004 : « En ce qui concerne l'aspect empirique, le modèle comporte deux implications testables majeures : l'hypothèse de la mise en commun des revenus, et la propriété de symétrie de la matrice de Slutsky relative aux effets croisés des salaires des conjoints sur leurs offres de travail respectives. Selon la première hypothèse, seule la somme des revenus exogènes importe pour expliquer le comportement du ménage, et non sa répartition entre les membres. La deuxième condition impose une symétrie peu réaliste des comportements des membres de la famille. L'approche unitaire s'avère donc étroite pour étudier certaines questions telles que les inégalités à l'intérieur du ménage, les politiques économiques ciblées sur les hommes et les femmes ». De plus, les hypothèses du modèle unitaire sont souvent rejetées par l'étude des données empiriques.

En réponse aux problèmes méthodologiques et empiriques associés avec le modèle unitaire certains auteurs ont développés des modèles basés sur une représentation non unitaire de la prise de décision dans le ménage. Ces modèles attribuent à chaque individu ses propres préférences. Pour expliquer comment les décisions sont prises à l'intérieur du ménage ils

s'appuient sur des mécanismes variés. Chiappori et Donni (2006) présente une synthèse détaillée des modèles non unitaires:

« D'une part, les modèles non coopératifs (ou stratégiques) utilisent la notion d'équilibre de Cournot-Nash. En d'autres termes, chaque agent dans le ménage est supposé maximiser son utilité, par rapport à sa propre contrainte budgétaire, en prenant les actions de son partenaire comme une donnée. Un inconvénient de ces modèles est la non efficacité des allocations d'équilibre au sens de Pareto ». Ainsi, la solution de Cournot-Nash est telle que le bien-être d'un partenaire pourrait être amélioré sans détériorer le bien-être de l'autre. Une telle solution parait insatisfaisante dans l'étude du comportement des ménages.

Par contre, les modèles coopératifs (ou collectifs) sont fondés sur l'hypothèse que le processus de décision amène à une solution Pareto- efficace. Comme le montrent Chiappori, et Donni (2006), le mécanisme déterminant une telle solution n'est pas unique et peut dépendre de n'importe quelle variable qui caractérise l'environnement du ménage. Certaines de ces variables, appelées « facteurs de distribution », jouent un rôle particulièrement important car elles influencent le processus de décision sans affecter les préférences ou la contrainte budgétaire. Chiappori et Donni (2006) citent plusieurs exemples de ces variables qu'on retrouve en économie de la famille et en économie du développement : « Par exemple, Lundberg, Pollak et Wales (1997) s'intéressent aux effets sur la structure de la consommation d'un changement, ayant eu lieu au Royaume-Uni durant les années soixante-dix, de bénéficiaires des allocations familiales. Ils montrent notamment que ce changement a un impact sur la demande de vêtement pour enfants. De nombreuses études confirment ce type de résultat en montrant, dans le cadre de tests de la condition d'agrégation des revenus, que la part respective de chaque personne dans le total du revenu exogène affecte les décisions du ménage. Dans le même ordre d'idée, Rubalcava et Thomas (2000) montrent que les variations dans le montant de l'aide aux femmes seules avec enfants aux Etats-Unis influencent la consommation et l'offre de travail des couples avec enfants. Chiappori, Fortin, Lacroix (2002) s'inspirent des travaux de Becker (1981) et considèrent des indicateurs de l'état du marché du mariage et de la législation sur le mariage aux Etats-Unis. Ils constatent que ces variables influencent l'offre de travail des ménages américains. Des conclusions similaires sont obtenues avec des données différents notamment par Gray (1998), Moreau et Donni (2002), et Grossbard-Schechtman et Neuman (2003). Enfin, Folbre (1997) donne de nombreux exemples supplémentaires basés sur certains aspects de la législation (droit pour les femmes de posséder des terres, de participer au marché du travail, d'être protégé de la violence domestique, etc.) ».

Le modèle est fondé sur la seule hypothèse de pareto-optimalité de l'issue de la négociation. Ainsi, à l'équilibre, il n'est pas possible d'améliorer le bien-être d'un membre du ménage sans détériorer celui de son partenaire. « L'argument principal mis en avant est que le fait même de vivre en couple suppose un désir, au moins minimal, de coopération » (Clark, Couprie et Sofer, 2004). L'hypothèse d'efficacité permet de satisfaire aux exigences de testabilité, d'identifiabilité et de compatibilité avec les données. Une solution efficace au sens de Pareto peut être obtenue par la maximisation d'une fonction d'utilité de bien-être social en choisissant des pondérations adéquates. La fonction de pondération peut être interprétée comme un indice de la répartition du pouvoir dans le ménage. Le modèle collectif la définit comme une fonction des salaires, des revenus individuels hors travail, et des facteurs de distribution ou encore « variables d'environnement extra-familiales » (Mc Elroy et Horney, 1981) dont on peut penser qu'elles influencent le pouvoir de négociation de chaque membre sans exercer d'effet, ni sur les préférences, ni sur les prix relatifs. L'approche collective se caractérise en définitive, comme l'approche unitaire, par la maximisation d'une fonction. Cependant, et contrairement à l'approche unitaire, cette fonction ne peut pas être interprétée comme une fonction d'utilité traditionnelle car elle dépend du revenu, des prix et des facteurs de distribution. Les facteurs de distribution influencent les choix par le seul intermédiaire de la fonction de pondération. La valeur de la fonction de pondération détermine la localisation du point choisi par le ménage le long de la frontière parétienne déterminée par la contrainte budgétaire en fonction des prix et du revenu.

Dans ses travaux, Chiappori (1992, 1998) montre que dans le cadre d'un modèle coopératif général, le processus de décision ne peut pas être identifié. Des hypothèses supplémentaires sur les biens ou les préférences sont nécessaires. Comme le montre Chiappori (1992), sous l'hypothèse de biens privés et par l'application du second théorème de l'économie du bien-être, le processus de décision du ménage peut se décomposer en deux étapes et décentralisé. D'abord, les membres du ménage s'accordent sur la consommation de biens publics et sur un partage de ce qui doit être dépensé en biens privés. Ensuite, ils maximisent indépendamment leur fonction d'utilité en tenant compte du niveau de biens publics et de leur propre contrainte budgétaire.

Sur le plan théorique, l'approche générale du modèle collectif consiste à ramener le processus de décision familiale (le plus souvent avec deux conjoints) à deux étapes : 1) La mise en place d'une règle de partage du revenu dépendant des préférences individuelles et du pouvoir de négociation de chacun; 2) La maximisation, de manière indépendante, de l'utilité de chaque conjoint sous la contrainte de budget découlant du partage réalisé à l'étape 1.

Un autre résultat important du modèle de Chiappori est que la règle de partage est identifiable à une constante près à partir de données observant l'offre de travail des deux conjoints. Bien que les consommations privées des membres du ménage ne soient pas généralement observées, il est possible d'inférer la répartition des ressources au sein du ménage et donc le bien-être de chaque conjoint. La solution se trouve par utilisation des offres de travail. Chiappori (1992) montre que si les offres de travail sont observées, la règle de partage est identifiée à une constante près. Ainsi, le modèle originel permet d'identifier seulement l'impact d'une variation des déterminants de la règle de partage sur le bien-être de chaque conjoint.

Partant du modèle initial, assez restrictif (Chiappori, 1988 et 1992), les travaux récents visent à élargir les hypothèses initiales en prenant en compte les questions de taxation (Donni 2003 ; Moreau et Donni, 2002), les biens publics (Fong et Zhang, 2001), les ménages comportant plus de deux décideurs (Dauphine, El Lahga, Fortin et Lacroix, 2006 et la non-participation au marché de travail (Blundell et al., 2001 ; Bloemen, 2005)).

Une généralisation naturelle consiste à incorporer la production domestique. Chiappori (1997), Apps et Rees (1997) et à leur suite Donni (2004), Rapoport, Sofer et Solaz, (2003, 2006), supposent que les préférences portent également sur la consommation d'un bien qui est produit au sein du ménage. Ces auteurs montrent que si les offres de travail domestique, en plus des offres de travail marchand, sont observées et que le bien domestique est échangeable, l'identification des préférences et de la règle de partage ne présente pas de difficultés majeures. En revanche, lorsque le bien domestique n'est pas échangable et que son prix est donc endogène aux décisions du ménage, l'identification soulève des problèmes qui ne sont pas intégralement résolus.

Cependant, la plupart des travaux se limitent à l'identification de la règle de partage à une constante près et l'étude de ménages dans lesquels les deux membres participent au marché de travail.

La première contrainte provient de la non observabilité des consommations privées. Les études présentées dans le chapitre III de cette thèse proposent une source d'identification complémentaire disponible par utilisation des données subjectives de l'enquête RLMS. A partir de ces données, des approches nouvelles sont proposées permettant d'une part l'identification complète de la règle de partage et d'autre part l'application du modèle collectif à l'analyse de l'inégalité intrafamiliale. Celle-ci est abordée de deux façons différentes. La première consiste en l'interprétation de l'égalité intrafamiliale comme une répartition égale du

revenu familial total défini par le modèle collectif en tant que la somme des revenus monétaire et non- monétaire (le loisir étant estimé au coût d'opportunité du travail). Une telle notion de revenu dérive d'une fonction d'utilité dépendant de la consommation et du loisir. La deuxième approche, un peu différente, interprète l'égalité intrafamiliale comme une répartition égale de l'utilité.

La deuxième contrainte provient de la difficulté d'établir un salaire de réserve unique dans le cadre du modèle collectif. Récemment le problème a été résolu par l'imposition d'une condition complémentaire permettant d'introduire un salaire de réserve dans le modèle collectif qui est analogue à celui du modèle unitaire et qui est compatible avec les solutions de coin (Donni (2003), Blundell et al.(2001)). Le chapitre IV de cette thèse propose une application empirique du modèle proposé par Donni (2003), basée sur les travaux de Bloemen (2005). Ce dernier modèle est généralisé pour permettre aux paramètres de la règle de partage de varier dans le temps.

Chiappori et Donni (2006) soulignent un problème fondamental dans les modèles collectifs de consommation intertemporelle : « la possible remise en cause du paradigme d'efficacité parétienne. Celui-ci suppose la possibilité pour les membres du ménage de s'engager de façon contraignante sur le long terme ; techniquement, les poids de Pareto respectifs sont alors invariants dans le temps et indépendants des aléas venant affecter le ménage. Une telle hypothèse est forte, particulièrement dans un contexte où le divorce est possible ». Des travaux récents visent à tester la validité de cette hypothèse ou bien de reformuler le problème en termes permettant de la relâcher. Basu (2001), Ethan Ligon (2002), Lich-Tyler (2001), Mazzoco (2003) montrent la difficulté posée par l'hypothèse de Pareto efficacité à la modélisation intertemporelle. Cette difficulté est liée aux changements dans les opportunités offertes aux membres du ménage au cours du temps et donc aux variations dans le pouvoir de négociation. Comme le soulignent Chiappori et Donni (2006), « cela constitue un immense champ de recherche ».

Jusqu'à présent, les quelques analyses empiriques exploitant des données de panel ont supposé que les paramètres des offres de travail et de la règle du partage étaient constants dans le temps. Une telle hypothèse peut être valide dans des panels de courte durée ou dans des environnements relativement stables du point de vue économique et social. Dans le contexte de l'économie russe de la période 1994-2004, une telle hypothèse peut s'avérer fausse. Le cas échéant, l'imposition de cette hypothèse pourrait conduire à rejeter faussement le modèle collectif. Le but de l'étude est précisément d'effectuer un test de stabilité de la règle

de partage. L'avènement de la crise financière de 1998 est exploité pour démarquer deux périodes distinctes, soient les périodes pré et post crise.

Afin de vérifier la légitimité de la distinction des deux périodes, le chapitre I propose des tests simples exploitant de façon approfondie les données utilisées dans la thèse. Une telle analyse est d'autant plus pertinente, que toutes les applications empiriques discutées dans cette thèse sont réalisées sur la base de données qui précèdent ou qui suivent la crise financière de 1998 en Russie. Le chapitre portant sur l'étude de la stabilité de la règle de partage exploite les données de deux sous-périodes simultanément. Le choix d'une période parmi particulière est dicté par la disponibilité des données sur les variables d'intérêt. Les données sont présentées au chapitre I. En outre, le chapitre II propose un modèle unitaire d'offre de travail tenant compte de la bi-activité, un phénomène présent sur le marché du travail russe. La partie empirique liée à ce modèle propose une technique d'estimation des équations de salaires simple dans sa réalisation, mais qui tient compte d'une double censure. Cette technique est développée en réponse au problème provenant de la présence de la bi-activité, mais peut être appliquée au même problème de double censure apparaissant, par exemple, dans le cadre d'un modèle collectif où le salaire de l'individu est corrélé non seulement avec sa propre décision de travailler ou non, mais aussi avec celle de son partenaire.

Les résultats des analyses des modèles réduits du premier chapitre montrent l'existence d'une rupture structurelle en 1998. La plupart des variables ont l'effet attendu et sont statistiquement significatives. En conséquence, il est justifié d'approfondir l'analyse en explorant l'inégalité à l'intérieur des ménages russe et la stabilité de la règle de partage entre les périodes d'avant et après 1998-1999. Ainsi, d'une part, l'usage de données russes permet se diriger vers l'utilisation des modèles collectifs à des fins de politiques économique : le chapitre III propose deux nouvelles approches de l'analyse de l'inégalité intrafamiliale. D'autre part il permet examiner l'hypothèse d'invariance de la règle de partage dans le temps : le chapitre IV est le premier à étudier la stabilité temporelle de la règle de partage dans le cadre du modèle collectif.

Chapitre I. Prélude

L'objet de ce chapitre est d'explorer de façon approfondie les données utilisées dans la thèse. Des analyses sont effectuées au niveau individuel afin de vérifier la nature du panel : le panel peut-il être utilisé en données empilées (pooling) ? Etant donnée la période de transition couverte par le panel RLMS, peut-on attendre des discontinuités structurelles des fonctions de la participation au marché de travail, de la formation de salaires, de l'offre de travail ? Ce chapitre a pour but de présenter des tests simples pour répondre à ces questions.

Le chapitre comprend trois sections. Dans la première section, nous présentons les données RLMS. La deuxième section est descriptive : les séries temporelles des variables utilisées par la suite sont tirées, soit des enquêtes statistiques nationales, soit de l'enquête RLMS, afin de présenter le contexte de l'économie russe de la période 1994-2004 étudiée. Dans la troisième section, nous exposons des tests dans le but de vérifier les périodes d'homogénéité structurelle dans le choix de participation au marché du travail et dans la formation des salaires.

1. Les données

Les données du RLMS (*Russia Longitudinal Monitoring Survey*)[1] sont considérées comme l'une des principales et des meilleures sources de données sur la Russie. Cette base de données a été collectée conjointement par l'Université de Chapel Hill (USA), l'Académie des Sciences de Russie et l'Institut russe de nutrition.

Le projet de collecte a été entrepris en 1992 et a déjà fourni 13 vagues de données (1992-2004). Il s'agit d'une enquête à l'échelle nationale représentative de la situation des ménages et qui est composée de deux phases distinctes : la phase I couvre les vagues de 1 à 4 et correspond aux années 1992-1994. La phase II est constituée des vagues de 5 à 13 qui correspondent aux années 1994-2004. La phase I et la phase II correspondent à deux panels de populations distinctes. Pour la présente étude, nous utilisons uniquement la deuxième phase du projet, soit les années comprises entre 1994 et 2004. Le calendrier de collection des données du RLMS est rapporté dans le tableau 1.1.

[1] Toute l'information sur les données de RLMS peut être trouvée sur la page web du projet : http://www.cpc.unc.edu/rlms.

Tableau 1.1. Calendrier de collection des données RLMS.

Phase I	
Vague	**Période de collection**
I	1992
II	Début de 1992
III	Fin de 1992
IV	1994
Nombres d'individus : 7200	
Phase II	
V	1994
VI	1995
VII	1996
VIII	1998
IX	2000
X	2001
XI	2002
XII	2003
XIII	2004
Nombres d'individus : 8700	

La base se compose de deux questionnaires distincts : un questionnaire ménage et un questionnaire individuel. Le premier comporte des informations relatives à la composition du ménage, les conditions de vie, la possession de biens durables, l'utilisation des terres et la production agricole du ménage à la fois consommée et vendue, les dépenses et les revenus du ménage y compris la production domestique et la réception de certaines prestations sociales; les transferts privés reçus et donnés, la région et le type de résidence.

Le questionnaire individuel interroge les individus sur leur emploi (type d'emploi, nombre d'heures travaillées, salaire, taille, structure et type de propriété de l'entreprise, information sur les arriérés et les paiements en nature), l'exploitation d'un lopin de terre, sexe, âge, nombre d'enfants et niveau d'éducation.

Tout au long de cette thèse, nous avons restreint nos échantillons à la population en âge légal de travailler, de 16 à 55 ans pour les femmes et de 16 à 60 ans pour les hommes.

En traitant la non-participation dans les chapitres II et IV nous avons exclu les étudiants, les individus inaptes au travail pour raisons de santé, les femmes en congé de maternité, et enfin les chômeurs involontaires (i. e. non employés cherchant un emploi), par opposition à des individus ne travaillant pas par choix, ces derniers faisant l'objet des modèles décrivant la non participation comme une issue de la maximisation de leur fonction d'utilité.

La base de données est très riche. Outre les questions portant sur le travail, on y retrouve également des indicateurs subjectifs de bien-être, des questions d'attitude sur différents sujets d'actualité en Russie (les réformes du marché, les hommes politiques, la religion…) ainsi que sur la santé. De nombreuses recherches, portant par exemple sur l'offre de travail et l'emploi en Russie, sont fondées sur ces données (cf. par exemple, Earle et Sabirianova, 2002 ; Kolev, 2000 ; Najman et Pailhé, 2001). D'autres sont axées sur la pauvreté (Kalugina et Najman, 2003; Ravallion et Lokshin, 2000; Senik, 2004; Zohoori *et al*., 1998).

Certaines faiblesses peuvent être évoqués. Dans le cadre de l'enquête RLMS, seuls sont suivis les individus qui ne changent pas d'adresse. Pourtant, la plupart des travaux fondés sur cette enquête indiquent que les données ont une structure en panel. Cependant, comme le remarque Heeringa (1997), ce n'est pas un panel "pur". Les ménages et les individus ayant déménagé depuis les vagues précédentes ne sont pas suivis. Un autre défaut est que la plupart des données sur les revenus et les dépenses portent sur une période d'un mois (n'oublions pas que normalement, un an s'écoule entre deux vagues consécutives, à l'exception des années 1997 et 1999 où l'enquête n'a pas été menée).

En outre, les enquêtes correspondant aux différentes vagues ne sont pas homogènes : une variable disponible dans une vague peut disparaître dans une autre. Par conséquent, le choix d'une période d'étude est dicté souvent par la disponibilité des données sur les variables d'intérêt. Ainsi, une application du modèle unitaire du deuxième chapitre est basée sur les vagues 10 à 13 couvrant la période de 2000 à 2004, et contenant les données nécessaires sur les avantages sociaux proposés par des entreprises aux individus qui y travaillent. Les tests du modèle collectif du troisième chapitre, qui inclut la production domestique, sont basés sur les vagues 5 à 8 comprises entre 1994 et 1998 et qui fournissent les données de budget –temps indispensables au calcul des heures de travail domestique de chaque conjoint.

2. L'historique des variables d'intérêt dans le contexte de l'économie russe en 1994-2004

Notons que la phase II des données RLMS couvre une partie essentielle de la période de transition de l'économie centralisée à l'économie du marché commencée au début des années 1990. Cette période est caractérisée par de nombreuses transformations économiques et sociales, et par des chocs macroéconomiques parmi lesquels la grande crise financière de l'année 1998.

Ainsi, à partir du début des années 1990, le PIB par habitant en Russie baisse fortement (-14,5% en 1992, -8,5% en 1993) (cf. tableau 2.1). En 1999, le niveau du PIB réel n'atteint plus que 55% de ce qu'il était en 1989 (Rapport annuel de transition (2005)). La baisse du niveau de vie de la population et l'augmentation de l'inégalité sont des conséquences évidentes de ce processus. La baisse des salaires réels atteignait en Russie 43,6% entre 1993 et 1999 (Rapport annuel de transition, 2001). En 1997, l'évolution du PIB est enfin positive. Mais en août 1998, la Russie connaît une crise financière, laquelle a représenté un choc considérable pour une économie russe encore faible. En conséquence de la dévaluation du rouble et du défaut sur la dette interne, tous les indicateurs macroéconomiques importants connaissent une dynamique défavorable en 1998 : chute du PIB (-4,9%), montée de l'inflation, diminution du salaire réel (-13,3% en 1998 ou encore -22,0% en 1999) (Rapport annuel de transition (2001)).

Tableau 2.1. Évolution du PIB

Année	Évolution du PIB en termes réels, %
1991	- 5,0
1992	- 14,5
1993	- 8,5
1994	- 12,7
1995	- 4,1
1996	- 3,4
1997	0,9
1998	- 4,9
1999	5,4
2000	10,0
2001	5,1
2002	4,7
2003	7,3
2004	7,1

Sources : Comité d'Etat de Statistique (Goskomstat) (2005)

Une des principales conséquences des chocs macroéconomiques et microéconomiques, ainsi que des réformes de la période d'étude 1994-2004, est une forte

inflation. Avant de tester la stabilité de la formation des salaires pendant cette période, il est alors nécessaire de trouver les valeurs réelles des salaires afin d'éviter la confusion entre la formation de salaires en fonction de caractéristiques individuelles différentes selon les périodes, et l'effet purement inflationniste. Pour éviter cet écueil, il convient de convertir les valeurs monétaires en dollars en utilisant le taux de change respectif de chaque année. En effet, malgré la politique monétaire officiellement rapportée en roubles, la réalité du nouveau marché est un fonctionnement en dollars. Ainsi, les prix, le pouvoir d'achat, les salaires négociés se définissent en fonction du taux de change observé à chaque période. Dans leur comportement, les individus et les entreprises font leur choix ou forment leurs anticipations par une conversion de roubles en dollars. Le tableau 2.2 résume l'évolution de taux change rapporté par le Rapport Annuel de Transition (2005).

Tout au long de cette thèse, le taux de change est supposé être le même dans toutes les régions du pays. La valeur des salaires est convertie en valeur réelle[2] de la période en tenant compte également de la réforme monétaire de l'année 1997 où la valeur nominale de la monnaie a été divisée par mille. Les valeurs des périodes précédant la reforme sont divisées par 1000 en plus d'être converties en dollars.

Tableau 2.2. Taux de change en rouble/$

Vague de RLMS	Année	Taux de change rouble/$	Inflation annuelle (%)
V	1994	3.6	204.7
VI	1995	4.6	131.3
VII	1996	5.6	21.8
VIII	1998	21	84.4
IX	2000	28	20.2
X	2001	28	18.6
XI	2002	31	15.1
XII	2003	31	12.0
XIII	2004	29	11.7

Sources : Rapport annuel de transition (2005)
Comité d'Etat de Statistique (Goskomstat) (2005)

[2] L'exception concerne le chapitre III où les variables monétaires correspondant aux vagues 5-8 utilisée sont convertis en roubles 2000 plutôt qu'en dollars.

Les chocs économiques et la crise en particulier ont affecté considérablement le marché de travail et provoqué son rééquilibrage. Les tableaux 2.3 montrent les taux de salaires réels, qui ont chuté en 1998. Le tableau 2.4 présente les différences en salaires entre les hommes et les femmes. Deux types d'écarts sont présentés. Les écarts des moyennes montrent une baisse des écarts dans la période d'avant - crise jusqu'à la disparition de différences après la crise (année 2000), puis la hausse postérieure pendant la période d'après-crise. Pourtant la statistique descriptive en termes de moyennes n'est pas très représentative vu des écarts types élevés qui s'expliquent par les fortes différenciations des salaires développées depuis la période de transition. Pour compléter cette statistique, nous présentons celle des écarts des salaires entre les deux conjoints dans les ménages de l'enquête RLMS (tableau 2.4). Comme précédemment les écarts sont en baisse après la crise avec même une supériorité des salaires des femmes en 2000, suivie d'une hausse en période postérieure.

Tableau 2.3. Taux de salaires des femmes et des hommes, $

	Taux de salaires des femmes			Taux de salaires des hommes		
Vague	Moyenne	Ecart-type	Nombre d'observations	Moyenne	Ecart-type	Nombre d'observations
V (1994)	0.546	0.899	1702	0.986	4.109	1767
VI (1995)	0.865	1.329	1503	1.264	3.279	1535
VII (1996)	1.325	15.14	1255	1.577	4.118	1247
VIII (1998)	0.291	0.549	1393	0.588	4.207	1342
IX (2000)	0.659	8.017	1741	0.612	1.063	1667
X (2001)	0.738	2.792	2077	1.055	2.229	1869
XI (2002)	0.787	2.050	2164	1.262	5.543	2076
XII (2003)	0.888	1.189	2239	1.609	14.282	2127
XIII (2004)	1.221	2.358	2366	1.642	2.722	2287
Nombre total d'observation Vagues V-XIII	16440			15917		

Source : RLMS, phase II

Tableau 2.4. Ecarts entre les taux de salaires des hommes et des femmes, $

	Ecarts entre les taux de salaires des hommes et des femmes			
Vague	Ecarts entre les moyennes de deux échantillons	Moyennes des écarts entre deux membres des ménages		
		Moyenne	Ecart-type	Nombre d'observations (couples)
V (1994)	0.44	0.143	2.056	779
VI (1995)	0.399	0.098	1.231	655
VII (1996)	0.252	0.584	5.848	438
VIII (1998)	0.297	-0.652	1.617	444
IX (2000)	-0.0467	-0.217	1.833	554
X (2001)	0.317	0.116	1.785	641
XI (2002)	0.475	0.232	2.266	687
XII (2003)	0.721	0.376	2.104	705
XIII (2004)	0.421	0.831	3.364	721

Source : RLMS, phase II

La participation des femmes et des hommes est rapportée dans les tableaux 2.5 et 2.6. La catégorie des inactifs est représentée par les étudiants, les individus inaptes au travail pour raisons de santé, les retraités, les femmes en congé de maternité, les femmes au foyer. Pour les deux genres, le chômage est en hausse pendant la période d'avant crise et en baisse pendant la période d'après - crise.

Tableau 2.5. Participation des femmes

PHASE II	Participation des femmes						
Vague	Inactive		Active		Chômage		Total
V (1994)	409	15%	2014	74%	290	11%	2713
VI (1995)	384	15%	1891	74%	278	11%	2553
VII (1996)	349	14%	1833	73%	317	13%	2499
VIII (1998)	355	14%	1848	71%	385	15%	2588
IX (2000)	414	15%	2034	73%	337	12%	2785
X (2001)	502	16%	2335	73%	347	11%	3184
XI (2002)	505	15%	2433	74%	360	11%	3298
XII (2003)	475	14%	2510	75%	362	11%	3347
XIII (2004)	514	15%	2506	73%	394	12%	3414
Nombre total d'observation Vagues V-XIII	3907	15%	19404	74%	3070	12%	26381

Source : RLMS, phase II

Tableau 2.6. Participations des hommes

PHASE II	Participation des hommes						
Vague	Inactif		Actif		Chômage		Total
V (1994)	46	2%	2283	86%	332	12%	2661
VI (1995)	50	2%	2100	85%	325	13%	2475
VII (1996)	34	1%	1995	82%	397	16%	2426
VIII (1998)	47	2%	1896	78%	485	20%	2428
IX (2000)	48	2%	2022	81%	433	17%	2503
X (2001)	54	2%	2271	82%	443	16%	2768
XI (2002)	77	3%	2334	81%	479	17%	2890
XII (2003)	67	2%	2394	81%	502	17%	2963
XIII (2004)	86	3%	2477	81%	490	16%	3053
Nombre total d'observation Vagues V-XIII	509	2%	19772	82%	3886	16%	24167

Source : RLMS, phase II

A titre descriptif, les statistiques descriptives sur certaines variables individuelles utilisées comme les variables explicatives par la suite sont présenté dans les tableaux 2.8 et 2.9. Le tableau 2.8 donne le pourcentage des individus ayant l'éducation supérieure. Le pourcentage est élevé et plutôt stable pour deux genres.

Tableau 2.8. Individus ayant une éducation supérieure

	Education supérieure			
Vague	Femmes		Hommes	
V (1994)	2596	80%	2588	82%
VI (1995)	2551	85%	2274	77%
VII (1996)	2506	84%	2197	75%
VIII (1998)	2620	84%	2212	75%
IX (2000)	2823	83%	2298	76%
X (2001)	3297	85%	2630	78%
XI (2002)	3386	85%	2777	79%
XII (2003)	3363	83%	2724	75%
XIII (2004)	3424	84%	2774	75%
Nombre total d'observation Vagues V-XIII	31800		29241	

Source : RLMS, phase II

La statistique sur le nombre d'années d'études est également stable dans le temps avec la moyenne de la variable égale à 12 et l'écart type égale à 3.

Une autre variable explicative est le nombre d'enfants. La statistique descriptive correspondante est donnée au tableau 2.9. Au cours de toute la période le pourcentage des

femmes ayant plus que un enfant baisse. Avant la crise les pourcentage des femmes n'ayant pas d'enfants ou ayant un seul enfant montent jusqu'au son maximum en 2000 restant stable par la suite.

Tableau 2.9. Nombre d'enfants

PHASE II	Nombre d'enfants								
Vague	0		1		2		3 ou plus		Total
V (1994)	1349	42%	1029	32%	717	22%	136	4%	3231
VI (1995)	1260	42%	960	32%	670	22%	121	4%	3011
VII (1996)	1254	42%	1001	34%	622	21%	111	4%	2988
VIII (1998)	1355	43%	1095	35%	574	18%	112	4%	3136
IX (2000)	1557	46%	1225	36%	535	16%	99	3%	3416
X (2001)	1853	48%	1393	36%	543	14%	101	3%	3890
XI (2002)	1932	48%	1422	36%	539	13%	104	3%	3997
XII (2003)	1963	48%	1468	36%	521	13%	99	2%	4051
XIII (2004)	2004	49%	1464	36%	512	13%	100	2%	4080
Nombre total d'observation Vagues V-XIII	31800								

Source : RLMS, phase II

La crise financière de 1998 divise la phase II en deux périodes, de 1994 à 1998 et de 1998 à 2004, correspondant aux périodes d'études mentionnées. Les statistiques descriptives présentées montrent les tendances différentes entre deux périodes quant à certains variables, en particulier celles relatives aux caractéristiques du marché de travail. Alors se pose la question de la stabilité structurelle des fonctions d'intérêt aussi bien lors d'une période qu'entre ces périodes. Les tests ci- dessous, présentés dans le cadre de la section suivante, sont appelés à éclairer ces questions.

3. Des tests de stabilité

Le but des tests présentés ci-dessous est de vérifier l'homogénéité structurelle des fonctions d'intérêt à travers les périodes d'études exploitées dans cette thèse. Il s'agit des tests de rupture structurelle effectués à l'aide de la technique d'analyse des ratios de maximum de vraisemblance et de *F*-tests (tests de Chow).

3.1. Modèle réduit de la décision de participation au marché du travail

Tout d'abord le modèle réduit de la participation d'un individu au marché du travail est testé. Le modèle de participation à quatre modalités, entre un seul emploi dans le secteur public, un seul emploi dans le secteur privé, un emploi dans chacun des deux secteurs simultanément ou, enfin, pas d'emploi est analysé dans le deuxième chapitre. En outre, la question du choix du statut de participation au marché de travail est abordée dans le quatrième chapitre où la version du modèle collectif étendu au cas de non-participation est appliquée. La question de la participation concerne cette fois des couples, donc simultanément les deux conjoints.

La question qui se pose est la suivante : peut-on appliquer un même modèle aux données agrégées partiellement dans le temps. Afin de vérifier cette question, les modèles réduits de participation sont estimés par la méthode probit. Les estimations probit permettent d'obtenir les valeurs des fonctions de maximum de vraisemblance de chaque modèle et donc de tester à l'aide des tests conventionnels si des modèles correspondant aux sous-périodes du panel utilisé sont emboîtés dans un même modèle.

Rappelons que le choc le plus important de la période de 1994 à 2004 couverte par la deuxième phase de RLMS est la crise financière de 1998. Etant donnée la situation économique fortement perturbée par cette crise, il est naturel de supposer que les effets de différentes variables sur la décision de participation au marché de travail, sur la formation des salaires et par conséquent sur l'offre de travail ne sont pas les mêmes entre les périodes avant – crise et après – crise. Le premier test vise alors à vérifier l'existence d'une rupture structurelle du modèle réduit de participation.

Trois modèles sont estimés. Le premier (M1) correspond à la période d'avant – crise (les vagues 5 – 7 de phase II); le deuxième (M2) correspond à la période d'après – crise (les vagues 8 – 13 de phase II); le troisième (M3) est estimé sur la base tout l'échantillon, incluant les deux périodes. Les variables explicatives du modèle réduit sont les caractéristiques individuelles usuelles : sexe, âge et âge carré, variables de capital humain (indicateur pour l'éducation supérieure et nombre d'années d'études), nombre d'enfants et variables régionales. De plus, dans certains tests, un indicateur d'activité entrepreneuriale se trouve significatif et permet de retrouver la stabilité d'un modèle se montrant instable en l'absence de cette variable. Les résultats de l'estimation sont présentés au tableau A1 de l'annexe A.

Les résultats présentés au tableau 3.1 ci-après rejettent l'hypothèse nulle que M1 et M2 sont emboîtés par le modèle M3. Les structures des modèles M1 et M2 sont donc

différentes et le même modèle ne peut pas être appliqué à toute la période de la phase II. Cette rupture du modèle réduit peut refléter non seulement une rupture structurelle dans la modélisation de la décision de participation, mais aussi une rupture dans la formation des salaires, ces derniers étant des arguments du modèle structurel de participation.

Il faut noter que la crise a éclaté à la fin du mois d'août 1998, et que la vague 8 de l'enquête a été collectée au mois d'octobre de la même année. Il est alors possible que les ajustements du marché de travail ne soient pas immédiats mais aient pris plus d'un mois. Dans ce cas-là, certains changements ne seraient saisis que par la vague 9 de l'enquête (l'année 2000) plutôt que par la vague 8. Afin de vérifier cette hypothèse, les tests sont menés également en considérant les périodes 1994-1998 et 2000-2004 ce qui en outre est statistiquement plus équilibré du point de vue du nombre d'observations dans chaque sous-période.

Tableau 3.1. LR test du modèle de participation : avant / après la crise financière

Hypothèse 0	Dégrés de liberté	LR χ^2	Probabilité > χ^2
M1, M2 emboîtés en M3	15	104	0.000

Le même test basé sur les sous-périodes 1994-1998 et 2000-2004 donne le même résultat que précédemment (tableaux A2-A3 de l'annexe). De plus, les tests de stabilité structurelle effectués séparément pour les hommes et pour les femmes rejettent l'hypothèse nulle. Les résultats des estimations respectives sont rapportés dans les tableaux A4 et A5 de l'annexe A. Les résultats des tests se trouvent dans le tableau A6.

Analysons maintenant chaque période en estimant le modèle réduit de participation pour les femmes et les hommes.

3.1.1. La période d'avant crise

Les résultats des estimations du modèle réduit de participation pour les hommes basées sur chaque vague de la période d'avant–crise autant que sur cette sous-période entière sont présentés au tableau A7 de l'annexe. Le résultat du test de stabilité de la structure du modèle à travers la période est présenté au tableau A8.

Le test du ratio des fonctions de maximum de vraisemblance donne une probabilité de 60% de dépasser la statistique de test sous l'hypothèse nulle de la stabilité. On peut alors accepter la stabilité de la structure de ce modèle. Le même modèle estimé à la base des vagues

5 – 8 (tableau A9 de l'annexe A) donne le même résultat avec une probabilité pourtant légèrement plus basse (53%, tableau A10).

Les résultats des estimations du modèle réduit de participation des femmes basées sur chaque vague de la période d'avant –crise autant que sur cette sous- période entière et le résultat du test de stabilité de la structure du modèle à travers la période sont donnés dans les tableaux A11 et A12 de l'annexe A.

Le test du ratio des fonctions de maximum de vraisemblance donne 10% de probabilité de dépasser la statistique de test sous l'hypothèse nulle. Testons alors la même hypothèse pour chaque secteur séparément. Les tests montrent 98% et 60% de probabilité de dépasser la statistique de test sous l'hypothèse de stabilité du modèle de participation des femmes dans les secteurs public et privé respectivement à travers la période d'avant –crise (tableaux A.13, A14 et A15 de l'annexe).

3.1.2. La période d'après crise

Tout comme précédemment, la stabilité du modèle de participation en période d'après-crise est testée séparément pour les hommes et les femmes. Le test basé sur l'échantillon des femmes (tableau A16) montre une probabilité de 11% de dépasser la statistique de teste sous l'hypothèse nulle d'homogénéité structurelle au cours de la période 1998-2004 (vagues 8-13). Cette probabilité est plus forte 34% pour la période couverte par les vagues 9-13 (tableau A17 de l'annexe A).

Dans le cas des hommes, la probabilité de dépasser la statistique sous l'hypothèse nulle est très faible que ce soit pour la période 1998-2004 ou pour 2000-2004 (1-3%, tableaux A21 et A22).

Les mêmes modèles sont par la suite testés par secteur en distinguant les secteurs public et privé. La période traitée est celle de 2000 à 2004 (vagues 9-13). Les résultats se trouvent dans les tableaux A18, A19 et A23, A24 de l'annexe A. Pour les deux sexes les tests donnent 50% de la probabilité de dépasser les statistiques des tests sous l'hypothèse nulle de stabilité du modèle appliqué au secteur privé. L'hypothèse nulle de stabilité du modèle appliqué au secteur public (tableaux A20 et A25) est également acceptée : les tests donnent la probabilité de 85% et 82% de dépasser les statistiques des tests pour les femmes et les hommes respectivement. Ces résultats sont conditionnés par l'exclusion des variables dichotomiques annuelles correspondantes aux vagues 11, 12, 13 : à la fin de la période d'après-crise la participation au marché du travail est plus probable que dans les années

précédentes. Cela peut s'expliquer par une conjoncture économique plus stable et favorable relativement au marché du travail dans les années 2002-2004 par rapport à la période antérieure.

Les tests de stabilité du modèle de participation montrent que la distinction de deux périodes couvertes par les vagues 5-8 et 9-13 avec une hypothèse d'homogénéité du modèle au cours de chaque sous-période est valable. D'après les tests, en modélisant la participation au marché du travail en Russie au cours de ces deux sous-périodes, il est préférable de distinguer le sexe et le secteur de travail.

3.2. Formation des salaires

La stabilité de la formation des salaires est testée à l'aide du test de Chow dont le principe consiste à vérifier si le modèle estimé à la base d'un sous-échantillon est emboîté par le modèle estimé à la base de l'échantillon complet. La stabilité dans le temps faisant l'objet des tests, les sous-échantillons sont formés en fonction des périodes testées. Les tests sont réalisés en régressant les salaires sur les variables usuelles de capital humain et les caractéristiques individuelles censées être déterminantes dans la formation des salaires, ainsi que sur les mêmes variables croisées avec un indicateur de sous- période d'intérêt (*i.e.* une variable dichotomique prenant la valeur 1 si une observation donnée appartient à la sous-période testée et 0 dans le cas contraire). Les caractéristiques individuelles incluent le sexe, l'âge et l'âge au carré, un indicateur d'éducation supérieure et le nombre d'années d'études, un indicateur régional distinguant les régions de Moscou et de St Pétersbourg du reste du pays.

Le *F* test de nullité simultané de termes croisés correspondant à une sous-période est effectué par la suite. L'hypothèse nulle de non- signification de l'ensemble des termes croisés corresponds à l'hypothèse d'emboîtement d'un modèle basé sur une sous-période dans un modèle basé sur toute une échantillon et donc de l'homogénéité structurelle de deux modèles.

Le premier test à effectuer est celui d'une rupture structurelle dans la formation des salaires entre les périodes d'avant et d'après la crise de 1998. Le résultat est rapporté dans le tableau 3.2 ci-dessous. Le *F* test ne rejette qu'à 7% l'hypothèse nulle de stabilité de la structure dans la formation des salaires entre ces deux périodes de la phase II.

Tableau 3.2. Test de bris structurel entre 1994-1998 et 1998-2004

1994-2004		Variable	Coefficient
M1:	**M2**:	femme	-0.404***
		age	-0.062
		age carré	0.001
		éducation supérieur	0.346***
		nombre d'années d'études	0.036*
		Moscou, StPétersbourg	0.806***
	D=0, t<1998 **D=1, t≥1998**	D*femme	-0.034
		D*age	0.085*
		D*age carré	-0.001
		D*éducation supérieur	-0.186
		D*nombre d'années d'études	-0.001
		D	-1.776**
		_cons	1.858
		Nombre d'observations	**32120**
H0: M1 emboîté en M2		F(6, 32107)	1.99
		Probabilité > F	**0.0631**

Testons maintenant l'uniformité de la formation des salaires au cours de chaque de ces deux périodes de la phase II.

3.2.1. La période d'avant crise

La période d'avant crise comporte trois vagues (5-7). Chaque vague est testée séparément : les tests vérifient la conformité de la formation des salaires entre une courte période correspondant à une vague testée et toute la période d'avant crise. Comme précédemment, les termes croisés avec une indicatrice d'une vague sont introduits dans les régressions afin de distinguer une sous-période et la période entière. Une variable dichotomique de croisement est une indicatrice d'une vague testée.

Les tests des vagues 5, 6 et 7 sont présentés dans les tableaux B1, B2 et B3 de l'annexe B respectivement.

L'hypothèse de nullité de tous les termes croisés correspondant à la vague 5 est acceptée vu les résultats de test : la probabilité de dépasser la statistique correspondante est 28%. Cette probabilité augmente considérablement (à 52%) si la variable dichotomique prenant la valeur 1 pour les femmes et 0 pour les hommes est exclue du modèle emboîté. Elle devient encore plus haute si le test est mené séparément pour les femmes : 63%. Il s'ensuit

que l'hypothèse de conformité de la formation des salaires entre la vague 5 et la période de l'avant –crise est légitime d'autant plus que la différence entre la formation des salaires des femmes et des hommes est prise en compte.

Le test de la vague 6 apporte un résultat encore plus affirmatif avec une probabilité de 49% de dépasser la statistique de test sous l'hypothèse nulle de nullité de tous les termes croisés correspondant à la vague 6 et de 60% et 88% pour les régressions menées séparément pour deux genres.

Le résultat du test de la vague 7 est semblable à celui du test de la vague 5 avec le risque de se tromper en rejetant l'hypothèse nulle d'autant plus élevé que le modèle tient compte des différences dans la formations des salaires pour les femmes et les hommes.

L'analyse de la période d'avant-crise montre l'homogénéité de la formation des salaires pour les femmes et les hommes et la différence entre les deux genres. A la limite, cette différence peut être saisie par l'introduction d'une variable dichotomique différenciant la pente de la régression entre les femmes et les hommes sans introduction d'autres changements structurels.

3.2.2. La période d'après crise

La période d'après - crise couvre les vagues 8-13. Les résultats des tests correspondants sont rapportés dans les tableaux B4, B5, B6, B7, B8 de l'annexe B.

Les tests des vagues 8, 9, 10, 11, donnent respectivement une probabilité de 86%, 75%, 80%, 90% de dépasser les statistiques des tests sous l'hypothèse nulle de conformité de la formation des salaires entre les périodes des années correspondantes (1998, 2000, 2001, 2002). Les vagues 12 et 13 (sont unies dans le dernier test pour les années 2003-2004) donnent une probabilité de 57% à la condition d'exclure la variable de nombre d'années d'études du modèle emboîté (l'effet de cette variable étant positif et significatif). Le dernier résultat peut signaler l'augmentation du rendement de l'éducation dans la formation de salaires en 2003-2004 par rapport à la période antérieure.

En résumé, il est alors tout à fait légitime de supposer l'homogénéité de la formation des salaires à travers la période d'après crise en prenant en compte une hausse des rendements de l'éducation à la fin de la période.

CONCLUSION

Nous avons présenté des tests de stabilité structurelle du modèle réduit de participation au marché de travail et de formation des salaires à travers la période de la deuxième phase des données RLMS couvrant les années 1994-2004. Ces tests permettent d'avoir l'aperçu général suivant :

Les tests de stabilité du modèle de participation aboutissent à la distinction de deux périodes couvertes par les vagues 5-7 et 8-13 avec une hypothèse d'homogénéité du modèle au cours de chaque sous-période. D'après les tests, en modélisant la participation au marché du travail en Russie au cours de ces deux sous-périodes, il est préférable de distinguer le sexe et le secteur de travail.

Un test sur la formation des salaires ne confirme pas une rupture structurelle entre les deux sous-périodes. L'analyse de la période d'avant- crise montre l'homogénéité de la formation des salaires pour les femmes et les hommes et la différence entre les deux genres. A la limite, cette différence peut être saisie par l'introduction d'une variable dichotomique différenciant la pente de la régression entre les femmes et les hommes sans introduction d'autres changements structurels. L'hypothèse de l'homogénéité de la formation de salaires à travers la période d'après crise est légitime avec de préférence la prise en compte d'une hausse des rendements de l'éducation à la fin de la période.

Chapitre II[3]. Les régimes de participation au marché de travail russe

Ce chapitre propose un modèle unitaire d'offre de travail tenant compte de la bi-activité, un phénomène présent sur le marché du travail russe. La partie empirique liée à ce modèle propose une technique d'estimation des équations de salaires simple dans sa réalisation, mais qui tient compte d'une double censure. Cette technique est développée en réponse au problème provenant de la présence de bi-activité, mais peut être appliquée au même problème de double censure apparaissant, par exemple, dans le cadre d'un modèle collectif où le salaire de l'individu est corrélé non seulement avec sa propre décision de travailler ou non, mais aussi avec celle de son partenaire.

Plus de 12% de la population représentée par la base RLMS occupent au moins deux emplois, un phénomène qui est apparu dès le début de la transition de l'économie centralisée à l'économie de marché dans les années 1990.

En général, dans la littérature économique, le choix d'occuper simultanément deux emplois est considéré comme équivalent à la décision de travailler à la fois dans le secteur formel et dans le secteur informel. Un certain nombre de publications (Lacroix, Fortin, 1992; Shishko, Rostker, 1976) consacrées aux études du secteur informel proposent en particulier des modèles de rationnement sur le marché du travail formel: l'individu étant rationné quant au nombre d'heures de travail dans le secteur formel cherche à compléter son revenu par du travail dans le secteur informel. Faley (1997), Kolev (2000) proposent en particulier une application de cette approche au marché du travail russe. Une autre raison évoquée est celle de l'évasion fiscale : le travail « au noir » (dans le secteur informel) permet d'échapper aux charges sociales et à l'impôt sur le revenu. Enfin, Conway et, Kimmel (1998) proposent un modèle décrivant le choix entre les secteurs formel et informel en supposant l'hétérogenité des deux emplois et en introduisant le nombre d'heures offertes dans chaque secteur séparément dans la fonction d'utilité d'un individu, supposant ainsi que les heures de travail dans les deux secteurs ne sont pas des substituts parfaits.

De même, Guariglia et Kim (1999) mentionnent que la perspective d'un changement de carrière peut inciter les individus à entrer dans le secteur informel: pour ceux qui souhaitent changer d'emploi, le travail dans ce secteur peut servir d'essai avant un

[3] Une version antérieure de ce chapitre a été soumise pour publication (en collaboration avec Catherine Sofer).

changement définitif. Cela permet d'expérimenter les savoir-faire, d'obtenir des informations, et finalement de réduire le risque de changement. Cette expérience peut également être une étape d'accumulation de capital dans le but de créer une petite entreprise, étant donnée l'absence d'investissements en start-up en Russie, aussi bien au niveau de l'état que du système bancaire.

Par ailleurs, Paillé et Pascal (2001) montrent l'impact des arriérés de salaire et des congés obligatoires sans solde sur la mobilité du marché du travail russe.

Bouev (2001), en introduisant un facteur décrivant l'aversion au risque liée à un emploi dans le secteur informel, propose également un modèle de choix occupationnel entre le secteur formel et informel pour 3 classes d'individus: 1) ceux travaillants dans le secteur « traditionnel » qui est composé des entreprises publiques non restructurées; 2) ceux travaillant dans le "nouveau" secteur consistant en les entreprises créées récemment ou les anciennes entreprises restructurées; 3) ceux qui ne participent pas au secteur formel.

Enfin, Layard et Richter (1995) mentionnent un nombre significatif d'individus qui, tout en gagnant un revenu provenant d'une occupation dans le secteur privé, demeurent employés du secteur public. La même tendance peut être observée par des statistiques descriptives obtenues avec les données de RLMS (tableau 3.1).

Suivant cette dernière approche, nous avons choisi, dans ce qui suit, de nous centrer sur l'opposition public/privé plutôt que sur l'opposition formel/informel. En effet, cette dernière opposition nous semble pouvoir mieux expliquer le choix fait par une grande partie des Russes de recourir à un deuxième emploi : le secteur public, en effet, est caractérisé par de faibles salaires (parfois même des salaires nuls en cas d'arriérés ou de congés sans solde), mais, en contrepartie, il offre encore de nombreux avantages, que n'offre en général pas le secteur privé : système de sécurité sociale, et, plus généralement, nombreux avantages en nature qui justifient à la fois le maintien d'un emploi dans le secteur public et à l'entrée simultanée des individus dans le secteur privé où les salaires sont généralement beaucoup plus élevés. Plus précisément, les divers éléments présidant au choix des différents individus peuvent être :

1. l'auto- protection contre l'incertitude du marché du travail (privé) actuel;
2. l'aversion au risque lié à la participation aux secteurs privé ou informel;
3. l'accès, à travers l'emploi public, aux équipements, à la clientèle et à l'information nécessaire pour effectuer le deuxième travail;

4. les avantages sociaux fournis par les entreprises publiques (crèches, écoles maternelles, protection sociale pour traitement médical, allocations familiales, indemnités de nourriture, de transport, subventions au logement, etc…).

Bouev (2001) mentionne que, pour accéder à ces avantages sociaux, il est nécessaire et suffisant de fournir un nombre d'heures minimum.

En ce qui nous concerne, nous mettons donc l'accent sur l'ensemble des avantages liés au travail dans le secteur public et /ou « traditionnel » comme cause principale du maintien d'un emploi dans ce secteur. Nous distinguerons donc deux secteurs : le secteur public, d'une part, offrant tous les avantages mentionnés ci-dessus, et un deuxième secteur, le secteur privé, qui regroupe le « nouveau » secteur et le secteur informel.

Nous développerons dans une première section un modèle théorique de choix à quatre modalités, entre un seul emploi dans l'un ou l'autre secteur, un emploi dans chacun des deux secteurs simultanément ou enfin pas d'emploi.

Dans une deuxième section nous présenterons un modèle économétrique original adapté à l'approche théorique. Un problème classique de censure des salaires se présente dans ce modèle. Ce problème se complique dans notre cas par sa double dimension : la prédiction des salaires dans les deux secteurs se fait par un système de deux équations avec un double mécanisme de sélection. Dans le cas de sélection multivariée les méthodes souvent utilisées dans la littérature économique sont la méthode du maximum de vraisemblance incorporant la sélection développé par Lee (1983) ou la méthode en deux étapes proposées par McFadden (1973) pouvant être formulée comme un « logit multinomial–OLS ». Notre stratégie s'inspire à la fois de cette dernière et de celle d'Heckman car dans notre modèle une sélection bidimensionnelle nous permet de développer des termes de correction utilisant les distributions normales (probit) plutôt que d'appliquer la méthode logit.

Dans une troisième section nous présenterons un test économétrique du modèle à partir des données de l'enquête RLMS.

1. Le modèle

Nous distinguons les emplois par leur appartenance au secteur public ou au secteur privé. Nous dirons qu'un individu occupe un emploi de type 1 s'il occupe un emploi dans le secteur privé (éventuellement dans le secteur dit « informel »); et il occupe un emploi de type 2 s'il travaille dans le secteur public.

Les emplois sont différenciés non seulement par les salaires w_1 et w_2, mais aussi par l'ensemble de paramètres mentionnés ci-dessus. On suppose que, pour accéder aux avantages proposés par le secteur public, il est nécessaire d'offrir un certain nombre minimum $\bar{h}_2$ d'heures de travail.

Soit $\mathbf{z}_i$ le vecteur de caractéristiques associées avec chaque type i (i = 1, 2) d'emploi. Les composantes de ce vecteur sont par exemple les suivantes: la nature formelle ou informelle de l'emploi i, le niveau de risque de perte d'emploi, le niveau des avantages sociaux, la présence ou l'absence d'arriérés de salaires, leur montant et leur durée s'ils existent, la présence ou l'absence de congés obligatoires non payés, leur durée s'ils existent, la présence ou l'absence de rémunération en nature…

Soit $Q(\mathbf{z})$ une fonction croissante discrète représentant le gain retiré de ces caractéristiques:

$Q_1 = Q(\mathbf{z}_1)$ si $h_1 > 0$

$= 0$ sinon

$Q_2 = Q(\mathbf{z}_2)$ si $h_2 > \bar{h}_2$

$= 0$ sinon

$\bar{h}_2$ est la durée minimum de travail dans le secteur 2 ouvrant droit aux avantages du secteur.

On suppose que les préférences sont représentées par la fonction d'utilité suivante:

$$V = u(C, l, \mathbf{z}) = U(C, l) + Q_1 + Q_2.$$

C est un bien de consommation agrégé, l représente les heures de loisir.

La contrainte budgétaire s'écrit :

$$C = m + w_1 h_1 + w_2 h_2,$$

où h_1 et h_2 sont les nombres d'heures offertes dans les secteurs 1 et 2 respectivement et m est le revenu hors - travail. La contrainte sur le nombre d'heures s'écrit :

$$T = l + h_1 + h_2,$$

où T est le nombre d'heures totales disponibles.

Le programme de l'individu est le suivant:

$$Max\ U(C, T - h_1 - h_2) + Q_1 + Q_2 \qquad (1)$$

Sous les contraintes $C = m + w_1 h_1 + w_2 h_2$ et $h_1 \geq 0$, $h_2 (h_2 - \bar{h}_2) \geq 0$.

On peut considérer Q_1 et Q_2 comme indépendantes du nombre d'heures offertes. De plus, nous allons, dans une première étape, maximiser la fonction d'utilité par rapport à C en fixant le niveau de $h= h_1+h_2$ = cste et $Q = Q_1 + Q_2$ = cste. Cela permet de distinguer les différents régimes de participation au marché de travail. Ensuite la fonction d'utilité est maximisée dans le cadre de chaque régime et la solution finale se définit comme le maximum parmi les solutions obtenues dans chaque régime distinct.

La première étape de maximisation est montrée sur la figure 1. Le segment AC corresponds à h_1+h_2 = cste. Le point B corresponds à $\overline{h}_2$. On peut distinguer trois niveaux de $Q = Q_1 + Q_2$ sur ce segment :

- Au point A $Q = Q_2 + 0 = Q_2$
- Sur le segment]AB] $Q = Q_1 + Q_2$
- Sur le segment]BC] $Q = Q_1$

La contrainte budgétaire peut être aussi représentée par la droite $w_1h_1 + w_2h_2$ = cste avec une pente - w_1 / w_2. Si on adopte l'hypothèse que $w_1 > w_2$, on voit bien qu'étant donné le même niveau de h_1+h_2 = cste, le niveau de consommation le plus élevé est atteint au point maximum de h_1 et minimum de h_2. Donc, sur le segment [AB] le maximum survient au point B, alors que sur le segment BC le maximum survient au point C. Ce sont deux points qui correspondent aux deux types de maximum possible si $Q_1 \geq 0$. Si par contre $Q_1 < 0$, la solution au point A est la solution de troisième type possible. Un quatrième type possible de solution est le point (0,0), lequel survient lorsque la fonction d'utilité de participation au marché de travail est négative. Ces quatre types de solutions nous donnent quatre régimes de participation au marché du travail

1. $h_2 = \overline{h}_2$, $h_1= h - \overline{h}_2$ (point B)
2. $h_1 = h$, $h_2 = 0$ (point C)
3. $h_1 =0$, $h_2 = h$ (point A)
4. $h_1 = 0$, $h_2 = 0$ (point O)

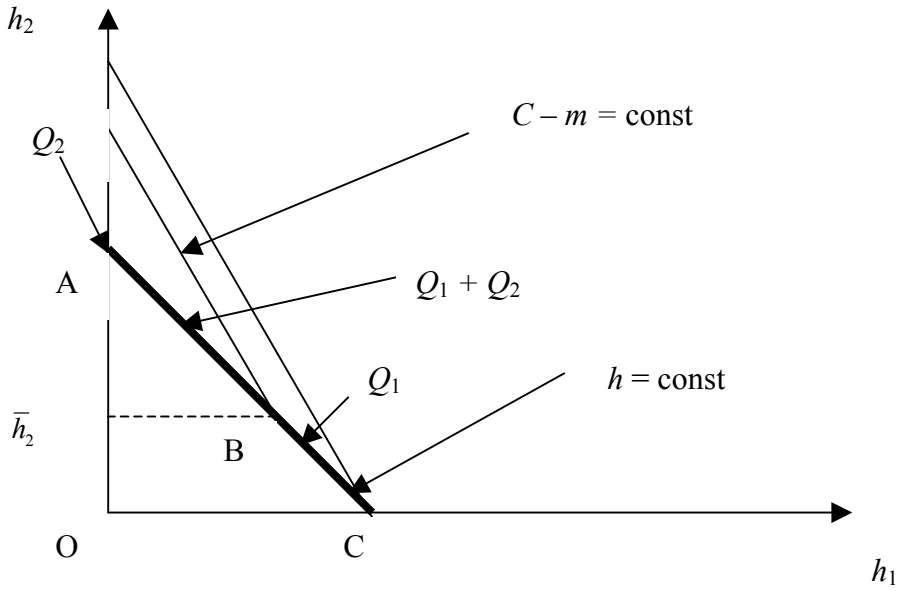


Figure 1

L'étape suivante consiste à choisir le maximum parmi ces quatre types de points présentés à la figure 2.

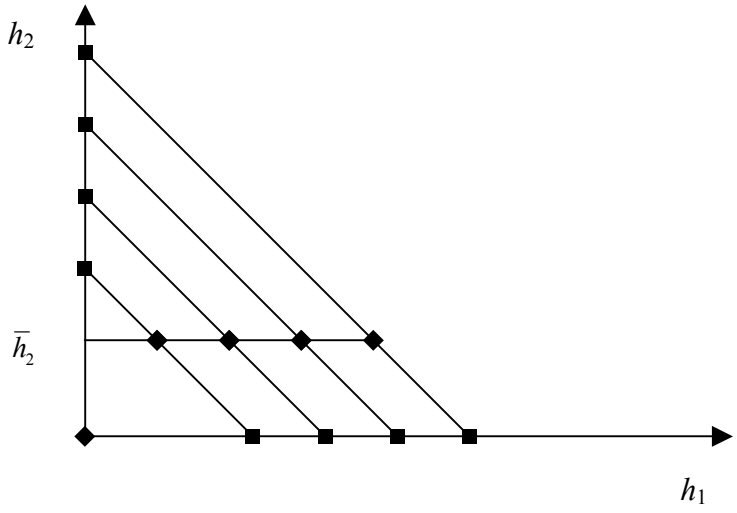


Figure 2

Considérons le Lagrangien:

$$L= U(C,\ T - h_1 - h_2) + Q_1 + Q_2 - \lambda\ (C - m - w_1 h_1 - w_2 h_2) -$$

$$- \varphi_1\ h_1 - \varphi_2\ h_2\ (h_2 - \bar{h}_2)$$

Les conditions de premier ordre pour l'existence d'un optimum sont :

$\partial L/\partial C = U_C - \lambda = 0$

$\partial L/\partial h_1 = - U_1 + \lambda w_1 - \varphi_1 = 0$

$\partial L/\partial h_2 = - U_1 + \lambda w_2 - \varphi_2 (2 h_2 - \bar{h}_2) = 0$

Les conditions de saturation complémentaires, $\varphi_1 h_1 = 0$, $\varphi_2 h_2 (h_2 - \bar{h}_2) = 0$, donnent six régimes possibles dont quatre seulement (correspondant aux régimes trouvés graphiquement) sont des solutions possibles au problème du consommateur :

Régime 1 : $h_2 = \bar{h}_2$, $h_1 = h - \bar{h}_2$ (point B)

$$\begin{cases} - U_1 + U_C w_1 = 0 \\ - U_1 + U_C w_2 \geq 0 \\ Q_1 = Q(\mathbf{z}_1) \\ Q_2 = Q(\mathbf{z}_2) \end{cases}$$

Régime 2 : $h_1 = h$, $h_2 = 0$ (point C)

$$\begin{cases} - U_1 + U_C w_1 = 0 \\ - U_1 + U_C w_2 \leq 0 \\ Q_1 = Q(\mathbf{z}_1) \\ Q_2 = 0 \end{cases}$$

Régime 3 : $h_1 = 0$, $h_2 > \bar{h}_2$ (point A)

$$\begin{cases} - U_1 + U_C w_1 \geq 0 \\ - U_1 + U_C w_2 = 0 \\ Q_1 = 0 \\ Q_2 = Q(\mathbf{z}_2) \end{cases}$$

Régime 4 : $h_1 = 0$, $h_2 = 0$ (point O)

$$\begin{cases} - U_1 + U_C w_1 \geq 0 \\ - U_1 + U_C w_2 \leq 0 \\ Q_1 = 0 \\ Q_2 = 0 \end{cases}$$

Régime 5 : $h_1 = 0$, $h_2 = \overline{h}_2$:

$$\begin{cases} -U_1 + U_C\, w_1 \geq 0 \\ -U_1 + U_C\, w_2 \geq 0 \\ Q_1 = 0 \\ Q_2 = Q\,(\mathbf{z}_2) \end{cases}$$

Régime 6 : $h_1 > 0$, $h_2 > \overline{h}_2$

$$\begin{cases} -U_1 + U_C\, w_1 = 0 \\ -U_1 + U_C\, w_2 = 0 \\ Q_1 = Q\,(\mathbf{z}_1) \\ Q_2 = Q\,(\mathbf{z}_2) \end{cases}$$

Le régime 5 se différencie du régime 3 uniquement par la deuxième condition du premier ordre : à la différence du régime 5, le régime 3 satisfait cette condition. Donc $U^3 \geq U^5$ (où U^3 et U^5 correspondent à $U(C, l)$ dans les régimes 3 ou 5 respectivement) et le régime 5 peut être rejeté comme un cas particulier du régime 3.

Le régime 6 ne donne pas de solution car les deux premières conditions de ce régime ne sont pas compatible si $w_1 \neq w_2$.

La solution finale est obtenue en comparant les utilités des 4 régimes:
$V^1 = U^1 + Q_1 + Q_2$, $V^2 = U^2 + Q_1$, $V^3 = U^3 + Q_2$, $V^4 = U^4$.

Ainsi les quatre solutions possibles se décrivent par le système suivant :

Régime 1 : $h_2 = \overline{h}_2$, $h_1 = h - \overline{h}_2$

$$\begin{cases} -U_1 + U_C\, w_1 = 0 \\ -U_1 + U_C\, w_2 \geq 0 \\ Q_1 = Q\,(\mathbf{z}_1) \\ Q_2 = Q\,(\mathbf{z}_2) \\ V^1 = \max\,(V^1, V^2, V^3, V^4) \end{cases}$$

Régime 2 : $h_1 = h$, $h_2 = 0$ (point C)

$$\begin{cases} -U_1 + U_C\, w_1 = 0 \\ -U_1 + U_C\, w_2 \leq 0 \\ Q_1 = Q\,(\mathbf{z}_1) \\ Q_2 = 0 \\ V^2 = max\,(V^1, V^2, V^3, V^4) \end{cases}$$

Régime 3 : $h_1 = 0$, $h_2 = h$ (point A)

$$\begin{cases} -U_1 + U_C\, w_1 \geq 0 \\ -U_1 + U_C\, w_2 = 0 \\ Q_1 = 0 \\ Q_2 = Q\,(\mathbf{z}_2) \\ V^3 = max\,(V^1, V^2, V^3, V^4) \end{cases}$$

Régime 4 : $h_1 = 0$, $h_2 = 0$ (point O)

$$\begin{cases} -U_1 + U_C\, w_1 \geq 0 \\ -U_1 + U_C\, w_2 \leq 0 \\ Q_1 = 0 \\ Q_2 = 0 \\ V^4 = max\,(V^1, V^2, V^3, V^4) \end{cases}$$

Les hypothèses testables du modèle sont la significativité et les signes de $\dfrac{\partial p_i}{\partial(w_1 - w_2)}$ et $\dfrac{\partial p_i}{\partial(Q_1 - Q_2)}$ où p_i sont les probabilités de participations dans le secteur i, $i = 1, 2$. Si les emplois dans les deux secteurs sont hétérogènes pour un individu, on peut s'attendre alors à ce que les salaires et le niveau des avantages sociaux soient significatifs dans l'estimation du modèle de choix d'un régime de participation, la probabilité de chacun augmentant avec ses caractéristiques positives, et un arbitrage entre les caractéristiques des deux emplois pouvant conduire au choix de travailler dans les deux simultanément.

2. Analyse économétrique

Le modèle théorique fait apparaître un problème de censure des salaires. Le problème a une double dimension: la prédiction des salaires dans les deux secteurs se fait par un système de deux équations avec un double mécanisme de sélection. Dans le cas de sélection multivariée les méthodes souvent utilisées dans la littérature économique sont la méthode du maximum de vraisemblance incorporant la sélection développé par Lee (1983) ou la méthode en deux étapes proposée par McFadden (1973) pouvant être formulée comme un « logit multinomial –OLS » : en première étape les termes de correction dus à la sélection sont calculés par un logit multivarié ; lors de la deuxième étape ils sont incorporés dans les équations tronquées estimées par la suite par OLS. Notre stratégie s'inspire à la fois de cette dernière et de celle d'Heckman car, dans notre modèle une sélection bidimensionnelle nous permet de développer des termes de correction utilisant les distributions normales (probit) plutôt que d'appliquer la méthode logit. Ainsi, nos termes de correction sont du même type que le ratio de Mill adopté dans la littérature sur l'offre de travail dans le cas d'une seule dimension. L'avantage de cette technique est la simplicité de sa mise en œuvre, en plus de permettre d'éviter la lourdeur des calculs liés à l'optimisation découlant d'une estimation simultanée basée, par exemple, sur la méthode de maximum de vraisemblance. Le coût de cet avantage est une perte d'information sur la distribution des régresseurs prédits. Cette perte d'information amène à une sous-estimation de la matrice de variance–covariance des estimateurs basés sur les prédictions, et par conséquent à une surestimation (jusqu'à multiplication par deux) de leur significativité (Murthy, Topel, 1985).

Dans un premier temps, nous présentons les statistiques descriptives concernant la bi-activité et les avantages sociaux, puis la stratégie économétrique utilisée.

Les statistiques descriptives obtenues à l'aide de la deuxième phase de RLMS sont reportées aux tableaux 1 – 5.

Les variables concernant les personnes offrant un travail dans les deux secteurs risquent fort d'être marquées par un biais de sous-évaluation des activités informelles (Kolev, 2000). Pourtant on retrouve plus de 12% de la population concernée par la phase II de l'enquête RLMS. Ce pourcentage se réduit à l'analyse de l'échantillon répondant à la distinction des secteurs public et privé (10.5%). La majeure partie des individus de cet échantillon ayant un double emploi se présente parmi ceux qui ont un emploi dans le secteur public et l'autre dans le secteur privé (7.75% par rapport à 10.5%). La même statistique est

obtenue à partir de la base de la période d'après –crise utilisée dans cette étude faute de données sur les avantages sociaux pour la période antérieure (tableau 2).

Tableau 1. La présence d'un double emploi d'après les données agrégées sur la période 1995 – 2003 (phase II de RLMS)

Echantillon	**Fréquences de double emploi**	**Pourcentage de double emploi**
Double emploi dans l'échantillon total (61 041 observations)		
Individus travaillant	**7483**	**12.26%**
Double emploi dans l'échantillon répondant à la distinction secteurs public/privé (43 592 observations)		
Individus travaillant dans les secteurs public ou privé	**4576**	**10.50%**
Individus ne travaillant que dans le secteur public	**187**	**0.43%**
Individus ne travaillant que dans le secteur privé	**1011**	**2.32%**
Individus travaillant dans les secteurs public et privé sans double emploi dans le même secteur	**3378**	**7.75%**

Tableau 2. La présence d'un double emploi d'après les données agrégées sur la période d'étude 1999 – 2003 (période post –crise de la phase II de RLMS)

Echantillon	**Fréquences de double emploi**	**Pourcentage de double emploi**
Double emploi dans l'échantillon répondant à la distinction secteurs public/privé (26058 observations)		
Individus travaillant dans les secteurs public ou privé	**2714**	**10.42**%
Individus ne travaillant que dans le secteur public	**100**	**0.38**%
Individus ne travaillant que dans le secteur privé	**606**	**2.33**%
Individus travaillant dans les secteurs public et privé sans le double emploi dans le même secteur	**2009**	**7.71%**

Le tableau 3 présente la répartition de la population par régime de participation au marché du travail ainsi que les moyennes des heures de travail, des taux de salaires, du revenu hors travail et de l'âge correspondant aux différents régimes et à l'échantillon complet.

Tableau 3. Population par régime, taux de salaires, heures de travail (vagues IX-XIII de RLMS).

Variable	Secteur privé et secteur public $h_1>0, h_2>0$	Secteur privé seul $h_1>0, h_2=0$	Secteur public seul $h_1=0, h_2>0$	Inactif $h_1=0, h_2=0$	Echantillon complet
Salaire horaire w_1 dans le secteur privé, \$	2.44	1.05	-	-	1.18
Salaire horaire w_2 dans le secteur public, \$	1.18	-	0.75	-	0.79
Heures h_1 mensuelles dans le secteur privé	94	155	-	-	
Heures h_2 mensuelles dans le secteur public	145	-	162	-	
Age	37	35	37	28	
Observations :	3 361	20 052	12 642	7 537	43 592
(% du total)	7.75%	46%	29%	17%	100%

La comparaison des moyennes des taux des salaires dans les deux secteurs montre que les salaires proposés dans le secteur privé sont plus élevés par rapport à ceux du secteur public. Cette différence est observée aussi bien sur l'échantillon complet que sur les échantillons correspondant aux différents régimes.

Les statistiques descriptives relatives aux avantages sociaux dans chaque secteur sont présentées aux tableaux 4 et 5. Le questionnaire de RLMS contient dix questions, chacune correspondant à un avantage. Le tableau 4 montre le taux des réponses positives dans chaque secteur sur chaque question.

Tableau 4. Avantages sociaux (vagues IX-XIII de RLMS).

	Secteur privé		Secteur public	
Avantages sociaux	**Réponses positives**	**%**	**Réponses positives**	**%**
Congés payés	9 833	42	14 890	93
Congés maladie rémunérés	9 131	39	14 876	93
Congé de maternité/paternité rémunéré	7 492	32	13 282	83
Prise en charge de traitements médicaux	3 277	14	7 041	44
Prise en charge pour sanatorium, colonies de vacance (enfants) ou camp de vacance (adultes)	3746	16	8 641	54
Prise en charge, totale ou partielle, de garde d'enfant	937	4	2 750	17
Bons de transport	1405	6	3 200	20
Prise en charge de formation professionnelle	2860	12	4 641	29
Prêts bancaires, crédits	2780	12	2 881	18
Fourniture gratuite, ou à prix réduit, de repas ou de biens alimentaires	2 575	11	2 881	18
Nombre d'observation	23 413	100	16 003	100

Source : base de données RLMS.

D'après le tableau 4, le taux de réponses positives est systématiquement plus élevé dans le secteur public que dans le secteur privé.

Le tableau 5 présente la fréquence des avantages cumulés. Une fréquence plus élevée d'un plus grand nombre d'avantages est observée dans le secteur public. Les individus oeuvrant dans le secteur privé ne bénéficient d'aucun de ces avantages dans 55% des cas.

Tableau 5. Fréquence des avantages sociaux.

Nombre d'avantages cumulés	Fréquence dans le secteur privé	Fréquence dans le secteur privé, %	Fréquence dans le secteur public	Fréquence dans le secteur public, %
0	12 877	55	803	5
1	937	4	160	1
2	1 171	5	480	3
3	2 341	10	3 041	19
4	2 107	9	3 201	20
5	1 405	6	3 049	19
6	1 171	5	2 081	13
7	702	3	1 600	10
8	468	2	960	6
9	234	1	480	3
10	5	0	159	1

Source : base de données RLMS.

Les données du RLMS montrent une forte domination des bénéfices non salariaux dans le secteur public par rapport au secteur privé.

2.1. Le modèle économétrique

Du modèle théorique présenté dans le chapitre précédent découle un modèle économétrique de la classe des modèles avec deux conditions de censure imbriquées:

$p_1 = 1$ ssi $J_1^* > 0$

$p_1 = 0$ sinon

$p_2 = 1$ ssi $J_2^* > 0$

$p_2 = 0$ sinon

$J_1^* = \boldsymbol{\psi}'_1 \boldsymbol{w} + \boldsymbol{\eta}'_1 \mathbf{z}_1 + \boldsymbol{\xi}'_1 \mathbf{x} + i_1$

$J_2^* = \boldsymbol{\psi}'_2 \boldsymbol{w} + \boldsymbol{\eta}'_2 \mathbf{z}_2 + \boldsymbol{\xi}'_2 \mathbf{x} + i_2$

$h_1 = \gamma \bar{h}_2 + \alpha_1 w_1 + \boldsymbol{\beta}_1 \boldsymbol{x} + e_1,$ si $p_1 = 1, p_2 = 1$

$h_1 = \alpha_1 w_1 + \boldsymbol{\beta}_1 \boldsymbol{x} + e_1,$ si $p_1 = 1, p_2 = 0$

$h_1 = 0,$ si $p_1 = 0$

$h_2 = \bar{h}_2$, si $p_1 = 1$ et $p_2 = 1$

$h_2 = \alpha_2 w_2 + \boldsymbol{\beta}_2 \boldsymbol{x} + e_2$, si $p_1 = 0$ et $p_2 = 1$

$h_2 = 0$, si $p_2 = 0$

où $\boldsymbol{w} = (w_1, w_2)$ est le vecteur des taux des salaires dans les deux secteurs ; $\mathbf{z} = (z_1, z_2)$ est le vecteur des avantages sociaux des deux secteurs ; $\boldsymbol{x}$ est le vecteur de caractéristiques observables des individus : âge, sexe, éducation, caractéristiques du ménage (nombre d'enfants, nombre de personnes âgées dans le ménage), caractéristiques du marché du travail (revenu hors travail, les variables dichotomiques décrivant la présence des arrièrés de salaires, des congés non payés ou les paiement en biens); $\boldsymbol{\alpha}_1, \boldsymbol{\alpha}_2, \boldsymbol{\beta}_1, \boldsymbol{\beta}_2, \boldsymbol{\psi}_1, \boldsymbol{\psi}_2, \boldsymbol{\eta}_1, \boldsymbol{\eta}_2$ sont les vecteurs des paramètres; e_1, e_2, i_1, i_2 sont des termes d'erreur supposés avoir une distribution jointe normale de moyenne nulle.

Les modèles de choix occupationnel et des heures de travail sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance. L'estimation est menée en quatre étapes, en utilisant une procédure de type Heckman (1974), adaptée de la stratégie habituelle dans la littérature économique sur l'offre de travail, y compris en matière de doubles emplois (Lacroix, Fortin, 1992). Les étapes sont détaillées ci-dessous.

2.2.1. Modèle de choix occupationnel.

En caractérisant les deux secteurs par les taux de salaires offerts et le niveau des avantages non monétaires, on s'intéresse dans cette partie à l'étude de l'impact de ces variables sur le choix de l'un des quatre régimes de participation. Or, on ne dispose de données sur les salaires et les avantages sociaux que pour les individus travaillant effectivement. De plus, la majorité d'entre eux travaille dans un seul secteur, privé où public. On doit donc prédire la valeur de ces variables pour tous les individus dans les deux secteurs en tenant compte du biais éventuel de sélection dans chacun des secteurs. Les termes de correction d'erreur se déterminent à leur tour par les probabilités de se trouver dans un secteur ou l'autre. Pour résoudre ce problème nous faisons les estimation en trois étapes : dans un premier temps le modèle réduit de participation est estimé ; ensuite les taux de salaires et les avantages sociaux sont prédits ; finalement le modèle de participation structurel est estimé en dernière étape.

2.2.1.1. Probit bivarié. Modèle réduit.

En première étape nous estimons un modèle réduit. Un modèle probit bivarié estime alors la probabilité de se trouver dans un de quatre régimes de choix occupationnel:

1. $h_1 > 0, h_2 > 0$
2. $h_1 > 0, h_2 = 0$
3. $h_1 = 0, h_2 > 0$
4. $h_1 = 0, h_2 = 0$

ou en d'autres termes

1. $p_1 = 1, p_2 = 1$
2. $p_1 = 1, p_2 = 0$
3. $p_1 = 0, p_2 = 1$
4. $p_1 = 0, p_2 = 0$

Les variables explicatives utilisées dans cette estimation sont les caractéristiques individuelles : sexe, âge et âge carré; variables de capital humain (indicateur d'éducation supérieure et nombre d'années d'études), variables de ménage (statut matrimonial, nombre d'enfant de moins de 3 ans, nombre d'enfant de plus de 3 ans, variables régionales), revenu hors travail. De plus, quelques variables suggérées par les tests discutés dans la section précédente sont introduits : il s'agit du nombre d'années d'études de la fin de la période (affectant les salaires de la fin de la période (vagues 12, 13)) , ainsi qu'un indicateur d'activité entrepreneuriale. Les résultats de l'estimation sont présentés au tableau D1 de l'annexe D.

Les résultats de ces estimations vont être introduits pour corriger le biais de sélection lors du passage à la deuxième étape, qui consiste en une prédiction des salaires et avantages sociaux.

2.2.1.2. Prédiction des salaires et des avantages sociaux.

Pour les individus qui travaillent effectivement, le salaire est observé et le niveau des avantages a été calculé comme la somme des variables dichotomiques correspondant aux réponses aux questions de RLMS concernant la présence de congés payés, d'indemnités médicales ou d'allocations familiales, de crèches, des écoles maternelles, de la nourriture, de

la formation rémunérée, des subsides, des crédits proposés par l'entreprise ou l'organisation au travailleur.

Ainsi, 11 niveaux (de 0 à 10) sont obtenus. Pour prédire le niveau des avantages sociaux, deux approches peuvent être appliquées : l'approche discrète ou l'approche continue. Pour l'approche discrète, on peut utiliser un modèle probit ordonné

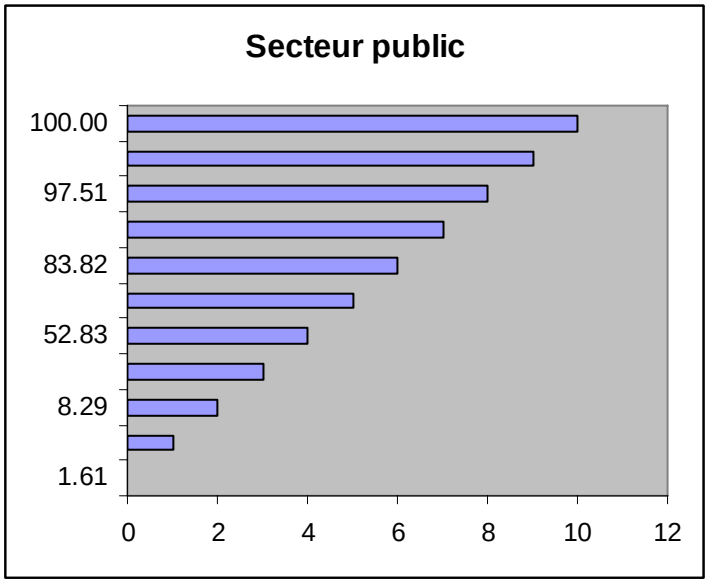
$$
\begin{aligned}
\boldsymbol{Q}_i \quad &= 0 \quad \text{si } v_i^* \leq 0, \\
&= 1 \quad \text{si } 0 < v_i^* \leq \mu_{1i} \\
&= 2 \quad \text{si } \mu_{1i} < v_i^* \leq \mu_{2i} \\
&\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \\
&= 10 \quad \text{si } \mu_{9i} \leq v_i^*,
\end{aligned}
$$

où des latentes v_i^* sont non observées : $v_i^* = \boldsymbol{\kappa}_i' \boldsymbol{x}_i + \lambda_i$, $\boldsymbol{x}_i$ est un vecteur de variables susceptibles d'influencer le niveau des avantages sociaux d'un individu ; $\boldsymbol{\kappa}_i$ est un vecteur de paramètres ; λ_i est un terme d'erreur ; μ_{ji} (j = 1, …,9) sont les paramètres auxiliaires à estimer ; i =1, 2. Finalement les espérances mathématiques du niveau des avantages sociaux peuvent être obtenues pour tous les individus à l'aide des probabilités et niveaux prédits : $Q_i^{pre} = \mathrm{E}(Q_i)$.

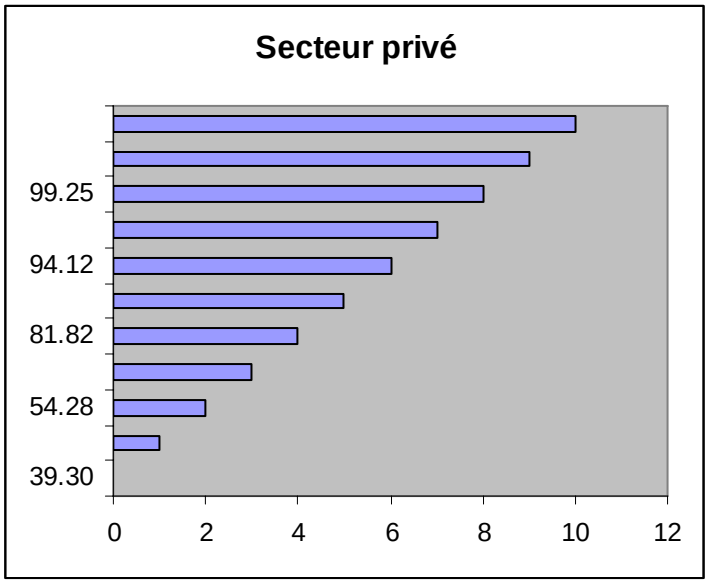
Pourtant, la censure du modèle non seulement conduit les moyennes à être différentes de zéro, mais également influence les écart-types des termes d'erreurs. Ainsi, pour utiliser le modèle de type probit ordonné il est nécessaire de trouver les variances de la loi tenant compte du processus de sélection. La définition de la loi entière pose un problème insoluble.

Une solution alors est le choix de l'approche continue. Cette approche est justifiée si la variable discrète change assez régulièrement avec la variable explicative et lorsque la probabilité marginale de passage d'un palier à l'autre est à peu près constante par rapport à la variable explicative. Dans ce cas, la variable discrète change avec la variable latente. Comme on peut voir sur les graphique 1 et 2 présentant les fréquences cumulées pour la partie de la population qui travaille, l'accumulation des avantages sociaux est régulière. Conséquemment, cette approche semble être appropriée.

Graphique 1. Les fréquences cumulées des niveaux des avantages sociaux dans le secteur public.



Graphique 2. Les fréquences cumulées des niveaux des avantages sociaux dans le secteur public.



Pour prédire les salaires et le niveau des avantages sociaux de chaque secteur pour tous les individus, les équations de ces deux variables sont estimés par la méthode 3SLS. L'estimation est effectuée séparément pour chaque secteur en incluant parmi les variables explicatives de chaque équation les termes de correction d'un biais éventuel de sélection. La construction des termes tenant compte d'une double censure permet implicitement une

corrélation entre les salaires de deux secteurs ainsi que celle du niveau des avantages sociaux. L'estimation par 3SLS autorise à son tour une corrélation des termes d'erreur des équations de salaires et des avantages sociaux de chaque secteur.

La démonstration de la correction du biais est donnée en annexe C. La méthode est du type de celle proposée par Heckman (1974). La différence avec la procédure classique, dans notre cas, est un ajustement de la correction pour les probabilités bivariées plutôt que dichotomiques. Les variables explicatives des salaires et des avantages sociaux sont les caractéristiques individuelles : sexe, âge, âge carré, variables de capital humain (indicateur d'éducation supérieure et nombre d'années d'études), y compris les termes croisés avec les variables dichotomiques correspondant aux vagues 12 et 13 afin de tenir compte de la hausse de rendement du capital humain de la fin de la période), variables régionales distinguant les régions de Moscou et de St Pétersbourg des autres régions du pays, indicateur d'activité entrepreneuriale.

Les estimations des équations des salaires et des avantages sociaux sont présentées dans les tableaux D2, D3 de l'annexe D. On y retrouve des résultats habituels sur la formation des salaires : les salaires sont inférieurs pour les femmes avec la même tendance dans les deux secteurs ; les salaires augmentent avec l'âge et le nombre d'années d'étude ; ils sont significativement plus élevés à Moscou et St Pétersbourg en comparaison avec le reste du pays. Les termes de correction de biais sont significatifs tous les deux dans l'estimation de l'équation de salaires du secteur public et l'un d'entre eux est significatif et important dans l'estimation des salaires du secteur privé. Le niveau des avantages sociaux est modélisé d'une façon similaire en fonction des caractéristiques individuelles. Leur estimation montre également la significativité des termes de correction du biais de sélection.

2.2.1.4. Probit bivarié «structurel ».

Dans une troisième étape, un modèle Probit bivarié structurel est estimé comprenant parmi les variables explicatives les différences de salaires et de niveaux des avantages sociaux prédits entre les deux secteurs.

Les autres variables explicatives utilisées dans le modèle probit bivarié sont les termes croisés des salaires des deux secteurs, des avantages sociaux des deux secteurs, des différences de salaires et de niveaux des avantages sociaux. Les caractéristiques individuelles présentées dans le modèle réduit apparaissent également dans le modèle structurel, sauf pour la variable décrivant le nombre de personnes âgées, qui n'a pas d'effet déterminant pour le choix occupationnel, et quelques variables d'exclusion déterminant la formation des salaires

(nombre d'années d'études croisée avec les variables dichotomiques annuelles correspondant à la fin de la période, l'indicateur d'activité entrepreneuriale et ses croisements avec les variables dichotomiques annuelles). Ce sont alors sexe, âge et âge carré, indicateur d'éducation supérieure, nombre d'années d'études, statut matrimonial, nombre d'enfant de moins de 3 ans et de plus de 3ans, revenu hors travail.

2.2.2. Estimation des équations d'offre de travail.

La dernière et quatrième étape est une estimation du nombre d'heures de travail offertes dans chaque secteur.

Le modèle d'offre de travail peut être réécrit sous la forme :

$h_1 = h_1^*$ si $h_1^* > 0$

$h_1 = 0$ sinon

$h_2 = h_2^*$ si $h_2^* > 0$

$h_2 = 0$ sinon

$$h_1^* = \gamma h_2 + \boldsymbol{\alpha_1 w_1} + \boldsymbol{\beta}_1 \mathbf{x}_1 + e_1$$

$$h_2^* = \boldsymbol{\alpha_2 w_2} + \boldsymbol{\beta}_2 \mathbf{x}_2 + e_2$$

où les erreurs e_1, e_2 sont supposées avoir la distribution standard normale $(e_1, e_2) \sim N(0,0,\sigma_1^2,\sigma_2^2,\rho)$.

La fonction de vraisemblance s'écrit alors comme :

$$L = \prod_1 f_2(h_1 - \gamma h_2 - \alpha_1 w_1 - \boldsymbol{\beta}_1 \mathbf{x}_1, h_2 - \alpha_{22} w_2 - \boldsymbol{\beta}_2 \mathbf{x}_2) *$$

$$* \prod_2 \int_{-\infty}^{-\alpha_{22} w_2 - \boldsymbol{\beta}_2' \mathbf{x}_2} f_2(h_1 - \alpha_1 w_1 - \boldsymbol{\beta}_1 \mathbf{x}_1, \mathrm{e}_2) d\mathrm{e}_2 *$$

$$* \prod_3 \int_{-\infty}^{-\alpha_1 w_1 - \boldsymbol{\beta}_1 \mathbf{x}_1} f_2(\mathrm{e}_1, h_2 - \alpha_2 w_2 - \boldsymbol{\beta}_2 \mathbf{x}_2) d\mathrm{e}_1 *$$

$$* \prod_4 \int_{-\infty}^{-\alpha_2 w_2 - \boldsymbol{\beta}_2 \mathbf{x}_2} \int_{-\infty}^{-\alpha_1 w_1 - \boldsymbol{\beta}_1 \mathbf{x}_1} f_2(\mathrm{e}_1, \mathrm{e}_2) d\mathrm{e}_1 d\mathrm{e}_2$$

ou

$$L = \prod_1 f_2(e_1, e_2) \prod_2 \Phi_1(e_2 | e_1) f_1(e_1) \prod_3 \Phi_1(e_1 | e_2) f_1(e_2) \prod_4 \Phi_2(e_1, e_2)$$

où f_1, Φ_1, f_2, Φ_2, sont les fonction de densité et de répartition normales standards à une et à deux variables respectivement.

Les variable $e_1|e_2$ et $e_2|e_1$ suivent les loi de distribution normale de moyennes $\mu_1 = \rho\frac{\sigma_2}{\sigma_1}e_1$, $\mu_2 = \rho\frac{\sigma_1}{\sigma_2}e_2$ et de variances $\sigma_{12} = \sigma_2^2\sqrt{1-\rho^2}$, $\sigma_{21} = \sigma_1^2\sqrt{1-\rho^2}$ respectivement (Green, 2000).

Les variables explicatives du nombre d'heures proposées dans chaque secteur sont les taux de salaire et le niveau des avantages sociaux correspondants dans les deux secteurs, ainsi que les mêmes variables individuelles, de ménage et de capital humain qui ont été utilisées dans l'étude précédente. Les résultats se trouvent dans le tableau 8.

3. RESULTATS

La première partie des résultats contient les estimations du modèle de participation aux différents régimes de travail (*Probit bivarié*). La deuxième partie présente les estimations des offres de travail dans les deux secteurs.

3.3.1. Résultats des estimations du modèle de participation.

Les résultats des estimations du modèle probit bivarié sont présentés dans le tableau 6.

Tableau 6. Estimations du modèle de participation par probit bivarié

	Variable dépendante: variable latente associée à la probabilité P d'un nombre d'heures h_j positif ($j = 1$: secteur privé, $j = 2$: secteur public)					
	Secteur Privé, $P(h_1 > 0)$			**Secteur Public, $P(h_2 > 0)$**		
Variable	**Coefficient**	**z**	**P>|z|**	**Coefficient**	**z**	**P>|z|**
$(w_2\text{-}w_1)*(Q_2\text{-}Q_1)$	0.479	16.97	0.000	-2.735	-27.75	0.000
$w_2\text{-}w_1$	-1.435	-13.68	0.000	6.685	22.78	0.000
$Q_2\text{-}Q_1$	-7.014	-79.56	0.000	2.301	18.44	0.000
w_1w_2	-0.077	-4.81	0.000	-0.152	-4.82	0.000
Q_1Q_2	-1.481	-75.40	0.000	-0.039	-1.34	0.181
revenu hors travail	-0.035	-4.61	0.000	-0.029	-4.60	0.000
femme	-1.289	-39.37	0.000	-0.343	-6.15	0.000
âge	0.622	48.00	0.000	-0.049	-2.39	0.017
âge carré	-0.008	-47.03	0.000	0.001	2.72	0.007
éducation supérieure	2.119	48.53	0.000	-1.187	-17.38	0.000
nombre d'années d'études	0.452	50.73	0.000	0.113	6.94	0.000
statut matrimonial	0.027	0.89	0.373	0.092	1.67	0.095
nombre d'enfants	-0.247	-11.55	0.000	0.273	7.44	0.000
Moscou, St Pétersbourg	0.606	5.83	0.000	0.395	3.65	0.000
constante	13.543	50.12	0.000	-6.112	-13.66	0.000
ρ	-0.765	-31.04	0.000			
Nombre d'observations	24713					

w_j est le taux de salaire proposé par un secteur j, $j = 1, 2$
Q_j est un niveaux des avantages sociaux proposé par un secteur j, $j = 1, 2$
Source : RLMS, vagues IX-XIII (2000 - 2004)

Le modèle utilisé a pour caractéristique générale que les paramètres estimés sont difficiles à interpréter : ils ne montrent que le sens d'un impact d'une variable explicative sur la probabilité de participation dans le secteur privé ou public. Dans le tableau 7, les valeurs estimées sont donc reformulées en termes d'effets marginaux des différentes caractéristiques

discutées dans les paragraphes précédents sur les probabilités de se trouver dans un des 4 régimes de choix de participation. Les effets marginaux sont les dérivées des fonctions de probabilité correspondant à chaque secteur calculées aux valeurs moyennes des variables explicatives.

Tableau 7. Impacts marginaux sur la probabilité de choix d'un régime de participation.

	Impacte marginal d'une variable x sur la probabilité P du choix entre quatre régimes de participation au marché de travail, dP/dx			
Variable	**Secteur privé et secteur public** $h_1>0, h_2>0$	**Secteur privé seul** $h_1>0, h_2=0$	**Secteur public seul** $h_1=0, h_2>0$	**Inactif** $h_1=0, h_2=0$
$(w_2-w_1)*(Q_2-Q_1)$	0.093	0.046	-0.141	0.002
w_2-w_1	-0.305	-0.112	0.421	-0.004
Q_2-Q_1	-1.997	-0.042	2.037	0.002
w_1w_2	-0.025	0.002	0.022	0.0001
Q_1Q_2	-0.431	-0.00005	0.429	0.0007
revenu hors - travail	-0.001	-0.001	-0.003	0.005
femme	-0.385	0.004	0.379	0.002
age	0.179	0.001	-0.180	-0.0003
age carré	-0.002	-0.00002	0.002	3.32e-06
éducation supérieure	0.311	0.010	-0.321	0.00003
nombre d'années d'études	0.133	-0.002	-0.131	-0.0003
statut marital	0.009	-0.002	-0.008	-0.00009
nombre d'enfants	-0.067	-0.005	0.072	-0.00008
Moscou, St Pétersbourg	0.022	0.169	0.123	-0.313

w_j est le taux de salaire proposé par un secteur j, $j = 1, 2$
Q_j est un niveaux des avantages sociaux proposé par un secteur j, $j = 1, 2$
Source : RLMS, vagues IX-XIII (2000 - 2004)

Les résultats d'estimation de ce modèle vérifient en général les prédictions du modèle théorique :

Les effets de différences entre les taux de salaires et les niveaux des avantages sociaux des secteurs public et privé, $\Delta Q = Q_2 - Q_1$ et $\Delta w = w_2 - w_1$, sont les plus fort pour le régime 3,

qui correspond au travail dans le secteur public: la probabilité de travailler dans ce secteur augmente avec les salaires et le niveau des avantages sociaux de ce secteur et diminue avec ceux du secteur privé. L'effet opposé est observé sur la probabilité de travailler dans le secteur public ou encore plus fortement dans les deux secteurs simultanément. Ces effets linéaires sont diminués par les impacts du terme croisé des deux différences : la probabilité marginale de travailler dans les deux secteurs, négative en réponse à une baisse du salaire du secteur privé, augmente toutefois avec la hausse de niveau des avantages sociaux dans le secteur public par rapport à celui du secteur privé. Ce résultat reflète un arbitrage entre des avantages monétaires et non monétaires proposés par les secteurs qui se trouve significatif dans le choix de la bi-activité.

Il est intéressant de noter que les salaires de deux secteurs très différents dans leurs niveaux se forment d'une façon similaire en fonction des caractéristiques individuelles (à voir les tableaux D2, D3 de l'annexe D). Pourtant, contrairement à ce qu'on pourrait attendre selon la statistique descriptive présentée au tableau 3, l'augmentation de deux salaires simultanément n'augmente pas la probabilité de travailler dans les deux secteurs. En effet, la statistique descriptive montre qu'en moyenne, les salaires des individus travaillant dans les deux secteurs sont plus élevés que les salaires des individus ne travaillant que dans un seul secteur, que ce soit le secteur privé ou public. Par contre, l'impact marginal du terme croisé des salaires sur la probabilité de travailler dans les deux secteurs est négatif. Cela peut s'expliquer par l'effet dominant des écarts des salaires de deux secteurs : si par exemple le salaire w_1 du secteur privé augmente plus rapidement que le salaire w_2 du secteur public, alors l'écart grandit en valeur absolue, avec un impact positif sur la probabilité de double emploi. L'impact du terme croisé des niveaux des avantages sociaux sur la probabilité de travailler dans les deux secteurs est aussi négatif, et est encore plus important que celui du terme croisé des salaires. Comme précédemment, c'est l'écart en niveau des avantages des deux secteurs qui a un impact plus important que l'évolution synchronisée de ces deux variables.

Les effets des variables individuelles sur le choix du régime peuvent être résumés comme suit : les femmes ont une probabilité plus faible d'avoir deux emplois et plus élevée d'en avoir aucun que les hommes ; l'âge et l'éducation diminuent la probabilité de travailler dans le secteur public, alors que le nombre d'enfants, au contraire, l'augmente ; le fait de vivre dans les régions autres que Moscou et St Pétersbourg augmente la probabilité de participation dans les deux secteurs ; le revenu hors-travail a le même effet négatif sur l'offre de travail en général.

3.3.2. Résultats de l'estimation des offres de travail.

Le tableau 8 présente les estimations du modèle général caractérisant les heures de travail. Les logarithmes des salaires sont utilisés dans ces estimations.

Le taux de salaire n'a pas d'impact significatif sur le nombre d'heures travaillées dans le secteur public. Cela peut être lié à la nature contrainte de l'offre de travail de ce secteur y compris une contrainte mentionnée précédemment : à savoir celle du minimum d'heures garantissant l'accès aux avantages sociaux. La relation entre le loisir et le taux de salaire du secteur privé est positive. Une interprétation possible de ce résultat est que le niveau des salaires étant très faible, l'effet de revenu domine l'effet de substitution.

Le revenu hors travail a un impact négatif sur l'offre de travail dans le secteur public. Le nombre d'heures dans les deux secteurs est plus important pour les hommes que pour les femmes. L'offre de travail augmente dans les deux secteurs avec l'âge et diminue avec le nombre d'enfants. La variable régionale a des impacts différents sur le nombres d'heures dans les deux secteurs : pour les habitants des régions autres que Moscou et St. Pétersbourg, le nombre d'heures dans le secteur privé est inférieur à celui des habitants de ces deux régions et il est supérieur dans le secteur public.

Tableau 8. Estimation de l'offre de travail.[4]

Variable	Coefficient	z	P>|z|
Secteur privé (nombre d'heures divisé par 10)			
h_2, nombre d'heures offertes au secteur public	-0.870	-11.84	0.000
femme	-1.579	-25.35	0.000
$ln(w_1)$	-0.003	-0.05	0.959
revenu hors – travail	-0.080	-0.20	0.840
âge	0.189	8.02	0.000
âge carré	-0.003	-9.10	0.000
éducation supérieure	-0.038	-0.48	0.629
nombre d'années d'études	0.0239	1.85	0.064
statut marital	-0.417	-6.54	0.000
nombre d'enfants≤ 3ans	-0.882	-9.51	0.000
nombre d'enfants> 3ans	-0.266	-6.27	0.000
nombre de personnes ages	-0.075	-2.16	0.030
arriérés	-0.220	-2.33	0.020
payement en biens	0.717	5.51	0.000
congé	0.635	3.46	0.001
Moscou, St Pétersbourg	0.495	5.33	0.000
constante	-0.507	-1.12	0.262
Secteur public (nombre d'heures divisé par 10)			
femme	-0.754	-9.27	0.000
$ln(w_2)$	-0.939	-7.90	0.000
revenu hors – travail	-2.281	-4.10	0.000
âge	0.197	7.39	0.000
âge carré	-0.002	-5.57	0.000
éducation supérieure	0.189	2.32	0.021
nombre d'années d'études	0.192	14.81	0.000
statut marital	0.038	0.58	0.564
nombre d'enfants≤ 3ans	-0.654	-6.78	0.000
nombre d'enfants> 3ans	-0.073	-1.69	0.091
nombre de personnes ages	-0.028	-0.78	0.435
arriérés	1.535	20.40	0.000
paiement en biens	0.434	3.40	0.001
congé	-0.926	-4.74	0.000
Moscou, St Pétersbourg	-0.535	-5.34	0.000
constante	-6.179	-11.16	0.000
ρ	-0.618	-20.493	0.000
σ_1	3.795	247.471	0.000
σ_2	3.350	88.884	0.000
Nombre d'observations	24436		

w_j est le taux de salaire proposé par un secteur j, $j = 1, 2$
Source : RLMS, vagues IX-XIII (2000 - 2004)

[4] Méthode d'estimation: maximum de vraisemblance.

CONCLUSION

Nous avons présenté un modèle décrivant le côté de l'offre sur le marché du travail russe. Le modèle permet d'analyser à la fois le choix des secteurs public ou privé, mais également de rendre compte de la présence de double emploi lorsque les secteurs public et privé sont différenciés par le niveau des salaires et des avantages sociaux.

Le modèle théorique est basé sur l'hypothèse qu'un individu a le choix entre quatre régimes de participation au marché de travail (secteur privé, secteur public, double emploi public/privé et non participation).

L'application empirique porte simultanément sur le choix entre les quatre régimes et sur l'offre de travail, les deux estimations comportant, parmi les variables déterminantes, les salaires et les avantages sociaux de deux secteurs. Afin de résoudre un problème de biais de sélection rencontré traditionnellement dans la prédiction des salaires, et se compliquant dans notre cas par une sélection bivariée, une méthode de correction de biais avec double sélection est proposée.

Les résultats des estimations vérifient dans l'ensemble les prédictions du modèle théorique. Les écarts entre les niveaux des avantages sociaux et entre les taux de salaires influencent le choix de travailler dans le secteur public ou privé ou les deux simultanément. Plus précisément, la probabilité de travailler dans le secteur public augmente avec les salaires et le niveau des avantages sociaux de ce secteur et diminue avec ceux du secteur privé. L'effet opposé est observé sur les probabilités de travailler dans le secteur privé ou encore plus fortement dans les deux secteurs simultanément. Ces effets linéaires sont diminués par les impacts des termes croisés des deux différences : la probabilité marginale de travailler dans les deux secteurs, négative en réponse à une variation du salaire du secteur privé, augmente toutefois avec la hausse de niveau des avantages sociaux dans le secteur public par rapport à celui du secteur privé. Ce résultat reflète un arbitrage entre des avantages monétaires et non monétaires proposés par les secteurs qui se trouve significatif dans le choix de bi-activité.

Le taux de salaire n'a pas d'impact significatif sur le nombre d'heures travaillées dans le secteur public. Cela peut être lié à la nature contrainte de l'offre de travail dans ce secteur, y compris une contrainte particulière : celle du minimum d'heures garantissant l'accès aux avantages sociaux. La relation entre le loisir et le taux de salaire du secteur privé est positive. Une interprétation possible de ce résultat est que le niveau des salaires étant très faible, l'effet de revenu domine l'effet de substitution.

Chapitre[5] III.

Analyse du partage intrafamilial à partir des modèles collectifs et de données subjectives

Le modèle collectif présente un double avantage en ce qui concerne l'analyse de l'offre de travail : d'une part, il fournit une base théorique solide, et toujours confortée empiriquement, jusqu'à présent, à la modélisation des décisions prises par les deux principaux membres du ménage en matière d'offre de travail, qui sont à la fois simultanées et prises en interaction.

D'autre part, il permet, en entrant dans le processus de décision interne au ménage, de mesurer l'influence des différents facteurs sur les décisions finales et d'évaluer le pouvoir de négociation de chaque conjoint. En particulier, ce chapitre propose de nouvelles méthodes pour identifier la règle de partage au sein du ménage, donc, indirectement, pour mesurer le pouvoir de négociation. Rappelons que, sur le plan théorique, l'approche générale du modèle collectif consiste à ramener le processus de décision familiale (le plus souvent avec deux conjoints) à deux étapes : 1) La mise en place d'une règle de partage du revenu dépendant des préférences individuelles et du pouvoir de négociation de chacun; 2) La maximisation, de manière indépendante, de l'utilité de chaque conjoint sous la contrainte de budget découlant du partage réalisé à l'étape 1. Un résultat important du modèle de Chiappori (1992) est que la règle de partage est identifiable à une constante près à partir de données observant l'offre de travail des deux conjoints. Ce résultat est basé sur les hypothèses qui peuvent être résumées de la façon suivante : chaque membre du ménage est doté de ses propres préférences ; la solution du problème d'optimisation du ménage est Pareto optimale ; les biens sont privés, il n'y a pas de biens publics et d'externalités dans le modèle. Peu de travaux ont été entrepris pour dépasser la dernière contrainte. Les tentatives existantes impliquent à leur tour de fortes restrictions théoriques et empiriques : une solution de Chiappori et Ekeland (2002) nécessite des restrictions sur les utilités marginales et l'existence d'un bien consommé par un seul membre du ménage ; Michaud et Vermeulen (2006) proposent l'identification d'un modèle permettant la présence d'externalités en supposant les mêmes préférences pour des personnes vivant en couple ou seules. Le travail présent suit le modèle originel en considérant

[5] Ce chapitre reprend, en les prolongeant, trois recherches menées en collaboration avec Ekaterina Kalugina et Catherine Sofer, dont la première est en voie de publication, et la seconde en soumission.

uniquement des biens privés et en laissant la question des biens publics ouverte pour des recherches futures dans ce domaine. La voie du prolongement des résultats de Chiappori dans choisi ce travail est une méthode d'identification complète de la règle de partage.

Deux approches sont proposées. La première consiste en l'interprétation de l'égalité intrafamiliale comme une répartition égale du revenu familial total défini par le modèle collectif en tant que la somme des revenus monétaire et non- monétaire (le loisir étant estimé au coût d'opportunité du travail). Une telle notion de revenu dérive d'une fonction d'utilité dépendant de la consommation et du loisir. La deuxième approche, un peu différente, interprète l'égalité intrafamiliale comme une répartition égale de l'utilité.

Comme il résulte du modèle théorique proposé par Chiappori (1992, 1998), les estimations de l'offre de travail des deux preneurs de décision dans le ménage fournissent un outil de test du modèle collectif. L'étude directe de l'inégalité intrafamiliale nécessite une source complémentaire d'identification dont nous disposons par l'utilisation des données subjectives présentes dans la base RLMS. Il s'agit de deux questions successives de l'enquête mises dans le contexte de discussion de la situation économique des individus. La première est la question sur le revenu : "*Imaginez une échelle à neuf paliers où sur le palier le plus bas se trouvent les gens les plus pauvres et sur le palier le plus haut les gens les plus riches. Sur quel palier vous placeriez-vous?*". La question qui suit est sur la satisfaction : "A l'heure actuelle, quel est votre degré de satisfaction quant à votre vie en général?". La deuxième question propose une échelle à cinq paliers d'évaluation :

1. *« Pleinement satisfait»*
2. *« Plutôt satisfait »*
3. *« Moyennement satisfait »*
4. *« Moins que satisfait »*
5. *« Pas satisfait du tout»*

A partir d'une première approche, qui utilise les réponses à la première question, nous établissons des liens entre les réponses individuelles à la question subjective sur le revenu et les niveaux effectifs de revenu reçus par les conjoints à l'intérieur du ménage. Plus précisément, nous supposons que les réponses à la question subjective reflètent le partage effectif du revenu à l'intérieur du ménage. Nous considérons que la raison principale pour laquelle les deux membres du ménage donnent des valeurs différentes pour le revenu subjectif peut être le fait qu'ils reçoivent en réalité des parts non égales de la totalité du revenu du

ménage. En effet, conformément aux prédictions des modèles non unitaires de représentation du ménage (les modèles de négociation ainsi que les modèles collectifs), beaucoup de ménages sont caractérisés par des valeurs différentes de revenu subjectif entre ses membres dans les données RLMS.

Dans une deuxième approche, en utilisant les réponses à la deuxième question ci-dessus, nous supposons que les réponses individuelles à la question subjective sur la satisfaction reflètent les niveaux d'utilité atteints par les deux membres du ménage. De même que pour les réponses concernant le revenu subjectif, beaucoup de ménages de RLMS sont caractérisés par des valeurs différentes dans les réponses sur la satisfactions données par le mari et par la femme.

Nous considérons alors que les différences observées dans les réponses au sein du ménage sont associées à l'inégalité ressentie par leur membres, et donc que ces différences apportent l'information recherchée sur le partage effectif du revenu ou plus globalement de l'utilité au sein du ménage.

La modélisation théorique du ménage utilisée dans cette étude s'inspire des travaux récents d'Apps et Rees (1997), Chiappori (1997), ou Rapoport, Sofer et Solaz (2003, 2006) de modèles collectifs avec production domestique. Dans ces modèles, les ressources du ménage comprennent non seulement le revenu, qu'il soit issu du travail ou hors travail, mais aussi le profit tiré de la production domestique. Cette approche reflète donc mieux la consommation effective du loisir des membres du ménage que le modèle collectif standard (Chiappori, Fortin, Lacroix, (2002), Clark, Couprie et Sofer, 2004).

Ainsi, en utilisant le cadre théorique du modèle collectif avec production domestique sous l'hypothèse de biens domestiques échangeables, nous introduisons quelques hypothèses reliant l'échelle subjective de revenu et les résultats théoriques du modèle collectif.

Puis nous utilisons les résultats obtenus pour les couples dans lesquels les individus rapportent chacun la même valeur de revenu, afin d'identifier par la suite la constante additive de la règle de partage. Nous proposons donc ici des nouvelles méthodes pour déduire non seulement les dérivées de la règle de partage, mais aussi la règle de partage elle-même (Browning, Chiappori et Lewbel, 2004).

Tout d'abord, dans la section 1, nous présentons de manière détaillée le modèle collectif avec production domestique et la construction des critères d'inégalité intrafamiliale à partir de ce modèle. Ensuite, dans la section 2 nous établissons des liens entre ses résultats

théoriques (la règle de partage) et les réponses aux questions subjectives. Nous aboutissons à la conclusion que les données confirment notre hypothèse selon laquelle des différences dans les réponses subjectives peuvent refléter des différences effectives dans le partage du revenu complet de ménage ou dans la distribution d'utilité. Plus précisément, dans la section 3, nous testons le modèle collectif en appliquant un modèle probit ordonné avec le profit du travail domestique endogène à ces différences. Deux tests du modèle collectif étudié en section 3 sont proches quant au principe théorique (la notion du revenu complet défini par le modèle collectif provient de la notion d'utilité dépendant de la consommation et du loisir) et identiques quant à la réalisation technique. Les premiers résultats montrent, conformément à la théorie, que plus le pouvoir de négociation de la femme est grand (on peut le mesurer par exemple par son salaire relativement à celui de son partenaire), plus son revenu subjectif est élevé en regard de celui de son conjoint. De notre point de vue, ceci constitue un test original du modèle collectif.

Le second but de ce chapitre est l'identification de la règle de partage. Dans la section 4, nous proposons deux méthodes d'identification. L'identification de la règle de partage partant globalement de la même stratégie d'utilisation des données subjectives en tant qu'une source complémentaire d'identification, nécessite une méthode différente selon la définition de l'égalité retenue. La clé d'identification de la règle de partage dans le cas où l'égalité est définie comme l'égalité dans le partage du revenu complet est la mesure de la part du revenu de chacun par une moitié du revenu total du ménage (qui est observé) et l'utilisation de l'échantillon des couples rapportant le même niveau de revenu lorsqu'on leur pose la première question ci-dessus. La stratégie d'identification de la règle de partage dans le cas où l'égalité est définie comme étant la distribution égale de l'utilité s'appuie également sur l'utilisation de l'échantillon des couples rapportant le même niveau de satisfaction (dans leur réponse, cette fois, à la deuxième question ci-dessus). Pourtant dans ce cas, les parts individuelles ne peuvent pas être mesurées. Ainsi une technique propre à ce cas est adoptée.

1. Modèle collectif avec production domestique

Dans cette section, en se basant sur le modèle collectif avec production domestique (Rapoport, Sofer et Solaz, 2003, 2006), nous dérivons les conditions de répartition égale du revenu total à l'intérieur du ménage.

1.1. Le Modèle

Considérons deux individus *(i = f - femme, m - homme)*. Nous étudions les couples avec ou sans enfants et avec ou sans parents, mais où seuls les chefs du ménage et leurs conjoints disposent d'un pouvoir de négociation au sein de la famille. Chaque conjoint est doté d'une fonction d'utilité standard prenant comme arguments les consommations inobservées d'un bien composite de type Hicksien C_i avec les prix normalisés à 1, les consommations de loisirs assignables et observées L_i, et le vecteur des biens domestiques **Y**. En plus des biens marchands C_i achetés sur le marché, le ménage produit donc le vecteur des biens domestiques **Y**. Chaque bien domestique[6] *k* est produit à partir d'une fonction de production qui fait intervenir comme variables le temps de travail domestique de chacun des conjoints :

$$Y^k = Y^k(t^k_f, t^k_m ; \mathbf{z}), \qquad k= 1, \ldots K,$$

où t^k_i, *(i=f, m)* est le temps du travail domestique du membre *i* pour produire le bien *k* et **z** est un vecteur représentant la part de l'hétérogénéité individuelle dans l'utilité. Nous supposons que la consommation de tous les biens est privée.

La fonction d'utilité est donc la suivante : $U_i = U_i(L_i, C_i, \mathbf{Y}_i; \mathbf{z})$, où $\mathbf{Y}_i$ est le vecteur de la consommation des biens domestiques du membre *i*.

Notons :

$t_i = \sum_k t_i^k$ *(i = f, m)* le temps total consacré à la production domestique par le membre *i*,

T le temps total disponible,

y le revenu hors travail du ménage,

w_f et w_m les salaires horaires respectifs de la femme et de l'homme.

1.1.1. Problème d'optimisation du ménage

Dans le cadre du modèle collectif avec la production domestique, la négociation étant supposée coopérative, l'issue sera pareto-optimale. Les consommations finalement choisies seront la solution du programme suivant (P1) :

$$\underset{L_f, C_f, Y_f, L_m, C_m, \mathbf{Y}_m}{Max} \left(\mu_f(.)U_f(L_f, C_f, \mathbf{Y}_f, \ldots; \mathbf{z}) + \mu_m(.)U_m(L_m, C_m, \mathbf{Y}_m, \ldots; \mathbf{z})\right)$$

s.c. (P1)

[6] Nous supposons qu'il n'existe pas de production jointe dans le secteur de la production du ménage.

$$C_f + C_m + \mathbf{pY}_f + \mathbf{pY}_m + L_f w_f + L_m w_m \leq T w_f + T w_m + y + \Pi(w_f, w_m, \mathbf{p})$$

où $\mu_i = \mu_i(w_f, w_m, y, \mathbf{s}, \mathbf{z})$ est la fonction de distribution qui permet de situer l'issue de la négociation en un point précis de la frontière efficiente. C'est un facteur de pondération compris entre [0, 1] avec $\mu_f + \mu_m = 1$ et continuellement différentiable. μ dépend des salaires w_f et w_m, du revenu hors travail *y*, d'un vecteur de facteurs de distribution **s**[7] et d'un vecteur de différents facteurs d'hétérogénéité dans les préférences **z**. $\Pi(w_f, w_m, \mathbf{p})$ désigne le profit tiré de la production domestique, *i. e.* la différence entre la valeur et le coût de la production. Le coût de la production s'introduit dans le modèle collectif de la même façon que dans le modèle d'allocation du temps de Gronau (1977). Il est évalué par le coût d'opportunité du temps alloué au travail domestique (Chiappori (1997), Apps et Rees (1997) et à leur suite Rapoport, Sofer et Solaz, (2003, 2006)) :

$$\Pi = \mathbf{pY} - w_f t_f - w_m t_m$$

Rapoport, Sofer et Solaz, (2006) supposent que les biens domestiques sont échangeables. Une telle hypothèse permet une technique d'identification proche de celle du modèle originel et ne nécessite pas d'information sur les facteurs de production domestiques autres que le temps, qui n'est généralement pas disponible. Ainsi, nous supposons qu'une quantité quelconque du bien peut-être achetée ou vendue sur le marché au prix ***p***. Le prix ***p*** est alors exogène i.e. fixé et va être supprimé de nos notations.

1.1.2. La décentralisation

Dans le cadre de notre modèle, à l'instar d'Apps et Rees (1997) et Chiappori (1997), le second théorème de l'économie du bien-être implique qu'il existe une redistribution intrafamiliale du revenu telle que la solution du programme précédent (P1) résulte de choix décentralisés de la femme et de son conjoint. Dans une première étape, le ménage détermine l'allocation optimale du temps de chacun de ses membres dans la production domestique, en se basant sur le critère de la maximisation du profit tiré de la production domestique, ou de la valeur nette de celle-ci. Ce profit est alors ajouté aux autres flux de revenus (revenu du travail marchand et revenu hors travail). Dans une seconde étape, la consommation est décentralisée, une fois réalisé le choix approprié des parts du plein revenu Φ_i ($i = f, m$) attribuées à chacun.

[7] Les facteurs de distribution n'ont pas d'impact sur les préférences individuelles ou les prix relatifs mais influencent la répartition des pouvoirs de négociation entre les différents protagonistes (Chiappori, Fortin, Lacroix, 2002 ; Rapoport, Sofer et Solaz, 2003).

Ainsi le programme (P1) peut être reformulé de la manière suivante (P2) :

$$\underset{t_f, t_m}{Max}\, \Pi = \mathbf{pY} - w_f t_f - w_m t_m \qquad \text{(P2.1)}$$

$$\underset{C_i, L_i, Y_i}{Max}\, U_i(L_i, C_i, \mathbf{Y}_i; \mathbf{z}), \qquad i = f, m$$

sous contraintes budgétaire et temporelle : (P2.2)

$$C_i + \mathbf{pY}_i + L_i w_i \leq \Phi_i$$

$$L_i + h_i + t_i = T,$$

où $\Phi_i(w_f, w_m, \mathbf{p}, y; \mathbf{s}, \mathbf{z})$ est appelée la "règle de partage" car elle détermine les parts du plein revenu du ménage qui vont être allouées à chacun de ses membres *i* avec :

$$\Phi = \Phi_{f+}\, \Phi_m = (w_f + w_m)T + y + \Pi$$

1.1.4. Les demandes de loisirs

La solution du programme (P3), qui est la reformulation du programme (P2) ci-dessus, détermine les fonctions marshalliennes de demande de loisirs de la femme (1.2) et de l'homme (1.3). En notant, $\mathbf{Y} = \mathbf{Y}_f + \mathbf{Y}_m$, on obtient :

$$\underset{t_f, t_m}{Max}\, \Pi = \mathbf{pY} - w_f t_f - w_m t_m \qquad \text{(P3.1)}$$

$$\underset{C_i, L_i, Y_i}{Max}\, U_i(L_i, C_i, \mathbf{Y}_i; \mathbf{z}), \qquad i = f, m$$

sc : (P3.2)

$$C_f + \mathbf{pY}_f + w_f(T - h_f) \leq \Phi_f$$
$$C_m + \mathbf{pY}_m + w_m(T - h_m) \leq \Phi_m$$

où h_i est l'offre de travail marchand du membre *i*, , *i* = *m,f.*

$$\Phi_m + \Phi_f = \Phi$$
$$L_i + h_i + t_i = T,$$

$$L_f = L^f(w_f, \Phi_f(w_f, w_m, y, \mathbf{s}, \mathbf{z}); \mathbf{z}) \qquad (1.2)$$
$$L_m = L^m(w_m, \Phi - \Phi_f(w_f, w_m, y, \mathbf{s}, \mathbf{z}); \mathbf{z}) \qquad (1.3)$$

L_f et L_m sont les fonctions marshalliennes de demande de loisir. Le vecteur de prix **p** étant fixé sur le marché par hypothèse, il est omis des fonctions endogènes du modèle.

1.2. Inégalité intrafamiliale et règle de partage

L'égalité au sein du ménage peut être comprise de plusieurs manières. Nous proposons deux approches.

La première consiste en l'interprétation de l'égalité intrafamiliale comme une répartition égale du revenu total défini par le modèle collectif en tant que la somme des revenus monétaire et non- monétaire (le loisir étant estimé au coût d'opportunité du travail). Dans cette étude, nous utilisons une question subjective de l'enquête RLMS, et nous l'interprétons comme une question subjective portant sur le revenu individuel. Les individus situent leur revenu sur une échelle de neuf paliers. En faisant les hypothèses habituelles (rappelées ci-dessous) permettant l'interprétation des données subjectives, nous établissons un lien direct entre les réponses individuelles à la question subjective et les niveaux effectifs de revenu reçus par les conjoints à l'intérieur du ménage.

La deuxième approche généralise la première par l'interprétation de l'égalité intrafamiliale comme une répartition égale de l'utilité. Ainsi, nous supposons que l'égalité à l'intérieur du ménage signifie le même niveau d'utilité des deux conjoints. Des niveaux égaux donnés dans les réponses des deux partenaires à la question sur la satisfaction sont interprétés comme une distribution égale de l'utilité.

1.2.1. Première approche : Comparaisons des parts de revenu complet

L'hypothèse principale est donc la suivante : les réponses individuelles à la question nous donnent l'information recherchée sur le partage effectif du revenu au sein du ménage. Cette hypothèse, très forte, sera analysée en détail et justifiée dans la section suivante. Nous supposons que l'égalité intrafamiliale est définie comme le partage égal du plein revenu entre les deux conjoints. On considère que le revenu est partagé de manière égalitaire si la femme et l'homme donnent une réponse similaire à la question subjective du revenu. Plus précisément, nous supposons que :

$\Phi_f > \Phi_m$, si la femme donne une valeur de revenu considérée supérieure à celle de son mari

$\Phi_f < \Phi_m$, si la femme donne une valeur de revenu considérée inférieure à celle de son mari

$\Phi_f = \Phi_m$, si la femme et son mari donnent des valeurs de revenu considérées égales.

En utilisant les définitions suivantes $\Phi_f = w_f T + \psi$ et $\Phi_m = w_m T + y + \Pi - \psi$, nous obtenons le système donnant le critère de l'égalité intrafamiliale :

$$\begin{cases} \psi < \frac{1}{2}\left[(w_m - w_f)T + y + \Pi\right], & \text{si } \Phi_f < \Phi_m \\ \psi = \frac{1}{2}\left[(w_m - w_f)T + y + \Pi\right], & \text{si } \Phi_f = \Phi_m \\ \psi > \frac{1}{2}\left[(w_m - w_f)T + y + \Pi\right], & \text{si } \Phi_f > \Phi_m \end{cases} \tag{1.4}$$

1.2.2. Deuxième approche : Comparaisons de niveaux d'utilité

Etant donné les fonctions d'utilité indirecte pour la femme et l'homme, $V_f = V_f(w_f, \Phi_f)$ et $V_m = V_m(w_m, \Phi_m)$, un critère d'égalité sous la forme d'une fonction g dépendant des prix et des revenues peut être formulé. Dans le cadre de notre modèle collectif d'offre de travail g est une fonction des taux de salaires et de revenus totaux individuels. Soit g est définie comme un ratio des utilités indirectes de deux partenaires:

$$\frac{V_f(w_f, \Phi_f)}{V_m(w_m, \Phi_m)} = g(w_f, w_m, \Phi_f, \Phi_m)$$

Dans le cas de l'égalité

$$V_f(w_f, \Phi_f) = V_m(w_m, \Phi_m) \tag{1.5}$$

ou alors

$$\frac{V_f(w_f, \Phi_f)}{V_m(w_m, \Phi_m)} = 1$$

et donc

$$g(\Phi_f, \Phi_m, w_f, w_m) = 1$$

ou

$$g^* = g(\Phi_f, \Phi_m, w_f, w_m) - 1$$

Alors, si $V_f(w_f, \Phi_f) \neq V_m(w_m, \Phi_m)$, le critère indique $g(\Phi_f, \Phi_m, w_f, w_m) < 1$ ($g^* < 0$) ou $g(\Phi_f, \Phi_m, w_f, w_m) > 1$ ($g^* > 0$).

2. L'utilisation de données subjectives

Dans cette section, nous précisons les hypothèses sous-jacentes nécessaires à notre analyse. Tout d'abord, nous précisons les détailles des données utilisées. Puis, les réponses à la question subjective sont analysées de manière détaillée. Enfin, nous présentons le modèle économétrique et discutons les résultats.

2.1. Les données

Pour cette étude, nous utilisons les quatre premières vagues de la deuxième phase du projet : les vagues 5 à 8 comprise entre 1994 et 1998. Plus précisément, nous disposons des données pour 1994, 1995, 1996 et 1998. Même si, au moment de l'écriture de cette étude, huit vagues de la deuxième phase étaient déjà accessibles, nous sommes contraints de n'utiliser que les quatre premières. La raison à cela est simple : nous avons besoin des données tirées des enquêtes de budget-temps, lesquelles sont indispensables au calcul des heures de travail domestique de chaque conjoint. Or, ces questionnaires n'ont été proposés que lors des quatre premières vagues de la phase 2. A partir de l'an 2000, les responsables de RLMS ont malheureusement décidé de les suspendre.

Le questionnaire individuel relatif à l'emploi du temps contient des informations concernant le temps dévolu aux différentes tâches ménagères pendant les 7 derniers jours précédant l'interview. Les données sont rapportées en heures et minutes. Les occupations sont les suivantes : le travail sur le lopin de terre, la datcha, le jardin; l'achat de nourriture; la préparation de la nourriture et le lavage de la vaisselle; le nettoyage de l'appartement; le lavage du linge; le repassage, la garde des enfants et des parents (par exemple, le père ou la mère âgés) etc.

Ces données souffrent de plusieurs handicaps. Tout d'abord, elles se réfèrent aux 7 derniers jours, et sont donc beaucoup moins précises que les données généralement recueillies en Europe. Par exemple, dans le cadre de l'Enquête Emploi du Temps de l'INSEE, les personnes interrogées remplissent pendant une journée un carnet indiquant leur emploi du temps de dix minutes en dix minutes. Si plusieurs activités sont réalisées en même temps, l'une choisie par l'enquêté(e) est considérée comme activité principale, et l'autre (ou les

autres) comme activité(s) secondaire(s). Les données russes ne contiennent pas une telle division, et sont sujettes à d'éventuelles erreurs de mesure. Nous avons dû vérifier si la somme du nombre d'heures consacrées au travail marchand et domestique, ainsi qu'au sommeil ne dépasse pas 24. L'occupation posant le plus de problèmes est sans conteste le nombre d'heures dédiées à la garde des enfants, notamment en ce qui concerne les femmes. Certaines d'entre elles, en particulier celles n'ayant pas un emploi marchand, ont répondu avoir consacré 24 heures à la garde des enfants, tout en indiquant avoir également dédié un certain nombre d'heures à d'autres occupations domestiques et au sommeil. Un travail important a dû être réalisé afin de nettoyer les données et révéler les sources de biais. Dans la plupart des cas, le nombre d'heures de travail domestique a été corrigé en fonction du nombre d'heures de sommeil et de travail marchand.

Notre échantillon comprend les couples où les deux conjoints travaillent, où le chef du ménage est en âge de travailler et où deux salaires sont rapportés. Plus précisément, ce sont des hommes âgés de 16 à 59 ans et leurs conjointes. La sélection donne un panel non cylindré de 1480 ménages, et 2419 observations pour la période comprise entre 1994 et 1998. Après avoir exclu les ménages pour lesquels les valeurs pour les variables nécessaires sont manquantes, l'échantillon final est composé de 2144 observations. Le tableau 1 présente les fréquences du nombre de fois où un ménage est observé dans le panel. Il en résulte que plus de la moitié des ménages sont présents au plus une fois dans le panel, tandis que seulement 16,8% de l'échantillon est observé trois fois ou plus. Cette qualité médiocre de panel peut s'expliquer non seulement par le taux d'attrition élevé dans le cadre des données RLMS, mais aussi par la force de nos exigences : nous ne retenons que les couples pour lesquels deux salaires sont observables, ce qui est une grande restriction, surtout dans le cas de la Russie où les individus préfèrent souvent ne pas déclarer leurs salaires. Ces résultats nous ont conduit à utiliser les données empilées pour nos estimations. A ce stade de notre travail, nous n'utilisons pas, en effet, la double dimension des données de panel (temporelle et individuelle), c'est-à-dire que nous ne prenons pas en compte les spécificités inobservables, stables dans le temps.

En revanche, nous introduisons les variables- indicatrices de l'année de l'observation qui sont supposées capter les changements macroéconomiques en Russie pendant la période de transition.

Tableau 1. Le nombre de fois où un ménage est observé dans le panel.

Nombre de vagues	Fréquence, %
1	55.6
2	27.6
3	12.4
4	4.4
Total	100

Source : RLMS vagues V-VIII (1994-1998)

Le tableau 2 montre les moyennes ainsi que les écarts-types de quelques variables clés utilisées dans l'analyse économétrique, présentées séparément pour les hommes et pour les femmes. Les taux de salaires pour chaque période sont exprimés en roubles 2000.

Tableau 2. Statistique descriptive des variables utilisées.

Variable	Femmes			Hommes		
	Vague VI (1995) Moyenne *(écart-types)*	Vague VII (1996) Moyenne *(écart-types)*	Vague VIII (1998) Moyenne *(écart-types)*	Vague VI (1995) Moyenne *(écart-types)*	Vague VII (1996) Moyenne *(écart-types)*	Vague VIII (1998) Moyenne *(écart-types)*
Travail marchand par semaine (h_i), heures	**39.5** *(12.23)*	**38.41** *(14.68)*	**38.78** *(15.38)*	**45.22** *(12.99)*	**44.75** *(16.84)*	**44.72** *(17.25)*
Travail domestique par semaine (hh_i), heures	**42.9** *(30.4)*	**45** *(30.7)*	**46.87** *(29.8)*	**13.74** *(17.52)*	**15.71** *(19.36)*	**14.72** *(16.47)*
Travail total par semaine (H_i), heures	**82.36** *(31.53)*	**83.23** *(31.49)*	**85.66** *(31.92)*	**58.95** *(22.48)*	**60.43** *(24.93)*	**59.39** *(22.69)*
Taux de salaire horaire (w_i), roubles	**7** *(17)*	**6.12** *(14,5)*	**3.87** *(10.9)*	**12.7** *(55.5)*	**10.46** *(36)*	**7.8** *(45)*
Revenu total mensuel (Y), roubles	**2887** *(6145)*	**2696** *(5878)*	**2196** *(14484)*	**2887** *(6145)*	**2696** *(5878)*	**2196** *(14484)*

2.2. Le revenu subjectif auto déclaré et son interprétation

L'utilisation des données subjectives, initiée principalement par l'école de Leyde pour la mesure subjective de la pauvreté dans les années 1970, ne cesse de se développer. De nombreuses enquêtes nationales comme *British Household Panel Survey (BHPS),* le *German Socio-Economic Panel (GSOEP)* ou les données russes utilisées ici comprennent désormais des questions subjectives concernant la satisfaction de la vie en général, de l'emploi, de la santé, de la situation financière, de l'inégalité etc. Ces réponses sont le plus souvent qualitatives et prennent des valeurs discrètes, par exemple comprises entre 0 et 10. Elles sont généralement utilisées comme *proxy* du bien-être individuel (Senik, 2005) et sont estimées par des modèles économétriques afin de trouver les relations entre le bien-être individuel subjectif et des variables objectives, comme le revenu, le statut sur le marché du travail, etc.

Pourquoi utiliser des données subjectives? Par exemple, Senik (2002) l'explique de la manière suivante : *"Le recours aux données subjectives se justifie essentiellement par les limites de la démarche positive fondée sur la révélation des préférences. Il ne s'agit pas de remettre en cause le caractère central de cette dernière au sein de la théorie économique, mais de la compléter dans les cas où son champ d'application est limité, en particulier lorsque les défaillances du marché (externalités), les interactions hors marché et les défauts de coordination des actions individuelles interdisent de retracer le lien entre préférences et résultats de l'action individuelle*." Ainsi, le recours aux données subjectives se justifie par l'absence d'autres moyens pour analyser les choix individuels et éclairer les politiques publiques. Par exemple, des informations subjectives ont été utilisées afin d'analyser les coûts non monétaires du chômage (Clark et Oswald, 1994 ; Winkelmann et Winkelmann, 1998) ou afin de découvrir les attitudes individuelles vis-à-vis de l'inégalité (Ng, 1996 ; Ravallion et Lokshin, 2000). En général, ce type d'analyse fournit des résultats empiriques plausibles et explicables.

Pour l'analyse des données subjectives, deux hypothèses principales doivent être faites : les individus sont capables d'évaluer leur propre situation, d'une part, et les réponses individuelles sont comparables entre elles, d'autre part (Ferrer-i-Carbonell, 2002). En d'autres termes, les individus comprennent et répondent aux questions subjectives de manière similaire. Il s'agit là d'une hypothèse forte car les individus sont différents, et ils font faces à des environnements sociaux hétérogènes, etc. Pourtant, les résultats empiriques indiquent qu'au sein d'une communauté parlant la même langue, les individus ont une compréhension similaire des concepts tels que le bien-être, le bonheur, etc. (Van Praag, 1991). Dans notre cas, il est raisonnable de supposer que les membres d'un même ménage ont le même environnement social et partagent donc les mêmes références concernant leurs revenus.

Les données subjectives de RLMS fournissent une source complémentaire pour une étude d'inégalité intrafamiliale et l'identification complète de la règle de partage. Les statistiques descriptives liées à deux questions utilisées dans cette thèse sont présentées aux tableaux 3-6. Ces statistiques sont effectuées sur l'échantillon des couples où les deux conjoints ont répondu à la question subjective, et pour lesquels nous observons deux salaires.

2.3. La question sur le revenu

Afin de comparer les revenus subjectifs, nous utilisons la question suivante : "*Imaginez une échelle à neuf paliers où sur le palier le plus bas se trouvent les gens les plus pauvres et sur le palier le plus haut les gens les plus riches. Sur quel palier vous placeriez-*

vous?". Le tableau 3 présente les statistiques descriptives relatives à l'échantillon des individus qui ont répondu à la question subjective et pour qui les salaires sont non nuls et non manquants. Le pourcentage du dernier groupe du tableau 3 « 6 et plus » présente la fréquence des catégories 6, 7, 8 et 9 regroupés : le nombre d'observations dans ces catégories est très réduit. Un pourcentage non négligeable de la population se sent pauvre. La plupart des individus se concentrent pourtant sur les paliers 3, 4 et 5.

Tableau 3. Les revenus auto déclarés.

Question subjective 1- les plus pauvres; 6 et plus – les plus riches	Vague V (1994) Nombre *(%)*	Vague VI (1995) Nombre *(%)*	Vague VII (1996) Nombre *(%)*	Vague VIII (1998) Nombre *(%)*	Total échantillon Nombre *(%)*
1	109 *(6,15)*	137 *(8,95)*	69 *(6,32)*	100 *(8,41)*	415 *(7,43)*
2	237 *(13,38)*	181 *(11,82)*	145 *(13,28)*	189 *(15,90)*	752 *(13,47)*
3	467 *(26,37)*	338 *(22,08)*	260 *(23,81)*	319 *(26,83)*	1384 *(24,79)*
4	442 *(24,96)*	393 *(25,67)*	273 *(25,00)*	296 *(24,89)*	1404 *(25,15)*
5	388 *(21,91)*	365 *(23,84)*	260 *(23,81)*	225 *(18,92)*	1238 *(22,17)*
6 et plus	128 *(7,23)*	117 *(7,64)*	85 *(7,78)*	60 *(5,05)*	390 *(6,99)*
Total (individus)	1771 *(100)*	1531 *(100)*	1092 *(100)*	1189 *(100)*	5583 *(100)*

Echantillon : individus répondant à la question subjective

Dans cette étude, nous nous intéressons principalement aux différences de revenus à l'intérieur d'un ménage donné, en partant de l'hypothèse que les différences des réponses subjectives entre le mari et la femme sont susceptibles de refléter un partage effectivement inégal entre les deux conjoints. Le tableau 4 présente les différences dans les réponses à la question subjective pour l'homme et la femme au sein d'un même ménage.

En moyenne, dans plus de 50% des ménages, les femmes et les hommes répondent différemment à cette question. Dans presque 20% des ménages, les hommes se situent sur un palier plus bas que leur femme, et pour 10% des ménages, cette différence est de 2 paliers ou plus. Toutefois, les femmes ont globalement des revenus subjectifs plus faibles que ceux de leur mari : par exemple, en 1998, dans plus de 34% des ménages, les femmes donnent des valeurs de revenus plus basses que celles de leur conjoint, contre 28% où ce sont les hommes qui se déclarent plus pauvres. Notre hypothèse ici est que, puisque le partage du revenu est le résultat du processus de négociation, le revenu n'est pas nécessairement distribué de manière égale entre les conjoints. Nous considérons que les différences des réponses subjectives entre le mari et la femme reflètent ce constat.

Tableau 4. Les différences des réponses à la question subjective.

La réponse de la femme – celle de l'homme	Vague V (1994) Nombre *(%)*	Vague VI (1995) Nombre *(%)*	Vague VII (1996) Nombre *(%)*	Vague VIII (1998) Nombre *(%)*	Total échantillon Nombre *(%)*
-2	87 *(10,82)*	61 *(9,38)*	53 *(11,35)*	60 *(11,83)*	261 *(10,75)*
-1	139 *(17,29)*	126 *(19,38)*	101 *(21,63)*	112 *(22,09)*	478 *(19,69)*
0	339 *(42,16)*	283 *(43,54)*	188 *(40,26)*	192 *(37,87)*	1002 *(41,27)*
1	142 *(17,66)*	127 *(19,54)*	80 *(17,13)*	95 *(18,74)*	444 *(18,29)*
2	97 *(12,06)*	53 *(8,15)*	45 *(9,64)*	48 *(9,47)*	243 *(10,01)*
Total des ménages	804 *(100)*	650 *(100)*	467 *(100)*	507 *(100)*	2428 *(100)*

Source : RLMS (vagues 5-8).

Echantillon : couples (les réponses de la femme et de son conjoint)

Les écarts de plus de deux paliers étant rares, ils ont été regroupés avec les écarts correspondants à exactement deux paliers :

0- il n'y pas de différence entre la réponse de la femme et celle de son mari, -1 – la femme se situe sur le palier inférieur à celui où se trouve son mari, -2 – la femme se situe 2 paliers plus bas ou plus de celui où se trouve son mari, 1- la femme se situe sur le palier supérieur à celui où se trouve son mari, 2 – la femme se situe 2 paliers plus haut ou plus de celui où se trouve son mari.

Etant donné le niveau détaillé de l'échelle utilisée (neuf paliers), l'interprétation d'une différence d'un palier entre les réponses des conjoints comme une vraie inégalité intrafamiliale peut être faussée par des différences dues à la nature subjective de la question. Nous avons alors construit un indice, *IR*, qui élargit le critère d'égalité à une différence d'un seul palier entre les réponses des deux conjoints : *IR* prend trois valeurs 0, 1, 2 avec une valeur de 1 si les valeurs données par les deux conjoints sont les mêmes ou diffèrent au plus d'un palier, 0 si la femme déclare un revenu plus faible que son conjoint avec au moins deux paliers d'écart, et une valeur de 2 si elle déclare un revenu plus élevé avec au moins deux paliers d'écart. Cette construction n'échappe pas à un autre type critique : désormais, la catégorie de l'égalité du partage du revenu comprend une partie importante des ménages (les différences 0, 1 et -1 dans le tableau 4) : près de 80%. C'est pourquoi nous avons effectué les mêmes estimations avec un indice d'inégalité intrafamiliale défini de manière stricte (*Ir*): en retenant un partage égal du plein revenu seulement dans le cas de stricte égalité des réponses. Comme on verra par la suite, les résultats sont similaires entre ces deux estimations.

Ainsi, le plein revenu du ménage est partagé de manière d'autant plus égalitaire que la femme et l'homme donnent une réponse similaire et d'autant plus inégalitaire que l'écart entre la réponse de l'un et de l'autre s'accroît. Il est à noter cependant que la question subjective utilisée est relativement vague sur la nature du revenu concerné, et la question se pose de savoir si les réponses individuelles reflètent bien une estimation de la part individuelle du plein revenu, ou bien autre chose, comme, par exemple, les revenus individuels du travail. La littérature sur les données subjectives remarque que la place dans le questionnaire de la

question analysée joue un rôle dans les réponses individuelles. Il est vrai que la question qui nous intéresse est posée dans la partie «individuelle » du questionnaire, celle qui concerne les aspects individuels tels que le travail et le revenu du travail. Mais d'autre part, la question vient après une autre interrogation relative au niveau de vie du ménage anticipé pour l'année prochaine.

Pour éclairer l'interprétation de la question sur le revenu subjectif dont les réponses nous servent à construire l'indice de l'inégalité, nous présentons un test des réponses des deux membres de ménage.

2.3.1. Test sur l'Interprétation

Le test consiste en une estimation des réponses des deux membres de ménage en fonction de revenus du travail de chacun d'eux, en contrôlant pour certaines caractéristiques individuelles et de ménage. Si la réponse des individus était purement individuelle, et donc relative à leurs propres revenus du travail marchand, on devrait trouver une influence faible, voire nulle du revenu d'un individu sur la réponse de son partenaire. Il en va de même si la réponse des individus était relative, reflétant la position de l'individu au sein d'un groupe de référence individuel, par exemple celui de ses collègues de travail ou celui des individus de même âge et de même niveau d'éducation : là encore, le revenu du conjoint ne devrait pas dans ce cas exercer une influence sensible sur la réponse.

Le test est réalisé par deux techniques, en rapprochant les réponses par des variables continues ou dichotomiques. Dans les deux cas les variables dépendantes sont les réponses individuelles des femmes et des hommes prenant les valeurs de 1 à 9 en correspondance avec l'échelle du revenu subjectif. Dans le premier cas les réponses des femmes et des hommes sont régressées simultanément par la méthode 3SLS sur les revenus du travail de chacun d'eux, en contrôlant pour certaines caractéristiques individuelles et de ménage. Dans le deuxième, la méthode probit ordonné est appliquée. Les résultats obtenus sont présentés dans les tableaux 5.1 et 5.2 respectivement.

Tableau 5.1. Estimation simultanée des réponses de la femme et de l'homme, 3SLS.

	Réponses de la femme Coefficient	**Réponses de l'homme** Coefficient
Revenu (mensuel) du travail de la femme	**11.496*** **	**3.637** **
Revenu (mensuel) du travail de l'homme	**5.040*** **	**7.762*** **
Différence d'âge: Age_f - Age_m	0.000	0.020***
Revenu hors travail du ménage /100	0.001**	0.001***
Nombre d'enfants entre 0 et 7 ans	0.061	0.074
Nombre d'enfants entre 7 et 18 ans	-0.030	-0.042
Nombre de personnes âgées	0.159***	0.036
Ln de la taille du logement (en mètres carrés)	-0.009	0.032
Ménage travaille sur un lopin de terre	-0.078	-0.069
Femme ayant un niveau d'études supérieur que celui de son mari	0.031	-0.136**
Moscou/Saint-Pétersbourg	-0.255***	-0.240***
Vague V	0.073	-0.076
Vague VI	0.085	0.033
Vague VIII	-0.018	-0.061
Nombre d'années d'éducation de l'homme	0.025**	0.027**
Constante	2.897***	3.059***
Nombre d'observations	2163	2163
R^2	0.0703	0.0709
χ^2	163.67	164.99
Prob. > χ^2	0.0000	0.0000

Tableau 5.2. Estimation simultanée des réponses de la femme et de l'homme, probit ordonné.

	Réponses de la femme Coefficient	**Réponses de l'homme** Coefficient
Revenu (mensuel) du travail de la femme	**7.349*** **	**2.347*** **
Revenu (mensuel) du travail de l'homme	**4.994*** **	**7.289*** **
Différence d'âge: Age_f - Age_m	-0.007***	-0.001
Revenu hors travail du ménage /100	0.001***	0.001***
Nombre d'enfants entre 0 et 7 ans	0.092***	0.048**
Nombre d'enfants entre 7 et 18 ans	-0.023	-0.035**
Nombre de personnes âgées	0.017	-0.019
Ln de la taille du logement (en mètres carrés)	0.128***	0.130***
Ménage travaille sur un lopin de terre	-0.036	-0.052*
Femme ayant un niveau d'études supérieur que celui de son mari	0.081***	0.060**
Moscou/Saint-Pétersbourg	-0.203***	-0.169***
Vague V	0.025	-0.023
Vague VI	0.002	-0.033
Vague VIII	-0.096***	-0.109***
Nombre d'années d'éducation de l'homme	0.036***	0.044***
Paramètres auxiliaires		

k_1	-0.160***	-0.191***
k_2	0.453	0.417
k_3	1.122***	1.098***
k_4	1.749***	1.744***
k_5	2.671***	2.713***
k_6	3.206***	3.259***
k_7	3.839***	3.782***
k_8	4.436***	4.313***
Nombre d'observations	7823	7814
χ^2	612.88	667.06
Prob. > χ^2	0.0000	0.0000

Les deux techniques donnent les résultats très similaires. Ces résultats indiquent bien que les membres du ménage se réfèrent bien dans leur réponse à un revenu faisant intervenir l'ensemble des revenus du ménage plutôt qu'à leur propre salaire seul. En effet, pour les deux sexes les réponses sont fortement influencées, non pas uniquement par leur propre revenu mais aussi par le revenu de leur partenaire. De plus, pour chacun, l'impact de ses propres revenus du travail est plus élevé que celui qui correspond à l'évaluation, par chacun, de la contribution de l'autre conjoint(e). Cela signifie que le poids donné, dans son revenu total, par chaque membre du ménage à ses propres revenus du travail est plus élevé que le poids évalué par le conjoint de ces mêmes revenus. Ce résultat est une première indication du caractère plausible de l'interprétation des réponses en termes de "pouvoir de négociation".

2.3.2. Test des effets fixes

Suivant la même formulation numérique de l'échelle des revenus, nous approximons la différence des réponses de la femme et de l'homme par une variable continue afin de tester la présence de l'hétérogénéité inobservée. Ainsi, nous pouvons appliquer le modèle MCO à effets fixes pour l'estimation de cette variable afin de prendre en compte les effets individuels non observés stables dans le temps. Les résultats sont rapportés au tableau 6.

Tableau 6. Estimation de l'écart entre les réponses de la femme et de l'homme par un modèle MCO à effets fixes.

	Coefficient
Ln du rapport des salaires $\ln(w_f / w_m)$	0.127*
Ln du taux de salaire de l'homme	0.106
Différence d'âge: Age_f - Age_m	0.218*
Revenu hors travail du ménage	0.000
Nombre d'enfants entre 0 et 7 ans	0-.066
Nombre d'enfants entre 8 et 18 ans	-0.047
Nombre de personnes âgées	-0.344*
Ln de la taille du logement (en mètres carrés)	-0.056
Ménage travaille sur un lopin de terre	-0.109
Femme ayant un niveau d'études supérieur à celui de son mari	0.195
Moscou/Saint-Pétersbourg	0.000
Vague5	0.158
Vague6	0.087
Vague8	0.082
Nombre d'années d'éducation de l'homme	0.048
Constante	-0.258
Nombre d'observations	2177
Nombre de groupes	1407
Nombre moyen d'observations par groupe	1.5
R-sq between	0.0016
F test de ui=0: F(1406, 756)=1.22, Prob>F=0.0011	

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%
Source : RLMS (vagues 5-8)

Le R^2 «between » montre la contribution très faible des effets invariants. Cela semble bien confirmer que l'hétérogénéité inobservée, dont on pourrait penser qu'elle joue un rôle important sur des réponses subjectives (effets de caractéristiques psychologiques, comme le pessimisme ou l'optimisme, par exemple) a en fait un rôle peu important.

Par ailleurs, une approche continue ne serait pas justifiée dans le cas de notre indice d'inégalité. Cette approche est justifiée si une variable discrète change assez régulièrement avec la variable explicative et lorsque la probabilité marginale de passage d'un palier à l'autre est à peu près constante par rapport à la variable explicative. Dans ce cas la variable discrète change avec la variable latente. Si par contre comme dans notre cas, sur un intervalle important de la variable latente, la variable discrète ne change pas, l'approximation continue ne montre que l'évolution de la variable latente sans refléter celle de la variable discrète et risque de donner les effets marginaux beaucoup plus importants qu'ils ne le sont en réalité.

Dans notre cas un nombre important d'observations hétérogènes correspond à la valeur d'indice égale à 1. Les réponses à la question subjective sont aussi plutôt concentrées à

certains niveaux comme il apparaît dans la discussion sur les données, et donc l'approche discrète est plus appropriée ici.

2.4. La question sur la satisfaction

Afin de comparer les utilités, nous utilisons la question suivante: "A l'heure actuelle, quel est votre degré de satisfaction quant à votre vie en général?". Les réponses possibles sont: pleinement satisfait, plutôt satisfait, moyennement satisfait, pas assez satisfait, pas satisfait du tout. La statistique descriptive se trouve dans le tableau 7.

Tableau 7. Satisfaction rapportée.

Echelle de satisfaction	Vague V (1994) Nombre *(%)*	Vague VI (1995) Nombre *(%)*	Vague VII (1996) Nombre *(%)*	Vague VIII (1998) Nombre *(%)*	Total échantillon Nombre *(%)*
1 : Pas satisfait du tout	**127** *(23,02)*	**119** *(19,57)*	**1346** *(17,95)*	**111** *(23,57)*	**434** *(19,39)*
2 : Pas assez satisfait	**318** *(43,56)*	**228** *(37,50)*	**170** *(39,63)*	**176** *(37,37)*	**892** *(39,86)*
3 : Moyennement satisfait	**159** *(21,78)*	**158** *(25,99)*	**111** *(25,87)*	**109** *(23,14)*	**537** *(23,99)*
4 : Plutôt satisfait	**94** *(12,88)*	**80** *(13,16)*	**52** *(12,12)*	**64** *(13,59)*	**290** *(12,96)*
5 : Pleinement satisfait	**32** *(4,38)*	**23** *(3,78)*	**19** *(4,43)*	**11** *(2,34)*	**85** *(3,80)*
Total	**730** *(100)*	**608** *(100)*	**429** *(100)*	**471** *(100)*	**2238** *(100)*

Dans le tableau 8 ci-dessous nous présentons les statistiques descriptives relatives aux différences dans les réponses concernant la satisfaction générale pour l'homme et la femme au sein d'un même ménage. On voit que, comme dans le cas de la question subjective portant sur le revenu, dans plus de 50% des ménages, les femmes et les hommes répondent différemment à cette question.

Tableau 8. Différences dans les réponses à la question sur la satisfaction quant à la vie en général.

La réponse de la femme – celle de l'homme	Vague V (1994) Nombre*(%)*	Vague VI (1995) Nombre *(%)*	Vague VII (1996) Nombre *(%)*	Vague VIII (1998) Nombre *(%)*
-2	80 (*11,07)*	50 *(8,25)*	39 *(9,11)*	49 *(10,40)*
-1	133 *(18,40)*	139 *(22,94)*	101 *(23,60)*	120 *(25,48)*
0	326 *(45,09)*	274 *(45,21)*	201 *(46,96)*	203 *(43,10)*
1	137 *(18,95)*	105 *(17,33)*	61 *(14,25)*	76 *(16,14)*
2	47 *(6,50)*	38 *(6,27)*	26 *(6,07)*	23 *(4,88)*
Total des ménages	723 *(100)*	606 *(100)*	428 *(100)*	471 *(100)*

Source : RLMS (vagues 5-8).

Echantillon : couples (les réponses de la femme et de son conjoint)

0- il n'y pas de différence entre la réponse de la femme et celle de son mari, -1 – la femme si situe sur le palier inférieur à celui où se trouve son mari, -2 – la femme se situe deux paliers plus bas ou plus (moins satisfaite) de celui où se trouve son mari, 1 – la femme se situe sur le palier supérieur (plus satisfaite) à celui où se trouve son mari, 2 – la femme se situe deux paliers plus haut ou plus (plus satisfaites) de celui où se trouve son mari.

Les niveaux de satisfaction indiqués peuvent être interprétés directement comme des niveaux de bien-être, ou encore d'utilité.

Suivant cette interprétation, l'indice de l'inégalité intrafamilial *IS* est construit à la base des différences en niveaux de la satisfaction décrites dans les tableaux 1 et 2. L'indice est égal à 0 si la différence des réponses est négative (la femme rapporte être moins satisfaite que son partenaire), à 1 si il n y a pas de différence entre les réponses de deux partenaires et à 2 si la femme rapporte être plus satisfaite et donc si la différence est positive.

Vu le nombre important d'observations hétérogènes correspondant à la valeur d'indice égale à 1, la même réflexion sur la concentration des réponses à certains niveaux que celle discutée sur les données de revenu subjectif, nous amène également à considérer le nouvel indice comme une variable discrète.

2.5. Confrontation de deux questions

En utilisant deux questions subjectives, nous les interprétons différemment (quoique les liant à des notions proches : revenu complet et utilité). Pour vérifier les liens entre les deux questions et afin de justifier les deux interprétations adoptées, nous confrontons les réponses et les écarts dans les réponses aux deux questions.

Comme la fonction d'utilité (indirecte) est croissante par rapport au revenu, il est tout à fait naturel de supposer l'existence d'une corrélation positive entre les réponses aux deux questions. C'est bien ce que nous trouvons, pour l'ensemble des individus, avec une corrélation significative égale à 0.4.

Le test suivant consiste à confronter les divergences entre les évaluations de la femme et celles de l'homme obtenues par les deux questions. Les corrélations sont rapportées au tableau 9.

Tableau 9. Corrélation des réponses et des écarts des réponses.

Variables	Corrélation
Réponses aux questions sur le revenu et satisfaction	0.4***
Divergences (entre deux partenaires) des réponses aux questions sur le revenu et satisfaction	0.17***

*** : significatif à 1%

Comme attendu, il y a une forte corrélation entre les réponses aux deux questions. Par contre la corrélation entre les écarts des réponses est faible. Notamment dans le tableau 10 on peut voir les fréquences des indices *IR* et *IS* d'inégalité construite sur la base des questions sur le revenu et la satisfaction respectivement.

Tableau 10.1. Fréquences des indices d'inégalité.

	Divergences de satisfaction (IS)			
Divergences des revenus (IR)	0	1	2	Total
0	103	101	46	250
1	**552**	**818**	**378**	**1748**
2	56	85	89	230
Total	711	1,004	513	2228
H_0 : Correlation de données				
$\chi 2$ (4)	45.01			
Prob. > $\chi 2$	0.000			

D'après le tableau des fréquences, la moitié des couples donnant la même réponse à la question sur le revenu diverge en répondant à la question sur la satisfaction. Cette observation est confirmée par la statistique $\chi 2$ qui montre la distance importante entre les écarts et fait rejeter l'hypothèse de ces correlations.

Ces observations montrent que deux questions bien qu'étant liées, ne sont pas équivalentes.Du point de vue de notre interprétation, l'égalité des revenus n'entraîne pas automatiquement l'égalité des utilités. Nous supposerons alors que les écarts de réponses à la question sur le revenu ne concernent pas simplement, soit des attentes soit des besoins différents des membres des ménages. La vérification empirique de cette interprétation va être approfondie par la suite.

3. Les tests du modèle collectif

Les tests du modèle collectif sont effectués en utilisant les données subjectives obtenues en réponse aux deux questions présentées ci-dessus. Tout d'abord, l'analyse de l'inégalité intrafamiliale est menée à partir de la première définition de l'égalité comme une répartition égale de revenu total et en utilisant la question sur le revenu subjectif. Ensuite une analyse similaire est présentée à partir de la deuxième définition de l'égalité intrafamiliale comme une répartition égale de l'utilité et en utilisant la question sur la satisfaction.

Les deux approches donnent lieu à la construction de deux critères d'inégalité qui sont étudiés par la même méthode économétrique développé ci-dessous.

3.1. Modèle économétrique de prédiction des inégalités intrafamiliales

Suivant les interprétations données ci-dessus, deux indices de l'inégalité intrafamiliale sont construits.

Le premier, *IR*, est construit à partir des différences de niveaux de revenu subjectif dans les tableaux 3 et 4. L'indice *IR* prend trois valeurs 0, 1, 2 avec une valeur de 1 si les valeurs données par les deux conjoints sont les mêmes ou diffèrent au plus d'un palier, 0 si la femme déclare un revenu plus faible que son conjoint avec au moins deux paliers d'écart, et une valeur de 2 si elle déclare un revenu plus élevé avec au moins deux paliers d'écart.

Le deuxième indice, *IS*, est construit à partir des différences de niveaux de satisfaction décrites dans les tableaux 7 et 8. L'indice est égal à 0 si la différence des réponses est négative (la femme rapporte être moins satisfaite que son partenaire), à 1 si il n y a pas de différence entre les réponses de deux partenaires et à 2 si la femme rapporte être plus satisfaite et la différence est positive.

3.1.1. Critère d'inégalité basé sur les différences en revenu subjectif

Appelons *IR* la fonction -indicatrice prenant les valeurs 0, 1 ou 2 selon les différences observées dans les valeurs du revenu subjectif entre les hommes et les femmes. Rappelons que, suivant la définition donnée ci-dessus de cette fonction, on a :

$$IR=\begin{cases} 0, & \text{si } \Phi_f < \Phi_m \\ 1, & \text{si } \Phi_f = \Phi_m \\ 2, & \text{si } \Phi_f > \Phi_m \end{cases} \qquad (1.6)$$

Rappelons que nous avons supposé que $\Phi_f < \Phi_m$ si la femme donne une valeur de revenu considérée inférieure à celle de son mari, $\Phi_f = \Phi_m$ si la femme et son mari donnent des valeurs de revenu considérées égales et $\Phi_f > \Phi_m$ si la femme donne une valeur de revenu considérée supérieure à celle de son mari.

La règle de partage Φ_f, Φ_m dépend du profit tiré de la production domestique *Π* qui est endogène au modèle, car la production domestique dépend à son tour du temps passé au travail domestique et des taux de salaire. Donc, le système (1.6) est complété par deux équations décrivant le travail domestique des conjoints appelées t_f et t_m pour le travail domestique de la femme et de l'homme respectivement (les logarithmes népériens des heures de travail domestique mensuelles) :

$$\begin{cases} IR = \begin{cases} 0, & \text{si } \Phi_f < \Phi_m \\ 1, & \text{si } \Phi_f = \Phi_m \\ 2, & \text{si } \Phi_f > \Phi_m \end{cases} \\ t_f = \boldsymbol{\alpha}_{fr} \boldsymbol{X}_f \\ t_m = \boldsymbol{\alpha}_{mr} \boldsymbol{X}_m \end{cases} \qquad (1.7)$$

où $\boldsymbol{\alpha}_{ir}$ ($i = f, m$) sont les vecteurs de paramètres, $\mathbf{X}_i$ ($i = f, m$) sont les vecteurs des caractéristiques individuelles et du ménage.

Cette deuxième partie du modèle fournit également un test de l'influence, directe ou indirecte, des caractéristiques non marchandes sur la règle de partage. Si la règle de partage est supposée être une fonction des caractéristiques monétaires (salaires, revenus hors travail, etc.), mais pas directement des variables non monétaires (comme la productivité du travail domestique par exemple)[8], le modèle théorique implique que la seule corrélation possible entre l'équation de l'indice et chacune des deux équations d'offre de travail domestique apparaît via le profit de la production domestique. Néanmoins, la mise en évidence d'une telle corrélation pourrait aussi témoigner d'un effet plus direct des caractéristiques non marchandes sur la règle de partage.

[8] C'est l'hypothèse faite le plus souvent (cf. Apps et Rees, 1997 ; Chiappori, 1997 ; Rappoport, Sofer et Solaz, 2003).

3.1.2. Critère d'inégalité basé sur les différences en niveaux de satisfaction

Soit *IS* l'indice prenant les valeurs 0, 1 ou 2 en correspondance avec des valeurs négatives, zéros ou positives de la différence entre les réponses des partenaires à la question de satisfaction.

$$IS = \begin{cases} 0, & \text{if } V_f\left(w_f, \Phi_f\right) < V_m\left(w_m, \Phi_m\right) \\ 1, & \text{if } V_f\left(w_f, \Phi_f\right) = V_m\left(w_m, \Phi_m\right) \\ 2, & \text{if } V_f\left(w_f, \Phi_f\right) > V_m\left(w_m, \Phi_m\right) \end{cases} \tag{1.8}$$

De la même façon que le modèle précèdent, le système (1.8) est complété par deux équations décrivant le travail domestique des conjoints (les logarithmes des heures de travail domestique mensuelles) :

$$\begin{cases} IS = \begin{cases} 0, & \text{if } V_f < V_m \\ 1, & \text{if } V_f = V_m \\ 2, & \text{if } V_f > V_m \end{cases} \\ t_f = \boldsymbol{\alpha}_{fs}\mathbf{X}_f \\ t_m = \boldsymbol{\alpha}_{ms}\mathbf{X}_m \end{cases} \tag{1.9}$$

où $\boldsymbol{\alpha}_{is}$ ($i = f, m$) sont les vecteurs de paramètres, $\mathbf{X}_i$ ($i = f, m$) sont les vecteurs des caractéristiques individuelles et du ménage.

3.1.3. Modèle statistique

Les systèmes (1.7) et (1.9) ayant la même structure, peuvent se résumer comme le suivant :

$$\begin{cases} I = \begin{cases} 0, & \text{if } G_f < G_m \\ 1, & \text{if } G_f = G_m \\ 2, & \text{if } G_f > G_m \end{cases} \\ t_f = \boldsymbol{\alpha}_f\mathbf{X}_f \\ t_m = \boldsymbol{\alpha}_m\mathbf{X}_m \end{cases} \tag{1.10}$$

où selon les cas, I est un indice IR ou IS, G_i est une fonction Φ_i ou V_i respectivement, $\boldsymbol{\alpha}_i$ ($i = f, m$) sont les vecteurs de paramètres propre à chaque cas, $\mathbf{X}_i$ ($i = f, m$) sont les vecteurs des caractéristiques individuelles et du ménage.

Le modèle est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance qui permet d'estimer simultanément les trois équations du système (1.10) et donne ainsi des estimateurs convergents.

Tout d'abord un problème éventuel de censure doit être souligné: un individu ayant une valeur de niveau de revenu ou d'utilité inférieure à celle de son partenaire se trouve nécessairement sur le même palier que ce dernier au cas où celui-ci se positionne au minimum de l'échelle. De la même façon, un individu ayant une valeur de niveau de revenu ou d'utilité supérieur à celle de son partenaire se trouve sur le même palier que ce dernier au cas où celui-ci se positionne au maximum de l'échelle.

Le tableau 11 présente la statistique descriptive de tels cas. Il s'en suit que les pourcentages des observations contenant potentiellement des observations censurées sont négligeables dans les données sur le revenu subjectif (2% pour le niveau minimal et 0% pour le niveau maximal). Parmi les couples composant l'échantillon de l'estimation basée sur la satisfaction, le pourcentage négligeable (0.6%) concerne le niveau maximal. Cependant, 10% se trouvent sur le palier correspondant au minimum de l'échelle sur la satisfaction (pas du tout satisfait). Dans ce cas, le problème de censure pourrait effectivement se présenter.

Tableau 11. Statistiques des couples se rapportant aux bornes des échelles.

Echelle	Les deux membres se situent au niveau minimal de l'échelle	Les deux membres se situent au niveau maximal de l'échelle	Nombre total des observations de l'échantillon
Echelle de revenu	**210 (10%)**	**14 (0.6%)**	**2238 (100%)**
Echelle de satisfaction	**59 (2%)**	**1 (0%)**	**2428 (100%)**

En termes du système (1.10) et MLE le problème éventuel de censure au niveau minimal de l'échelle de satisfaction se traduit comme un passage en partie d'une masse de probabilité d'inégalité ($IS = 0$ et $IS = 2$) à la probabilité d'égalité ($IS = 1$). La fonction de vraisemblance réattribuant cette masse de probabilité peut se présenter d'une façon suivante :

$$L = \prod_{\substack{I=0 \\ R_f>\min \\ R_m>\min}} P(V_f < V_m, R_f > \min, R_m > \min, t_f = \boldsymbol{\alpha}_f \mathbf{X}_f, t_m = \boldsymbol{\alpha}_m \mathbf{X}_m) \times$$

$$\times \prod_{\substack{I=0 \\ R_f=\min \\ R_m>\min}} P(V_f < V_m, R_f = \min, R_m > \min, t_f = \boldsymbol{\alpha}_f \mathbf{X}_f, t_m = \boldsymbol{\alpha}_m \mathbf{X}_m) \times$$

$$\times \prod_{\substack{I=1 \\ R_f=\min \\ R_m=\min}} \Big(P(V_f < V_m, R_f = \min, R_m = \min, t_f = \boldsymbol{\alpha}_f \mathbf{X}_f, t_m = \boldsymbol{\alpha}_m \mathbf{X}_m) +$$

$$+ P(V_f = V_m, R_f = \min, R_m = \min, t_f = \boldsymbol{\alpha}_f \mathbf{X}_f, t_m = \boldsymbol{\alpha}_m \mathbf{X}_m) +$$

$$+ P(V_f > V_m, R_f = \min, R_m = \min, t_f = \boldsymbol{\alpha}_f \mathbf{X}_f, t_m = \boldsymbol{\alpha}_m \mathbf{X}_m) \Big)$$

$$\times \prod_{\substack{I=1 \\ R_f>\min \\ R_m>\min}} P(V_f = V_m, R_f > \min, R_m > \min, t_f = \boldsymbol{\alpha}_f \mathbf{X}_f, t_m = \boldsymbol{\alpha}_m \mathbf{X}_m) \times$$

$$\times \prod_{\substack{I=1 \\ R_f=\min \\ R_m=\min}} P(V_f = V_m, R_f = \min, R_m = \min, t_f = \boldsymbol{\alpha}_f \mathbf{X}_f, t_m = \boldsymbol{\alpha}_m \mathbf{X}_m) \times$$

$$\times \prod_{\substack{I=2 \\ R_f>\min \\ R_m>\min}} P(V_f > V_m, R_f > \min, R_m > \min, t_f = \boldsymbol{\alpha}_f \mathbf{X}_f, t_m = \boldsymbol{\alpha}_m \mathbf{X}_m) \times$$

$$\times \prod_{\substack{I=2 \\ R_f>\min \\ R_f=\min}} P(V_f > V_m, R_f > \min, R_m = \min, t_f = \boldsymbol{\alpha}_f \mathbf{X}_f, t_m = \boldsymbol{\alpha}_m \mathbf{X}_m)$$

ou R_f et R_m correspondent aux réponses de la femme et de l'homme à la question sur la satisfaction, V_f et V_m représentant les utilités indirectes « réeles ».

Sous telle forme la fonction de vraisemblance amène à l'intégration tri - dimensionnelle et nécessite l'application d'une méthode de simulation, par exemple GHK. Evidement, le problème symétrique se présenterait au cas où les deux membres du couple se trouvaient au niveau maximal de l'échelle. Dans ce cas là, la dimension de l'intégration serait augmentée par deux de plus.

Pourtant un problème de censure peut être traité autrement en appliquant l'approche de type probit à l'indice *IS*. Dans ce cas, la masse de probabilité correspondant à la valeur 1 de l'indice de l'inégalité intrafamiliale a une dispersion continue dans un certain intervalle au lieu d'être concentrée au point $V_f = V_m$ (g^*=0, avec la fonction g^* définie ci-dessus comme

$g^* = V_f\left(w_f, \Phi_f\right) / V_m\left(w_m, \Phi_m\right) - 1$. Il en résulte que le problème de censure et donc deux dimensions de l'intégration correspondant à deux variables censurées (V_f et V_m) disparaissent :

$$L = \prod_{I=0} P(g^* < k_1, t_f = \boldsymbol{\alpha}_f \mathbf{X}_f, t_m = \boldsymbol{\alpha}_m \mathbf{X}_m) \times$$
$$\times \prod_{I=1} P(k_1 < g^* < k_2, t_f = \boldsymbol{\alpha}_f \mathbf{X}_f, t_m = \boldsymbol{\alpha}_m \mathbf{X}_m) \times \qquad (1.11)$$
$$\times \prod_{I=2} P(g^* > k_2, t_f = \boldsymbol{\alpha}_f \mathbf{X}_f, t_m = \boldsymbol{\alpha}_m \mathbf{X}_m)$$

La forme (1.11) permet l'application d'une méthode analytique plutôt que celle d'une simulation, ce qui rend le processus d'estimation moins difficile et son résultat plus exact.

3.1.3.1. Méthode probit ordonné endogénéisé

Soit g^* la fonction de critère associée avec la règle de partage non observée :

$$g^* = \boldsymbol{\gamma}' \mathbf{Z} + \varepsilon,$$

où **Z** est un vecteur comportant des caractéristiques spécifiques du ménage et des facteurs de distribution susceptibles d'influencer la règle de partage. En particulier, ce vecteur contient la différence des salaires des deux conjoints $(w_f - w_m)$ et le revenu hors travail *y*.

Les valeurs prises par l'indice d'inégalité intrafamiliale peuvent être spécifiées comme suit :

$$I = \begin{cases} 0, \text{ if } g^* \le \kappa_1, \\ 1, \text{ if } \kappa_1 < g^* \le \kappa_2, \\ 2, \text{ if } g^* > \kappa_2, \end{cases} \qquad (3.4)$$

où k_1 et k_2 sont des paramètres à estimer. Le système (1.10) devient alors

$$\begin{cases} I = 0, \quad \text{si } g^* \le \kappa_1, \\ I = 1, \quad \text{si } \kappa_1 < g^* \le \kappa_2, \\ I = 2, \quad \text{si } g^* > \kappa_2, \\ t_f = \boldsymbol{\alpha}_f \mathbf{X}_f + u_1 \\ t_m = \boldsymbol{\alpha}_m \mathbf{X}_m + u_2 \end{cases} \tag{3.5}$$

Les termes d'erreur ε, u_1, u_2 ont une distribution standard normale trivariée de moyennes nulles et une matrice des variances covariances $\boldsymbol{\Sigma}$ (la variance du terme d'erreur de l'équation décrivant la variable qualitative I est normalisé à 1, $Var(\varepsilon) = 1$):

$$\boldsymbol{\Sigma} = \begin{pmatrix} 1 & \sigma_{\varepsilon u_1} & \sigma_{\varepsilon u_2} \\ \sigma_{\varepsilon u_1} & \sigma_1^2 & \sigma_{u_1 u_2} \\ \sigma_{\varepsilon u_2} & \sigma_{u_1 u_2} & \sigma_2^2 \end{pmatrix}$$

avec $\sigma_{\varepsilon u_j} = cov\ (\varepsilon, u_j)$, $\sigma_{u_1 u_2} = cov\ (u_1, u_2)$, j=1, 2, $\sigma_1^2 = Var(u_1)$ et $\sigma_2^2 = Var(u_2)$.

La fonction de vraisemblance correspondant au système d'équations (3.5) est la suivante :

$$\begin{aligned} L = & \prod_{I=0} P(\varepsilon < k_1 - \boldsymbol{\gamma}_i' \mathbf{Z}_i, u_1 = t_f - \boldsymbol{\alpha}_f \mathbf{X}_f, u_2 = t_m - \boldsymbol{\alpha}_m \mathbf{X}_m) \times \\ & \times \prod_{I=1} P(k_1 - \boldsymbol{\gamma}_i' \mathbf{Z}_i \le \varepsilon \le k_2 - \boldsymbol{\gamma}_i' \mathbf{Z}_i, u_1 = t_f - \boldsymbol{\alpha}_f \mathbf{X}_f, u_2 = t_m - \boldsymbol{\alpha}_m \mathbf{X}_m) \times \\ & \times \prod_{I=2} P(\varepsilon > k_2 - \boldsymbol{\gamma}_i' \mathbf{Z}_i, u_1 = t_f - \boldsymbol{\alpha}_f \mathbf{X}_f, u_2 = t_m - \boldsymbol{\alpha}_m \mathbf{X}_m) \end{aligned} \tag{3.6}$$

Afin de faciliter le travail empirique et pouvoir traiter la fonction de vraisemblance analytiquement, la probabilité trivariée est décomposée en produit de la probabilité univariée conditionnée et de la probabilité bivariée correspondante de la condition. Alors en termes de fonctions de densité, la fonction de vraisemblance s'écrit de la façon suivante :

$$\begin{aligned} L = & \prod_{i:I=0} \left[F\left((\kappa_1 - \boldsymbol{\gamma}_i' \mathbf{Z}_i) \middle| u_{1i}, u_{2i} \right) \times f(u_{1i}, u_{2i}) \right] \times \\ & \times \prod_{i:I=1} \left[\left(F\left((\kappa_2 - \boldsymbol{\gamma}_i' \mathbf{Z}_i) \middle| u_1, u_2 \right) - F\left((\kappa_1 - \boldsymbol{\gamma}_i' \mathbf{Z}_i) \middle| u_{1i}, u_{2i} \right) \right) \times f(u_{1i}, u_{2i}) \right] \times \end{aligned}$$

$$\times \prod_{i:I=2} \left[1 - F\left((\kappa_2 - \boldsymbol{\gamma}_i' \mathbf{Z}_i) \middle| u_{1i}, u_{2i}\right) \times f(u_{1i}, u_{2i})\right]$$

où i se réfère à l'observation i, $F\left(. \middle| u_{1i}, u_{2i}\right)$ est une fonction de distribution conditionnelle cumulée de ε sur u_{1i}, u_{2i}; $f(u_{1i}, u_{2i})$ est une fonction de distribution standard normale bivariée.

La variable $\varepsilon | u_1, u_2$ suit une distribution normale. En notant :

$$\widetilde{\Sigma} = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{u_1 u_2} \\ \sigma_{u_1 u_2} & \sigma_2^2 \end{pmatrix}$$

nous trouvons sa moyenne μ et sa variance σ^2 selon les formules suivantes (Green, 2000) :

$$\mu = (\sigma_{\varepsilon u_1}, \sigma_{\varepsilon u_2}) \widetilde{\Sigma}^{-1} (u_1, u_2)' = \left[\left(\rho_1 u_1 / \sigma_1 + \rho_2 u_2 / \sigma_2\right) - \rho\left(\rho_1 u_2 / \sigma_2 + \rho_2 u_1 / \sigma_1\right)\right] / \left(1 - \rho^2\right)$$
$$\sigma^2 = 1 - (\sigma_{\varepsilon u_1}, \sigma_{\varepsilon u_2}) \widetilde{\Sigma}^{-1} (\sigma_{\varepsilon u_1}, \sigma_{\varepsilon u_2})' = 1 - \left[\rho_1^2 + \rho_2^2 - 2\rho\rho_1\rho_2\right] / \left(1 - \rho^2\right),$$

où ρ_1, ρ_2, ρ sont des coefficients de corrélation entre ε et u_1, ε et u_2, u_1 et u_2 respectivement.

Donc, la fonction logarithmique de vraisemblance peut être définie dans les termes d'une distribution standard normale comme suit :

$$\ln L = \sum_{i:I=0} \left[\ln F_0\left(z_i^1\right) \times f(u_{1i}, u_{2i})\right] + \sum_{i:I=1} \left[\ln\left(F_0\left(z_i^2\right) - F_0\left(z_i^1\right)\right) \times f(u_{1i}, u_{2i})\right] +$$
$$+ \sum_{i:I=0} \left[\ln\left(1 - F_0\left(z_i^2\right)\right) \times f(u_{1i}, u_{2i})\right]$$

avec F_0 la fonction de distribution standard normale cumulée et $z_i^j = (k_j - \boldsymbol{\gamma}_i' \mathbf{Z}_i - \mu) / \sigma$, ($j$=1, 2).

3.1.3.2. Effets marginaux

Les effets marginaux des variables continues X sur les probabilité d'une inégalité au profit de l'homme ($\partial P(0)/\partial X$), de l'égalité ($\partial P(1)/\partial X$) ou d'une inégalité au profit de la femme ($\partial P(2)/\partial X$) sont calculées comme suit :

$$\frac{\partial P(0)}{\partial X} = -f(k_1 - \boldsymbol{\gamma}\mathbf{Z})\frac{\partial(\boldsymbol{\gamma}\mathbf{Z})}{\partial X}$$
$$\frac{\partial P(1)}{\partial X} = \left[f(k_1 - \boldsymbol{\gamma}\mathbf{Z}) - f(k_2 - \boldsymbol{\gamma}\mathbf{Z})\right]\frac{\partial(\boldsymbol{\gamma}\mathbf{Z})}{\partial X}$$
$$\frac{\partial P(0)}{\partial X} = f(k_2 - \boldsymbol{\gamma}\mathbf{Z})\frac{\partial(\boldsymbol{\gamma}\mathbf{Z})}{\partial X}$$

Le terme $\boldsymbol{\gamma}\mathbf{Z}$ présent dans les arguments des fonctions de densité se calcule aux valeurs moyennes de l'échantillon. Le terme $\frac{\partial(\boldsymbol{\gamma}\mathbf{Z})}{\partial X}$ est le coefficient correspondant obtenu par l'estimation pour les variables rentrant dans l'équation de la variable latente de façon linéaire. Pour les variables rentrant dans l'équation de manière non linéaire, ce terme se calcule de la façon suivante :

$$\frac{\partial(\boldsymbol{\gamma}\mathbf{Z})}{\partial \ln(w_m)} = \gamma_2 - \gamma_1$$

$$\frac{\partial(\boldsymbol{\gamma}\mathbf{Z})}{\partial(w_f / w_m)} = \gamma_1 \frac{w_f}{w_m}$$

$$\frac{\partial(\boldsymbol{\gamma}\mathbf{Z})}{\partial w_f} = \gamma_1 \frac{1}{w_f} \qquad \frac{\partial(\boldsymbol{\gamma}\mathbf{Z})}{\partial w_m} = (\gamma_2 - \gamma_1)\frac{1}{w_m}$$

où γ_1 et γ_2 sont les coefficients correspondant aux variables $\ln\left(\frac{w_f}{w_m}\right)$ et $\ln(w_m)$ respectivement.

Pour les variables dichotomiques D_3 les effets marginaux sont calculés comme les différences entre les probabilités correspondant à deux valeurs différentes de ces variables, les autres variables étant fixées à leur valeur moyenne dans l'échantillon :

$$\frac{\partial P(0)}{\partial D_3} = \left[F(k_1 - \boldsymbol{\gamma}\mathbf{Z})\right]_{D_3=1} - \left[F(k_1 - \boldsymbol{\gamma}\mathbf{Z})\right]_{D_3=0}$$

$$\frac{\partial P(1)}{\partial D_3} = \left[F(k_2 - \boldsymbol{\gamma}\mathbf{Z}) - F(k_1 - \boldsymbol{\gamma}\mathbf{Z})\right]_{D_3=1} - \left[F(k_2 - \boldsymbol{\gamma}\mathbf{Z}) - F(k_1 - \boldsymbol{\gamma}\mathbf{Z})\right]_{D_3=0}$$

$$\frac{\partial P(0)}{\partial D_3} = \left[F(k_2 - \boldsymbol{\gamma}\mathbf{Z})\right]_{D_3=1} - \left[F(k_2 - \boldsymbol{\gamma}\mathbf{Z})\right]_{D_3=0}$$

3.2. Les résultats

Deux estimations sont réalisées : la première est faite en utilisant l'indice *IR* de l'égalité de partage de revenu, la deuxième l'est en utilisant l'indice *IS* de l'égalité de la distribution de l'utilité. A part la variable dépendante présentée par un indice d'égalité, deux autres variables dépendantes sont les logarithmes népériens des valeurs du travail domestique mensuel de l'homme et de sa partenaire. Toutes les variables explicatives sont considérées ici comme exogènes. Nous introduisons les variables suivantes : le logarithme népérien des taux de salaires des deux conjoints, les caractéristiques individuelles (l'âge, l'âge au carré et l'éducation), les caractéristiques du ménage (nombre d'enfants, la possession de terre et de biens durables), le type et la région de l'habitation.

Les estimations sont présentées dans les tableaux 12 et 13 ci-dessous.

La spécification est choisie de manière à satisfaire le test clé de la spécification du modèle probit ordonné, celui de la normalité des résidus. Nous avons appliqué une généralisation du test de Bera, Jarque, Lee (1984) proposé par Johnson (1995) pour les modèles de probit ordonné. La construction de la statistique est expliquée en annexe E.

La statistique des test des estimations basées sur les données sur le revenu subjectif et la satisfaction sont $\chi^2(2) = 0.7197$ et $\chi^2(2) = 1.3$ respectivement, ce qui donne la probabilité des tests Prob > $\chi^2 = 0.7$ et Prob > $\chi^2 = 0.52$. Dans les deux cas on ne peut pas donc rejeter l'hypothèse H_0 de normalité des erreurs.

3.2.1. Le test d'inégalité intrafamiliale basé sur le partage de revenu subjectif

Les résultats du test de l'hétérogénéité (tableau 6) et ceux du probit ordonné sont comparables et montrent les mêmes tendances sur l'évolution de la variable latente en fonction des variables explicatives et notamment celles qui sont significatives statistiquement comme le ratio des salaires, par exemple. Les résultats obtenus par le même modèle en

utilisant l'indice *Ir* (construit en retenant un partage égal du plein revenu seulement dans le cas de stricte égalité des réponses) se trouvent en l'annexe F. Ces résultats sont similaires avec les résultats présentés ci-dessous.

Tableau 12 Estimation de l'offre de travail domestique de deux conjoints et de l'indice de l'inégalité intra-familiale *IR*[a] par la méthode du Maximum de Vraisemblance.

	Temps de travail domestique de la femme	Temps de travail domestique de l'homme	Indice d'inégalité I[a]	Effets marginaux du probit ordonné		
	Coefficient	Coefficient	Coefficient	$\partial P(0)/\partial X$	$\partial P(1)/\partial X$	$\partial P(2)/\partial X$
Ln de taux de salaire de l'homme	0.044***	0.014	0.1**	0.025	-0.001	-0.024
Ln de taux de salaire de la femme	-0.006	0.015		-0.054	0.003	0.051
$Ln(w_f/w_m)$ [b]			0.17***	-0.055	0.003	0.052
Taux de salaire de l'homme				0.002	-0.0001	-0.002
Taux de salaire de la femme				-0.008	0.0004	0.007
w_f/w_m				-0.094	0.0045	0.089
Age de l'homme		-0.014				
Age de l'homme au carré		0.014				
Age de la femme	0.025					
Age de la femme au carré	-0.026					
Age_f - age_m [c]			-0.013*	0.002	-0.0001	-0.002
Femme a une éducation technique ou supérieure	-0.032					
Homme a une éducation technique ou supérieure		0.054				
Nombre d'années d'éducation de l'homme			-0.01	0.00004	-0.000003	-0.00003
$Education_f > Education_m$			0.06	-0.015	0.03	-0.015
Revenu hors travail du ménage			-0.0002	-0.003	-0.0002	0.003
Nombre d'enfants entre 0 et 7 ans	0.44***	0.455***	0.017	-0.011	-0.0007	0.01
Nombre d'enfants entre 7 et 18 ans	0.19***	0.171***	0.06*	-0.014	0.0008	0.013
Nombre de personnes âgées	0.021	0.121**	0.08	0.007	0.0004	-0.006
Ln de la taille du logement (en mètres carrés)	-0.020	-0.063	-0.04	0.004	-0.0002	-0.003
Possession d'une voiture	0.024	-0.053				
Possession d'une machine à laver	-0.030	0.003				
Ménage travaille sur un lopin de terre	0.016	0.015	-0.02	0.004	-0.009	0.004
Habitat rural	0.146**	0.22***				
Caucase	-0.030	0.03				
Volga	-0.034	0.010				
Moscou/Saint-Pétersbourg	-0.09*	-0.16**	-0.02	-0.004	-0.008	0.004
Nord-ouest	-0.072	0.135				
Oural	-0.184**	-0.06				
Sibérie Occidentale	-0.108*	0.01				
Sibérie Orientale	-0.15***	0.034				
Vague V	0.075*	0.162**	0.09	-0.02	0.04	-0.02
Vague VI	0.006	0.019	0.044	-0.01	0.02	-0.01
Vague VIII	-0.06	-0.062	0.025	-0.006	0.011	-0.006
Constante	4.21***	3.82***				
Paramètres auxiliaires						
k_1			-1.2***			
k_2			1.34***			
ρ_1 (corrélation entre l'offre de travail domestique de la femme et la règle de partage)		-0.06*				
ρ_2 (corrélation entre l'offre de travail domestique de l'homme et la règle de partage)		-0.03				
ρ (corrélation entre l'offre de travail domestique de l'homme et celle de la femme)		0.27***				
σ_1		0.615***				
σ_2		0.985				
Nombre d'observations		1916				

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%

[a] La variable dépendante est égale à *0* si la réponse de la femme se situe au moins deux paliers en dessous de celle de son mari (la femme se sent plus pauvre que son mari); elle est égale à *1* si la différence est nulle ou égale à 1 en valeur absolue (les deux conjoints déclarent des revenus proches, c'est-à-dire égaux à un palier près); enfin, elle est égale à 2 si la réponse de la femme se situe au moins deux paliers au dessus de celle de son mari (la femme se sent plus riche que son mari).
Variables de référence : urbain, région Centre, vague 7 de l'observation

[b] $\ln w_f - \ln w_m$

[c] L'âge de la femme moins l'âge de l'homme

Les variables exerçant une influence significative sur l'offre de travail domestique ne sont pas nombreuses. Le taux de salaire masculin est un déterminant important de l'offre de travail domestique féminin : plus le salaire de son mari est élevé, plus la femme travaille à la maison. A l'inverse, le salaire de la femme n'a aucune influence sur les heures de travail domestique de son mari. Les variables représentant le nombre d'enfants âgés de 0 à 7 ans et la variable représentant le nombre d'enfants âgés de 7 à 18 ans sont significatives dans les deux équations. Les résultats sont conformes à l'intuition : un plus grand nombre d'enfants (surtout de jeunes enfants) augmente le nombre d'heures dédiées au travail domestique. Les caractéristiques non liées au marché du travail ne sont, elles, pas significatives : la taille du logement, la possession de biens durables ou d'un lopin de terre n'exercent aucune influence sur la durée du travail domestique des conjoints. En revanche, le type de résidence et quelques régions d'habitation sont significatifs. Les hommes et les femmes vivant en milieu rural ont tendance à travailler plus à la maison que les habitants des villes. Par rapport à la région Centre, les conjoints (les hommes et les femmes) travaillent moins à Moscou et Saint-Pétersbourg, et les femmes travaillent moins dans l'Oural, en Sibérie Occidentale et Orientale.

Dans l'équation du probit ordonné, nous avons encore inclus le revenu hors travail[9] en supposant que celui-ci peut influencer le pouvoir de négociation des deux conjoints, ainsi que le rapport de leurs taux de salaires. Il s'agit de la différence entre le logarithme népérien du taux de salaire de la femme et le logarithme népérien du taux de salaire de l'homme. Comme nous l'avons déjà souligné, la variable dépendante est l'indice d'inégalité intrafamiliale qui prend les valeurs 0, 1 et 2. Rappelons que ces valeurs sont croissantes avec une meilleure situation relative de la femme.

Les résultats obtenus sont conformes aux prédictions du modèle théorique : le coefficient de la variable de rapport des salaires est très significativement positif. Plus le salaire de la femme est élevé par rapport à celui de son mari, plus la probabilité qu'elle rapporte une valeur de revenu subjectif supérieure à celle de son mari est importante. Ce résultat est confirmé par l'analyse des effets marginaux (cf. 2ème partie du tableau 11 ci-dessus i.e. trois dernières colonnes). Les effets marginaux sont presque équivalents en valeur absolue pour la première et la dernière colonne de la 2ème partie du tableau 11 correspondant à un écart de 2 paliers ou plus : les résultats sont donc symétriques et de signe opposé pour les situations où la femme se situe loin de son conjoint en termes de revenu. Le ratio entre les taux de salaire est donc un facteur déterminant dans l'explication du processus de négociation. Ceci

[9] Dans RLMS, nous avons l'information sur les différentes sources du revenu du ménage. Pour calculer le revenu hors travail, nous avons additionné les sources appropriées pour cette catégorie.

est bien conforme aux prédictions du modèle collectif et justifie le choix de ce type de modèle pour l'analyse de la distribution des revenus à l'intérieur du ménage. En effet, si contrairement à l'hypothèse du modèle collectif, on choisissait plutôt le modèle unitaire, alors le revenu de chaque membre de ménage serait le même (revenu total) et les divergences des réponses à la question sur le revenu montreraient simplement des différences subjectives aléatoires entre les conjoints et donc ne seraient pas liées avec les salaires d'une façon significative. Ainsi notre test empirique permet d'accepter l'hypothèse de partage du revenu à la suite d'un processus de négociation.

Nous retrouvons également qu'une autre variable influençant de manière significative le partage du revenu total à l'intérieur du ménage est la différence d'âge entre les conjoints. Elle est construite comme l'âge de la femme moins l'âge de l'homme. Le coefficient est significatif et négatif : plus une femme est âgée par rapport à son mari, plus faible est la probabilité que sa réponse soit à un niveau supérieur à celle de son mari. Ce résultat peut refléter un pouvoir de négociation supérieur pour les femmes plus jeunes. Nous ne trouvons, en revanche, pas d'effet significatif dans la différence d'éducation entre les deux conjoints.

Notons que la corrélation entre l'offre de travail domestique de chaque conjoint et la règle de partage est très faible et non significative aussi bien dans le cas du travail domestique de l'homme que dans le cas de celui de la femme (cf. tableau 11, coefficients ρ_1 et ρ_2). Nous avons vu que, dans le modèle théorique, ces corrélations peuvent apparaître via le profit de la production domestique si on fait l'hypothèse que seules les variables monétaires ou les facteurs de distribution influencent la règle de partage. Il s'agirait dans ce cas d'une influence indirecte du travail domestique sur la règle de partage, qui se manifeste à travers la répartition du temps de travail de la femme entre travail marchand et domestique et s'exerce par l'intermédiaire du profit. Nos résultats indiqueraient alors qu'une durée de travail domestique particulièrement élevée de la femme n'augmente que peu le profit tiré de la production domestique en comparaison avec ce qu'apporterait un supplément de travail marchand. Le résultat discuté nous conduit donc à supposer que le surplus de la production domestique, i.e. le profit Π de notre modèle théorique, est négligeable en comparaison d'autres sources du revenu familial. Pour la suite du travail empirique, nous faisons l'hypothèse d'un profit nul, ce qui revient à évaluer la production domestique au coût de facteurs (somme des salaires multipliée par le temps de travail domestique de chacun).

3.2.2. Le test d'inégalité intrafamiliale basé sur la distribution d'utilité

Le test d'inégalité basé sur l'indice *IS* d'égalité définie en tant que l'égalité dans la distribution de l'utilité donne des résultats similaires aux résultats obtenus par le test précédent basé sur l'indice d'égalité de partage du revenu complet.

On s'attend à obtenir des résultats similaires pour les coefficients des équations d'offre de travail domestique, étant données les faibles corrélations entre ces équations et l'équation décrivant la règle de partage à partir de la variable dépendante (*IS*), qui est la seule variable différente entre deux tests. Les différences obtenues, faibles, sont liées plutôt à une légère divergence entre les deux échantillons utilisés dans ces tests, qui est elle-même due à une différence entre les disponibilités des indices *IR* et *IS*.

Comme précédemment, dans l'équation correspondant à la règle de partage on trouve un impact significatif du rapport des salaires sur la probabilité d'égalité ou d'inégalité des partenaires. Cet impact est pourtant plus léger. La ressemblance des résultats peut s'expliquer par le contexte commun dans lequel se trouvent les questions à partir desquelles se construisent les indices. Mais elle prouve également leur proximité. D'autre part, l'effet plus faible du déterminant monétaire (du rapport des salaires) manifeste la différence de nature des deux indices et donc des deux questions. En effet, ces résultats confirment l'hypothèse initiale dont témoigne la statistique descriptive (tableaux 9, 10, de la section 2.5), fondée sur une corrélation mais pas sur une équivalence des questions sur le revenu subjectif et sur la satisfaction. Ainsi, la comparaison des deux tests justifie nos interprétations des deux questions et leur exploitation pour la construction d'un indice d'égalité de partage du revenu complet et d'un indice d'égalité de la distribution d'utilité. Rappelons que le revenu complet défini par le modèle collectif se rapproche de la notion d'utilité dans le sens qu'il inclut non seulement le revenu monétaire mais également le revenu non monétaire tel que le loisir. En même temps, nous supposons que les écarts dans les réponses à la question sur le revenu ne concernent pas en général les attentes ou les besoins différents des membres des ménages. Ces attentes et ces besoins relèvent plutôt de la deuxième question, dans laquelle l'impact des déterminants marchands est plus faible.

Tableau 13. Estimation de l'offre de travail domestique des deux partenaires et de l'indice *IS* de l'inégalité intra-familiale[a] par la méthode de Maximum de Vraisemblance.

	Temps de travail domestique de l'homme	Temps de travail domestique de l'homme	Indice d'inégalité	Effets marginaux issus du probit ordonné		
	Coefficient	Coefficient	Coefficient	$\partial P(0)/\partial X$	$\partial P(1)/\partial X$	$\partial P(2)/\partial X$
Ln de taux de salaire de l'homme	0.043***	0.011	0.061*	0.0002	-0.00004	-0.0002
Ln de taux de salaire de la femme	-0.004	0.019				
ln (Rapport des salaires)			0.078***	-0.018	0.003	0.015
Taux de salaire de l'homme				0.002	-0.0005	-0.002
Taux de salaire de la femme				-0.012	0.002	0.011
Rapport des salaires[b]				-0.0105	0.00175	0.00875
Age de l'homme		-0.012				
Age de l'homme au carré		0.012				
Age de la femme	0.023*					
Age de la femme au carré	-0.024					
Différence d'âge[c]			-0.006	-1 e -06	-2 e -07	1 e -06
Femme a une éducation technique ou supérieure	-0.032					
Homme une éducation technique ou supérieure		0.044				
Nombre d'années d'études de l'homme			-0.01	0.002	-0.0003	-0.002
Femme ayant un niveau de diplôme supérieur à celui d'homme			0.01	-0.0017	0.004	-0.00023
Revenu hors travail du ménage			4e-06	0.002	-0.0003	-0.002
Nombre d'enfants entre 0 et 7 ans	0.445***	0.466***				
Nombre d'enfants entre 7 et 18 ans	0.192***	0.167***				
Nombre d'enfants			-00.21	0.008	-0.001	-0.006
Nombre de personnes âgées	0.015	0.109**	0.018	0.007	-0.001	-0.005
Ln de la taille du logement (en mètres carrés)	-0.024	-0.066				
Possession d'une voiture	0.019	-0.055				
Possession d'une machine à laver	-0.033	0.004				
Ménage travaille sur un lopin de terre	0.023	0.0205				
Habitat rural	0.146***	0.231***				
Caucase	-0.034					
Volga	-0.032	0.021				
Moscou/Saint-Pétersbourg	-0.080	-0.152*	0.05	-0.01	0.02	-0.01
Nord-ouest	-0.071	0.138				
Oural	-0.195***	-0.062				
Sibérie Occidentale	-0.110*	0.017				
Sibérie Orientale	-0.157**	0.042				
Vague V	0.076*	0.157**	0.146**	-0.026	0.06	-0.032
Vague VI	0.002	0.019	0.065	-0.011	0.026	-0.014
Vague VIII	-0.059	-0.060	0.014	-0.003	0.006	-0.003
Constante	4.243***	3.78***				
Paramètres auxiliaires						
k_1			-0.4**			
k_2			0.8***			
ρ_1 (corrélation entre l'offre de travail domestique de la femme et la règle de partage)		-0.02				
ρ_2 (corrélation entre l'offre de travail domestique de l'homme et la règle de partage)		0.04*				
ρ (corrélation entre l'offre de travail domestique de l'homme et celle de la femme)		0.27***				
σ_1		0.615***				
σ_2		0.983***				
Nombre d'observations		1892				

[a] La variable dépendante est égale à *0* si la différence entre les réponses des deux partenaires est inférieure ou égale à -2 (la femme se sent moins satisfaite que son partenaire); elle est égale à *1* si la différence est nulle ou égale à 1 en termes de valeur absolue (les deux partenaires ont des niveaux de la satisfaction à peu près égaux); elle est égal à 2 si la différence entre les réponses est supérieure ou égale à *2* (la femme se sent plus satisfaite que son mari).

[c] L'âge de la femme moins l'âge de l'homme

Variables de référence : urbain, région Centre, vague 7 de l'observation

La section suivante porte sur le deuxième aspect de ce travail : l'identification de la règle de partage.

4. Identification de la règle de partage

Conformément à Rapoport, Sofer, Solaz (2003), si l'allocation du temps entre travail marchand, travail domestique et loisirs est observable et qu'il existe au moins un facteur de distribution, la règle de partage peut être retrouvée à une constante additive près.

L'information complémentaire sur les niveaux de revenu des membres d'un ménage nous fournit une contrainte supplémentaire permettant l'identification complète de la règle de partage. De la même façon, une contrainte peut être tirée des données sur la satisfaction. Dans le dernier cas cette contrainte est donnée par l'équation (1.5) qui est vérifiée pour les ménages dont les membres rapportent les mêmes niveaux de satisfactions.

Les dérivées de la règle de partage peuvent être calculées en utilisant les paramètres issus d'une estimation simultanée des deux équations décrivant les offres du travail total H_f, H_m des deux conjoints (travail marchand plus travail domestique) :

$$H_f = \boldsymbol{\beta}_f \mathbf{Q} + v_1$$
$$H_m = \boldsymbol{\beta}_m \mathbf{Q} + v_2$$

où $\boldsymbol{\beta}_i$ sont des vecteurs de paramètres, $\mathbf{Q} = (w_f, w_m, y_f, y_m, \mathbf{s}, \mathbf{z})$ est un vecteur de caractéristiques individuelles et de facteurs de distribution du ménage, les termes d'erreur v_1, v_2 ont une distribution normale bivariée.

La phase suivante est d'identifier, non seulement les dérivées de la règle de partage, mais également sa constante. Deux nouvelles méthodes d'identification sont proposées, basées respectivement sur les contraintes obtenues à l'aide des données sur les niveaux de revenu subjectif et sur la satisfaction. Les méthodes sont décrites dans les sous- sections qui suivent.

Rappelons que d'après notre modèle, les parts individuelles définies par la règle de partage à partir du revenu complet dépendent du profit tiré du travail domestique. Pourtant, le profit de la production domestique Π ne peut jamais être observé. Nous supposons donc qu'empiriquement le surplus de la production domestique est négligeable par rapport à d'autres sources de revenu du ménage. C'est-à-dire que la production domestique est évaluée aux prix du marché, à savoir les salaires. Nous venons de voir que les estimations précédentes

fournissaient une justification empirique de cette hypothèse : nous avons souligné les valeurs peu élevées des corrélations entre le temps de travail domestique des conjoints et la règle de partage. La corrélation entre le travail domestique de l'homme et l'indice de l'inégalité intrafamiliale est très faible et peu significative (ρ_2 =-0.03 dans le cas de l'indice d'égalité basé à la partage du revenu et ρ_2 =0.04 dans le cas de l'indice d'égalité basé à la distribution de l'utilité). Pour les femmes, cette corrélation est également peu élevée et peu significative (ρ_1=-0.06 dans le cas de l'indice d'égalité basé sur le partage du revenu et ρ_1 =-0.02 dans le cas de l'indice d'égalité basé sur la distribution de l'utilité). Puisque, selon le modèle théorique, Π est le seul élément à travers lequel les offres de travail domestique et la règle de partage peuvent être corrélées pour les ménages où les deux conjoints travaillent sur le marché, les corrélations faibles trouvées empiriquement justifient l'hypothèse, faite dans la suite, que *Π=0.*

4.1. Méthode d'identification à l'aide des données sur le revenu subjectif

Les offres du travail total de deux conjoints sont spécifiées comme suit:

$$\begin{cases} H_f = \alpha_f + \beta_f \ln \Phi_f + \boldsymbol{\gamma}_f \mathbf{X}_f + e_f \\ H_m = \alpha_m + \beta_m \ln \Phi_m + \boldsymbol{\gamma}_m \mathbf{X}_m + e_m \end{cases} \tag{3.6}$$

où $(\alpha_f, \alpha_m, \beta_f, \beta_m), \boldsymbol{\gamma}_f, \boldsymbol{\gamma}_m$ sont des vecteurs de paramètres; $\mathbf{X}_f$ et $\mathbf{X}_m$ sont des caractéristiques individuelles de la femme et de l'homme respectivement.

La règle de partage est spécifiée de la façon suivante :

$$\ln\left(\frac{\Phi_m}{\Phi_f}\right) = \boldsymbol{\delta}\mathbf{X} + \lambda\,, \tag{3.7}$$

où le vecteur $\mathbf{X} = (w_f, w_m, y_f, y_m, \mathbf{s}, \mathbf{z})$.

e_f, e_m et λ sont des termes d'erreur ayant une distribution normale jointe de moyenne zéro.

En utilisant le sous- échantillon S_1 des ménages supposés partager leur revenu total de manière égale, donc des couples pour lesquels l'indice est égal à 1 (même réponse ou

différence de 1 palier) et en utilisant l'hypothèse *Π=0* justifiée ci-dessus, nous pouvons mesurer les parts individuelles Φ_f, Φ_m comme la moitié du revenu complet qui est observé:

$$\Phi_f = \Phi_m = \frac{1}{2}\left[(w_m + w_f)T + y\right] \tag{3.8}$$

On voit bien alors que le système (3.6) peut être estimé en utilisant ce sous-échantillon et que les paramètres $(\alpha_f, \alpha_m, \beta_f, \beta_m), \boldsymbol{\gamma}_f, \boldsymbol{\gamma}_m$ peuvent être identifiés.

Notons que la masse de probabilité correspondant à la valeur 1 de l'indice de l'inégalité intrafamiliale a une dispersion continue dans l'intervalle $\left[\Phi_f^* - k_1; k_2 - \Phi_f^*\right]$ avec $\Phi_f^* = 1/2\left[(w_m + w_f)T + y\right]$ au lieu d'être concentrée au point Φ_f^*. Donc, pour les couples de l'échantillon S_1, l'égalité du partage est approximative : nous avons fait ce choix, justifié ci-dessus, pour rendre la définition de l'égalité à la fois moins restrictive et plus réaliste. Selon cette interprétation, approximer Φ_f et Φ_m par $1/2\left[(w_m + w_f)T + y\right]$ est sujet à des erreurs de mesure impliquant un biais vers zéro des estimateurs (Greene, 2000). Ce biais peut être corrigé en utilisant les résultats obtenus pour le modèle de probit ordonné avec travail domestique endogène. La procédure est expliquée de manière détaillée dans l'Annexe G.

L'utilisation d'un sous-échantillon des couples pour lesquels l'indice est égal à 1 (égalité du partage) peut également impliquer un biais de sélection, que nous corrigeons en utilisant les résultats du modèle de probit ordonné avec travail domestique endogène. La méthode est présentée dans l'Annexe H.

L'estimation des offres de travail permet de prédire le logarithme de rapport des parts $ln\,\hat{R}$ (*R* se réfère au ratio Φ_m / Φ_f, part de l'homme sur celle de la femme) comme suit :

$$ln\hat{R} = (H_m - \alpha_m - \boldsymbol{\gamma}_m \mathbf{X}_m) \cdot \beta_m - (H_f - \alpha_f - \boldsymbol{\gamma}_f \mathbf{X}_f) \cdot \beta_f \tag{3.9}$$

Puis, de manière à obtenir les effets marginaux des différentes variables sur la règle de partage, à estimer :

$$ln\,\hat{R} = \boldsymbol{\delta}\mathbf{X} + i \tag{3.10}$$

où le terme d'erreur *i* suit une loi normale de moyenne nulle :

$$i = \lambda + e_m / \beta_m - e_f / \beta_f$$

Enfin, Φ_f et Φ_m sont calculés en utilisant le ratio prédit $\hat{R}$ et le fait que la somme observée de Φ_f et Φ_m est égale au plein revenu : $\Phi = \Phi_f + \Phi_m = (w_f + w_m)T + y$.

Pour la première étape de l'estimation (système 3.6), la méthode de 3SLS est utilisée, et pour la deuxième étape (l'équation 3.10), la méthode de MCO.

4.1.1. Les résultats de l'estimation

Les variables explicatives utilisées dans l'estimation de l'offre de travail total des deux conjoints (la première étape) sont le logarithme népérien du revenu total individuel calculés selon (3.8), les caractéristiques individuelles (âge, âge au carré, nombre d'années d'éducation), les caractéristiques du ménage (nombre d'enfants et de personnes âgées, possession de biens durables, etc.), le type et la région de résidence.

La variable dépendante de l'équation de la règle de partage est la valeur prédite du ratio entre les parts de plein revenu de l'homme et de la femme $\hat{R}$. Les variables influençant la règle de partage sont le logarithme népérien des taux de salaires des deux conjoints et leurs carrés, ainsi que les caractéristiques individuelles et du ménage similaires à celles du modèle de probit ordonné avec travail domestique endogène. Les résultats de l'estimation sont présentés dans le tableau 14 ci-dessous.

L'offre de travail total des deux conjoints est positivement corrélée avec leurs revenus totaux individuels et négativement avec les taux de salaires (moins le salaire est élevé, plus est le nombre d'heure offert). Ceci implique une relation positive entre les loisirs et les taux de salaires. Une interprétation possible de ce résultat est qu'aux niveaux de revenus si faible qu'ils sont en Russie, l'effet de revenu domine l'effet de substitution.

Tableau 14. Estimation du temps de travail total des deux conjoints et ratio de partage (3SLS).

	Temps de travail total de la femme	Temps de travail total de l'homme	ln du ratio de partage, $ln(\Phi_m / \Phi_f)$
	Coefficient	Coefficient	Coefficient
Ln du plein revenu individuel (Φ_f=Φ_m)	**10.2***	**9.75***	
Ln du taux de salaire de la femme	-23.7***		**-2.93*****
Ln du taux de salaire de l'homme		-27***	**1.65*****
Ln du taux de salaire de la femme au carré			0.58***
Ln du taux de salaire de l'homme au carré			-0.36***
Revenu hors travail du ménage			-0.005
Age de la femme	3.4		
Age de la femme au carré	-3.75		
Age de l'homme		3.15*	-0.01
Age de l'homme au carré		-4.7**	
Différence d'âge[a]			0.03
Années d'éducation de la femme			-0.003
Années d'éducation de l'homme			0.31***
Femme ayant un niveau d'études supérieur à celui de son mari			-0.71
Nombre d'enfants entre 0 et 7 ans	66.7***	26.12***	-0.12
Nombre d'enfants entre 7 et 18 ans	27.9***	7.66***	-0.16
Nombre de personnes âgées dans le ménage	-2.28	1.15	-0.19
Possession d'une voiture	9.47*	19***	
Possession d'une machine à laver	-5.15	5.81	
Milieu rural	14.7*	-4.65	0.49
Moscou - Saint-Pétersbourg	7.6	15.5***	0.08
Vague V	16.3**	4.76	0.31
Vague VI	-2.96	1.67	0.19
Vague VIII	-12.54	-12.42	0.02
Ratio1	86.32*	-25.8	
Constante	166.8***	134**	-1.33
Nombre d'observations	1729	1729	2174

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%

[a] âge de la femme – âge de l'homme

Variables de référence : urbain versus rural, région autre que Moscou et St-Pétersbourg, vague VII de l'observation

4.1.2. Estimation de la règle de partage

Par la non-linéarité par rapport aux salaires de l'équation estimée, l'élasticité de la variable dépendante par rapport aux salaires se détermine par deux termes : un coefficient de linéarité et l'autre dépendant du salaire respectif[10]. Les coefficients constants de l'élasticité de la règle de partage par rapport aux salaires sont forts et significatifs: -2.93 pour les salaries de femmes et 1.65 pour les hommes. Ainsi, l'effet direct du salaire de la femme sur le ratio de partage est négatif, de telle façon que l'effet du salaire de la femme sur sa propre part de revenu est positif et il est négatif par rapport à la part de revenu de l'homme. De manière symétrique, l'effet direct du salaire de l'homme sur le ratio de partage est positif, de sorte que l'impact du salaire de l'homme sur la part de revenu de la femme est négatif, alors qu'il est positif sur la part de revenu de l'homme. L'effet direct du salaire de la femme est plus fort que celui du salaire de l'homme. Ce résultat confirme bien une approche du ménage en termes de pouvoir de négociation. Les élasticités du ratio de partage par rapport aux taux de salaires calculées aux valeurs moyennes des deux salaires sont rapportées au tableau 15. Ce tableau inclut également les effets marginaux du revenu hors travail, ainsi que d'autres caractéristiques individuelles ou du ménage permettant d'appréhender l'ampleur de l'influence de ces variables sur la règle du partage. R se réfère toujours au ratio Φ_m / Φ_f, part de l'homme sur celle de la femme.

Tableau 15. Effets marginaux des taux de salaires et du revenu hors travail par rapport à la règle du partage, $lnR = ln\,(\Phi_m / \Phi_f)$; w_j: : taux de salaire, $j = f, m$.

∂(ratio de partage)/∂(variable)	**Effets marginaux**, (en roubles).
$\partial lnR/\partial lnw_f$	-0.33***
$\partial lnR/\partial lnw_m$	-0.13***
$\partial R/\partial w_f$	-0.2***
$\partial R/\partial w_m$	-0.005***
$\partial R/$ (Revenu hors travail)	0
$\partial R/\partial($ Age de l'homme$)$	-0.01
$\partial R/\partial(\text{Age}_f - \text{Age}_m)$	0.02
$\partial R/\partial($Nombre d'années d'éducation de l'homme$)$	0.3***

[10] $\dfrac{\partial \ln R}{\partial \ln w_i} = c_1 + c_2 \ln w_i$, $i = f, m$; où c_1 et c_2 sont les coefficients de la régression des termes linéaire et quadratiques respectivement.

∂R/∂(Nombre d'années d'éducation de la femme*)*	-0.6
∂R/∂(Nombre d'enfants âgés de 0 à 7 ans*)*	-0.18
∂R/∂(Nombre d'enfants âgés de 7 à 18 ans*)*	-0.13
∂R/∂(Nombre de personnes âgées*)*	-0.52

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%

L'effet du revenu hors travail est très faible et n'est pas significatif. Cela résulte sans doute du manque de fiabilité dans les données des réponses à la question correspondante. Le ratio de partage augmente significativement avec le nombre d'années d'éducation de l'homme et diminue si le niveau de l'éducation de la femme est supérieur à celui de l'homme, mais cet effet n'est pas significatif.

L'élasticité et les effets marginaux des salaires montrent que le ratio de partage diminue dans tous les cas avec une augmentation des salaires de l'un des deux membres de ménage, ce qui n'étai pas totalement conforme à nos attentes. L'effet est pourtant beaucoup plus fort pour le salaire de la femme que pour celui de l'homme. Ainsi, l'augmentation d'un salaire que ce soit celui de la femme ou de l'homme apporte plus de bénéfice à la femme qu'à l'homme. Conformément à ce qu'on pouvait attendre, cette fois, cet effet est cependant beaucoup plus fort dans le cas d'une hausse du salaire propre de la femme que dans le cas d'une augmentation du salaire de l'homme. Pris à la valeur moyenne du salaire de l'homme l'effet marginal de ce dernier est négligeable.

4.2. Méthode d'identification à l'aide des données sur la satisfaction

Les deux tests du modèle collectif étudiés à la section 3 sont proches par le principe théorique (la notion de revenu complet défini par le modèle collectif s'approche de la notion d'utilité dépendant de la consommation et du loisir) et identiques quant à la méthode économétrique d'estimation utilisée.

Par contre, l'identification de la règle de partage partant globalement de la même stratégie d'utilisation des données subjectives en tant que source complémentaire d'identification, nécessite une méthode propre à la définition de l'égalité utilisée. Comme il est montré dans la section 4.1, la clé d'identification de la règle de partage au cas où l'égalité est définie en tant qu'égalité du partage du revenu complet est la mesure de la part du revenu de chacun par une moitié du revenu total du ménage (qui est observé) et l'utilisation de l'échantillon des couples rapportant le même niveau de revenu (l'échantillon correspondant à la valeur 1 de l'indice *IR*).

La stratégie d'identification de la règle de partage dans le cas où l'égalité est définie en tant que distribution égale de l'utilité s'appuie également sur l'utilisation de l'échantillon des couples rapportant le même niveau de satisfaction. Pourtant, dans ce cas, les parts individuelles du revenu ne peuvent pas être mesurés. Ainsi la règle de partage et les fonctions d'utilité devront maintenant être spécifiées et nous devrons élaborer une méthode d'estimation économétrique propre à ce cas.

Supposons une forme log- linéaire des fonctions d'offre de travail des membres du ménage. Une telle forme a l'avantage de rendre la spécification économétrique facile à traiter du point de vue de l'optimisation. En outre, cette forme est cohérente avec la forme de l'offre de travail trouvée expérimentalement en utilisant les données sur le revenu dans l'étude précédente (section 4.1).

Les demandes de loisir l_i ($i = f, m$) sont alors les suivantes :

$$l_i(w_i, \Phi_i) = q_i w_i^{\alpha_i} \Phi_i^{\beta_i} \tag{4.1}$$

où k_i, α_i, β_i sont des paramètres.

La fonction d'utilité indirecte correspondante est:

$$V(w_i, \Phi_i) = \frac{q_i w_i^{1+\alpha_i}}{1+\alpha_i} + \frac{\Phi_i^{1-\beta_i}}{1-\beta_i} \tag{4.2}$$

Si on suppose par hypothèse une distribution égale de l'utilité, ce qui se traduit par :
$V_f(w_f, \Phi_f) = V_m(w_m, \Phi_m)$,
l'offre de travail des deux partenaires qui rapportent le même niveau de satisfaction se décrit alors de la façon suivante :

$$\begin{cases} \ln H_f = \alpha_f \ln w_f + \beta_f \ln(\Phi_f) + \ln q_f \\ \ln H_m = \alpha_m \ln w_m + \beta_m \ln(\Phi_m) + \ln q_m \\ \dfrac{q_f w_f^{1+\alpha_f}}{1+\alpha_f} + \dfrac{\Phi_f^{1-\beta_f}}{1-\beta_f} = \dfrac{q_m w_m^{1+\alpha_m}}{1+\alpha_m} + \dfrac{\Phi_m^{1-\beta_m}}{1-\beta_m} \end{cases} \tag{4.3}$$

où α_i, β_i, q_i sont les paramètres à estimer.

4.2.1. Spécification économétrique

Dans l'étape suivante il est nécessaire de spécifier la règle de partage : l'estimation du système (4.3) nécessite la définition des parts Φ_m et Φ_f autant que de leurs logarithmes $\ln(\Phi_m)$ et $\ln(\Phi_f)$ tout en respectant la contrainte budgétaire $\Phi = \Phi_f + \Phi_m$ et la positivité des parts. Etant donné que ni Φ_m ni Φ_f ne sont observées, la spécification d'une variable est nécessaire et en même temps suffisante vu le seul degré de liberté laissé par la contrainte budgétaire. La spécification la plus adaptée à la nécessité de définir simultanément les parts et leurs logarithmes étant donnée leur somme est une spécification de la part *d* de la différence des parts $\Delta = \Phi_m - \Phi_f$ des revenus de deux membre par rapport au revenu total Φ plutôt que la spécification directe de Φ_m ou Φ_f ou bien de $\ln(\Phi_m)$ ou $\ln(\Phi_f)$.

Soit

$$d = \frac{\Delta}{\Phi} = \frac{\Phi_m - \Phi_f}{\Phi} \tag{4.4}$$

La définition (4.4) conjointement avec la contrainte budgétaire donne le système décrivant la somme et la différence de Φ_m et Φ_f en termes de Φ qui est observé et *d* qui va être spécifié par une équation économétrique :

$$\begin{cases} \Phi_m - \Phi_f = \Phi d \\ \Phi_m + \Phi_f = \Phi \end{cases} \tag{4.5}$$

Alors en sommant les équations du système (4.5), on obtient facilement l'expression pour Φ_m en termes de Φ et d, tandis qu'en soustrayant la première équation de la deuxième on l'obtient pour Φ_f :

$$\begin{cases} 2\Phi_m = \Phi d + \Phi \\ 2\Phi_f = \Phi - \Phi d \end{cases}$$

d'où

$$\Phi_m = \frac{\Phi(1+d)}{2} \tag{4.6}$$

$$\Phi_f = \frac{\Phi(1-d)}{2} \tag{4.7}$$

les logarithmes des parts Φ_m, Φ_f se définissent comme suit :

$$\ln(\Phi_m) = \ln(\Phi) + \ln(1+d) - \ln(0.5)$$
$$\ln(\Phi_f) = \ln(\Phi) + \ln(1-d) - \ln(0.5)$$

Comme $-\Phi < \Phi_m - \Phi_f < \Phi$, d est contraint par $-1 < d < 1$. Afin de satisfaire la dernière condition, l'équation décrivant d est spécifiée comme une tangente hyperbolique :

$$d = th(Y\theta)$$

où Y est le vecteur de paramètres susceptibles d'influencer la règle de partage parmi lesquels on trouve les logarithmes des taux des salaires $\ln(w_f)$ et $\ln(w_m)$; θ est le vecteur des coefficients correspondants.

En notant les valeurs faibles trouvées pour les corrélations entre les termes d'erreurs des équations d'offre de travail domestique et celle de la règle de partage (ρ_1 et ρ_2 de tableau 12 ci-dessus) et par le même raisonnement que dans l'étude de la section 4.1, nous pouvons omettre le profit tiré de la production domestique (nous faisons à nouveau l'hypothèse $\prod = 0$) et mesurer le revenu total de ménage comme $\Phi = (w_m + w_f)T + y$.

4.2.1.1. Equations d'offre de travail.

L'hétérogénéité observée est introduite en permettant à q_i de varier avec les caractéristiques individuelles et de ménage **X**, tandis que l'hétérogénéité non observée est traduite par les termes d'erreur e_i:

$$\ln q_i = Q_i + \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta}_i + e_i$$

$\boldsymbol{\beta}_i$ sont les vecteurs des paramètres, Q_i sont des constantes.

Il est à noter que l'utilisation d'un sous- échantillon des couples pour lesquels l'indice est égal à 1 (égalité de la distribution de l'utilité) peut impliquer un biais de sélection, que nous corrigeons en utilisant les résultats du modèle de probit ordonné avec travail domestique endogène. La méthode est la même que celle utilisée dans la section 4.1 (Annexe I).

4.2.1.2. Matrice de covariances

Le système (4.3) est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance complet en supposant une loi normale jointe des termes d'erreurs de trois équations:

$(e_f, e_m, \xi) \sim N(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$ avec $\boldsymbol{\mu}=(0,0,\mu_\xi)$ et

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{e_f}^2 & \sigma_{e_f e_m} & \sigma_{e_f \xi} \\ \sigma_{e_f e_m} & \sigma_{e_m}^2 & \sigma_{e_m \xi} \\ \sigma_{e_f \xi} & \sigma_{e_m \xi} & \sigma_{\xi}^2 \end{pmatrix}$$

La loi de ξ est la loi tronquée du terme d'erreur de l'équation probit ordonnée. On ne peut pas alors supposer la moyenne μ_ξ nulle mais on doit trouver cette moyenne à partir de la loi de distribution de l'utilité pour l'intervalle correspondant à l'égalité ($\kappa_1 < g^* \leq \kappa_2$ ou $z^1 < \varepsilon \leq z^2$). Les paramètres de la loi suivie par ξ se trouvent alors à partir des paramètres de la loi tronquée $z^1 < \varepsilon \leq z^2$. Les méthodes de développement sont présentées dans l'annexe H.1 pour la moyenne et dans l'annexe H.2 pour la variance.

Il s'ensuit également que la variance σ_ξ^2 n'est pas un paramètre libre à estimer mais contraint à la valeur de la variance de la loi tronquée $z^1 < \varepsilon \leq z^2$.

Par ses propriétés, la matrice de variance – covariance Σ est symétrique définie positive. Afin de garantir la positivité de la matrice estimée, la décomposition de *Cholesky* est appliquée lors des estimations:

$$\Sigma = LL' \qquad (5)$$

où L est une matrice triangulaire inférieure:

$$L = \begin{pmatrix} l_{11} & 0 & 0 \\ l_{21} & l_{22} & 0 \\ l_{31} & l_{32} & l_{33} \end{pmatrix}$$

Ainsi, ce sont les paramètres de la matrice de *Cholesky* qui sont obtenus à la suite de l'estimation du système (4.3). Les paramètres de la matrice Σ sont trouvés par la suite d'après (5).

Une contrainte sur la variance σ_{ξ}^2 implique une contrainte sur les éléments de la matrice de *Cholesky*. Cette contrainte est déduite dans l'annexe H.3.

4.2.2. Calcul des effets marginaux

L'estimation de la règle de partage (les coefficients de θ) permet de voir le sens de l'impact des variables Y sur la différence entre la part de l'homme et celle de la femme. Ainsi une valeur positive d'un coefficient signifie un bénéfice pour l'homme de l'augmentation de la variable correspondante et un impact négatif pour la femme. Par contre, l'ampleur des impacts ne se déduit pas directement de l'estimation, mais se détermine par le calcul des effets marginaux à partir des coefficients obtenus. Le calcul de ces effets est présenté ci-dessous.

Notant au passage $\frac{\partial d}{\partial Y} = \frac{\partial th(Y\theta)}{\partial Y} = \frac{\theta}{ch^2(Y\theta)}$ où Y inclut les logarithmes des taux des salaires $\ln(w_f)$ et $\ln(w_m)$ il est possible de calculer les effets marginaux des taux de salaire et du revenu hors travail sur les parts de revenu et sur leur différence comme suit :

$$\frac{\partial \Delta}{\partial(\ln(w_f))} = \frac{\partial(\Phi d)}{\partial(\ln(w_f))} = \frac{\partial \Phi}{\partial(\ln(w_f))} d + \Phi \frac{\theta_{w_f}}{ch^2(Y\theta)} =$$

$$= w_f T d + \Phi \frac{\theta_{w_f}}{ch^2(Y\theta)}$$

$$\frac{\partial \Delta}{\partial(\ln(w_m))} = \frac{\partial(\Phi d)}{\partial(\ln(w_m))} = \frac{\partial \Phi}{\partial(\ln(w_m))} d + \Phi \frac{\theta_{w_m}}{ch^2(Y\theta)} =$$

$$= w_m Td + \Phi \frac{\theta_{w_m}}{ch^2(Y\theta)}$$

où θ_{w_f}, θ_{w_m}, θ_y sont les coefficients correspondant aux logarithmes des taux de salaires $\ln(w_f)$, $\ln(w_m)$ et au revenu hors travail *y* respectivement.

$$\frac{\partial \Delta}{\partial w_f} = \frac{\partial \Delta}{\partial \ln(w_f)} \Big/ w_f = Td + \frac{\Phi}{w_f} \frac{\theta_{w_f}}{ch^2(Y\theta)}$$

$$\frac{\partial \Delta}{\partial w_m} = \frac{\partial \Delta}{\partial \ln(w_m)} \Big/ w_m = Td + \frac{\Phi}{w_m} \frac{\theta_{w_m}}{ch^2(Y\theta)}$$

$$\frac{\partial \Phi_f}{\partial w_i} = \frac{1}{2}\left(\frac{\partial(\Phi - \Delta)}{\partial w_i}\right) = \frac{1}{2}\left(T(1-d) - \frac{\Phi}{w_i}\frac{\theta_{w_i}}{ch^2(Y\theta)}\right)$$

$$\frac{\partial \Phi_m}{\partial w_i} = \frac{1}{2}\left(\frac{\partial(\Phi + \Delta)}{\partial w_i}\right) = \frac{1}{2}\left(T(1+d) + \frac{\Phi}{w_i}\frac{\theta_{w_i}}{ch^2(Y\theta)}\right), \qquad i = f, m$$

Les élasticités des taux de salaire par rapport aux parts de revenu sont

$$\frac{\partial \ln(\Phi_f)}{\partial \ln(w_i)} = \frac{\partial \Phi_f}{\partial w_i}\frac{w_i}{\Phi_f} = \frac{1}{2}\left(\frac{w_i}{\Phi_f}T(1-d) - \frac{\Phi}{\Phi_f}\frac{\theta_{w_i}}{ch^2(Y\theta)}\right)$$

$$\frac{\partial \ln(\Phi_m)}{\partial \ln(w_i)} = \frac{\partial \Phi_m}{\partial w_i}\frac{w_i}{\Phi_m} = \frac{1}{2}\left(\frac{w_i}{\Phi_m}T(1+d) + \frac{\Phi}{\Phi_m}\frac{\theta_{w_i}}{ch^2(Y\theta)}\right).$$

Les effets du revenu hors travail sont

$$\frac{\partial \Delta}{\partial y} = \frac{\partial(d\Phi)}{\partial y} = d + \Phi\frac{\partial d}{\partial y} = d + \Phi\frac{\theta_y}{ch^2(Y\theta)}$$

$$\frac{\partial \Phi_f}{\partial y} = \frac{1}{2}\left(1 - d - \Phi\frac{\theta_y}{ch^2(Y\theta)}\right)$$

$$\frac{\partial \Phi_m}{\partial y} = \frac{1}{2}\left(1 + d + \Phi \frac{\theta_y}{ch^2(Y\theta)}\right)$$

4.2.3. Résultats de l'identification de la règle de partage.

Le tableau 16 montre les résultats des estimations de l'offre de travail (paramètres des deux premières équations du système 4.3). Le tableau 17 présente les résultats correspondant à la règle de partage (paramètres de la troisième équation su système 4.3) et de la matrice de Cholesky. Les effets marginaux sont rapportés au tableau 18. Enfin, les paramètres de la matrice de variance – covariance des termes d'erreur du système sont donnés au tableau 19.

4.2.3.1. Equations d'offre de travail.

Les caractéristiques individuelles utilisées dans les estimations des offres de travail total (travail marchand plus travail domestique) sont âge, âge carré, nombre d'années d'études d'un individu, nombre d'enfants, présence des personnes âgées dans le ménage, possession de biens durables tels que voiture, machine à laver, le type et la région d'habitat du ménage. Les résultats des estimations concernant les deux équations d'offre de travail (deux premières équations du système de trois équations (4.3) estimé) sont présentés au tableau 16.

Les résultats principaux montrent les mêmes phénomènes que dans notre étude précédente, qui sont les suivant: les offres totales de travail des deux membres du ménage sont corrélées positivement avec leur revenus totaux individuels et corrélées négativement avec leur taux de salaires. Ainsi, le rapport positif entre le loisir et le taux de salaire est le résultat plutôt robuste et confirme encore une fois que le revenu étant si faible que le loisir est un bien très chère : l'effet de revenu domine l'effet de substitution.

Tableau 16. Paramètres de l'estimation des offres de travail de la femme et de l'homme

	Temps de travail total de la femme	Temps de travail total de l'homme
	Coefficient	Coefficient
Ln de son propre revenu total individuel (β_i)	**0.4849*** **	**0.6226*** **
Ln de son propre taux de salaire (α_i)	**-0.2159*** **	**-0.9540*** **
Son age	0.1915*	0.2650*
Son âge carré	-0.0212*	-0.0327**
Son nombre d'années d'études	-0.1935***	0.1406
Nombre d'enfants entre 0 et 7 ans	0.0592	0.2421***
Nombre d'enfants entre 7 et 18 ans	0.0271	0.0944**
Nombre de personnes âgées dans le ménage	-0.0096	-0.0826**
Possession d'une voiture	-0.1420**	0.2759***
Possession d'une machine à laver	-0.1493	0.1448
Milieu rural	0.0352	-0.2019**
Caucase	0.0815	-0.2380
Centre	0.1655	-0.1656
Volga	0.2140*	-0.2569
Moscou/Saint-Pétersbourg	0.2097*	-0.1742
Nord-ouest	0.2414*	-0.2363
Oural	0.0334	-0.1932
Sibérie Occidentale	0.0853	0.0090
Vague V	0.2679**	-0.0487
Vague VI	0.1383*	-0.2195*
Vague VIII	0.0764	-0.2195*
Ratio1	1.3864***	-0.3590
Constante	**3****	**4**
Nombre d'observations	951	951

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%

[a] âge de la femme – âge de l'homme

Variables de référence : urbain versus rural, région autre que la Sibérie Orientale, vague 7 de l'observation

4.2.3.2. Equation de la règle de partage.

Le vecteur des paramètres de la règle de partage inclut les logarithmes des taux de salaire et leur carré, le revenu hors travail et les mêmes caractéristiques individuelles et de ménage qui sont incluses dans le vecteur de paramètres correspondant à la règle de partage dans le modèle de probit ordonné de la section 3. Les résultats des estimations sont présentés au tableau 17.

Les paramètres θ figurant au tableau 17 sont les paramètres de la règle de partage représentée par l'équation décrivant la part de la différence des revenus totaux individuels de

l'homme et de la femme par rapport à la somme des ces revenus : $\frac{\Phi_m - \Phi_f}{\Phi} = th(Y\theta)$. Ces paramètres ne rapportent pas la magnitude des élasticités ou des effets marginaux des variables *Y* sur la différence, mais montrent bien le sens de ses impacts, en raison du caractère monotone croissant de la fonction *th*.

Ainsi, on retrouve les mêmes impacts des termes de salaires que ceux trouvés dans l'étude précédente. Les termes linéaires des logarithmes ont des signes négatif et positif respectivement pour la femme et pour l'homme. L'impact négatif du salaire de la femme sur la différence entre la part de son partenaire et la sienne propre, et l'impact symétrique du salaire de l'homme se confirment par les effets marginaux trouvés aux valeurs moyenne de l'échantillon tout entier.

A la différence de notre étude précédente, l'effet du revenu hors travail s'est avéré significatif. Son impact est négatif sur la différence des revenus de l'homme et de sa partenaire. La marge positive du revenu hors travail est distribuée alors au profit de la femme. Pourtant, il faudrait endogénéiser cette variable pour pouvoir la considérer réellement comme un facteur de distribution du pouvoir de négociation.

Autant que dans l'étude précédente, le nombre d'années d'étude de l'homme se trouve significatif dans l'estimation de la règle de partage. En outre, le nombre de jeunes enfants (de l'âge de moins 7ans) a un impact négatif sur la différence des parts de sorte qu'il favorise la part de la femme par rapport à celle de l'homme. Ce résultat permet de supposer que le nombre de jeunes enfants augmente le pouvoir de négociation de la femme.

Tableau 17. Estimation de la règle de partage représentée par $(\Phi_m - \Phi_f)/\Phi = th(Y\theta)$**.**

Variables *Y* de l'équation de la règle de partage représentée par $(\Phi_m - \Phi_f)/\Phi = th(Y\theta)$	**Paramètres *θ* de la règle de partage représentée par** $(\Phi_m - \Phi_f)/\Phi = th(Y\theta)$
Ln de taux de salaire de la femme	**-0.3036*****
Ln de taux de salaire de l'homme	**0.7537*****
Ln de taux de salaire de la femme carré	**0.0292****
Ln de taux de salaire de l'homme carré	**-0.0318*****
Revenu hors travail	-0.0161***
Age de l'homme	-0.0244
Différence d'âge[a]	0.0240
Nombre d'années d'études de l'homme	-0.1792*
Femme ayant un niveau de diplôme supérieur à celui d'homme	-0.0542
Nombre d'enfants entre 0 et 7 ans	-0.1794*
Nombre d'enfants entre 7 et 18 ans	-0.0849
Nombre de personnes âgées dans le ménage	0.1329
Possession d'une voiture	-0.3570***
Possession d'une machine à laver	-0.1584
Milieu rural	0.2224
Caucase	0.2740
Centre	0.2472
Volga	0.3787
Moscou/Saint-Pétersbourg	0.2970
Nord-ouest	0.4052
Oural	0.1768
Sibérie Occidentale	0.0295
Vague V	0.0747
Vague VI	0.1635
Vague VIII	0.2521
Constante	-0.8349**
Paramètres de la matrice de Cholesky *L*	
l_{11}	0.8095
l_{21}	1.1538
l_{22}	0.5632***
l_{31}	-0.9217***
l_{32}	-0.3008
Nombre d'observations	951

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%

[a] âge de la femme – âge de l'homme

Variables de référence : urbain versus rural, région autre que la Sibérie Orientale, vague 7 de l'observation

Le tableau 18 présente les prédictions des effets marginaux des taux de salaire et du revenu hors travail sur les parts individuelles de revenu total de l'homme et de sa partenaire et

leur différence ainsi que les élasticités des parts par rapport aux taux de salaire. Tous les paramètres sont calculés aux moyennes de l'échantillon total, incluant non seulement les couples ayant rapporté le même niveau de satisfaction mais aussi une distribution inégale de l'utilité, c'est-à-dire l'échantillon total. Comme tel, l'échantillon comprend 2130 observations. Les effets sont calculés en utilisant la prédiction de Δ aux moyennes de l'échantillon, ce qui donne à peu près les mêmes niveaux de répartition du revenu entre deux partenaire avec une différence au profit de la femme de 4% du revenu : Δ/Φ = -0.04***, Φ_f = 14919***, Φ_m = 13768***.

Tableau 18. Règle de partage: effets marginaux, élasticités ; $\Delta = \Phi_m - \Phi_f$

Effets	Valeurs prédites
$\partial\Delta/\partial w_f$	-569***
$\partial\Delta/\partial w_m$	1390***
$\partial\Delta/\partial y$	-460***
$\partial\Phi_f/\partial w_f$	620***
$\partial\Phi_f/\partial w_m$	-359***
$\partial\Phi_m/\partial w_f$	51
$\partial\Phi_m/\partial w_m$	1031***
$\partial\Phi_f/\partial y$	230**
$\partial\Phi_m/\partial y$	-229**
$\partial ln\Phi_f/\partial lnw_f$	0.7***
$\partial ln\Phi_f/\partial lnw_m$	-0.55**
$\partial ln\Phi_m/\partial lnw_f$	-0.01
$\partial ln\Phi_m/\partial lnw_m$	1.78***
Nombre d'observations	2130

w_j: taux de salaire, j = f, m ;
y : revenue hors travail

L'impact du salaire de la femme sur la différence $\Delta = \Phi_m - \Phi_f$ de parts entre l'homme et de la femme de revenu total est, comme attendu, négatif, celui du salaire de l'homme est positif est plus de deux fois plus fort en valeur absolue. Cela montre l'effet positif du salaire de chacun sur sa propre part. L'importance plus grande de l'effet du salaire de l'homme sur sa part, en comparaison avec l'effet du salaire de la femme sur sa part, est

moins forte si on regarde les effets marginaux correspondants directement. L'effet inégal sur Δ est dû alors en partie à la supériorité du salaire de l'homme par rapport à celui de la femme.

L'impact du salaire de l'homme sur la part de sa partenaire est négatif tandis que l'impact du salaire de la femme sur la part de l'homme est positif et non significatif. Donc, l'augmentation du salaire de l'homme augmente sa part, non pas uniquement par la marge gagnée mais aussi par une redistribution des ressources au profit de l'homme. Ainsi, son salaire augmente non seulement son revenu du travail mais aussi son pouvoir de négociation. Ce résultat est confirmé par les calculs des élasticités : l'élasticité du salaire de l'homme par rapport à la part de la femme est importante et significative. Pourtant, comme on pouvait s'y attendre, les élasticités des salaires par rapport aux propres parts de revenu des individus sont plus importantes avec une forte domination de l'élasticité du salaire de l'homme.

4.2.3.3. Matrice de covariances

Le tableau 19 donne les paramètres estimés de la matrice de variance- covariance des termes d'erreurs du système 4.3.

Tableau 19. **Matrice de Variance – covariance du système d'équations (4.3)**.

Covariance	**Valeur de paramètre**	***t* - statistique**	***P* > |*t*|**
$\sigma^2_{e_f}$	0.8	1.3825	0.15
$\sigma^2_{e_m}$	1.6	0.8934	0.27
$\sigma_{e_f e_m}$	0.9	0.7388	0.30
$\sigma_{e_f \varepsilon}$	-0.7	-1.1432	0.21
$\sigma_{e_m \varepsilon}$	-1.2	-1.6053	0.11

La corrélation entre les termes d'erreurs des équations d'offre de travail $\sigma_{e_f e_m}$ est positive mais peu significative statistiquement. Les corrélations des termes d'erreurs de ces équations avec le terme d'erreur de l'équation d'égalité ($\sigma_{e_f \varepsilon}, \sigma_{e_m \varepsilon}$) sont négatives et ne sont significatives qu'à 21% pour la femme et à 11% pour l'homme. Cela signifie que des effets non observés affectant positivement l'offre de travail d'un individu déstabilisent l'égalité des utilités des deux partenaires ce qui est cohérent avec l'hypothèse de croissance de la fonction d'utilité par rapport au loisir.

CONCLUSION

Dans cette étude, nous avons proposé des nouvelles applications du modèle collectif pour l'analyse de l'inégalité intrafamiliale en utilisant les réponses à des questions subjectives sur le niveau de revenu et de la satisfaction. Nous utilisons ici le cadre théorique du modèle collectif avec production domestique.

Deux tests du modèle collectif sont tout d'abord élaborés. S'appuyant sur les notions de l'utilité, d'une part, et du revenu complet, d'autre part, les tests sont proches dans leur principe théorique et identiques quant à la réalisation technique. Ils se basent sur deux questions subjectives de l'enquête russe RLMS, la première portant sur le revenu et la seconde sur la satisfaction dans la vie en général. Ces tests d'inégalité basés sur les indices d'égalité définis, le premier par l'égalité de partage du revenu complet et le second par l'égalité dans la distribution de l'utilité donnent des résultats similaires. La comparaison entre les deux justifie nos interprétations des deux questions et leur exploitation dans chacun des cas. En effet, les résultats confortent les hypothèses faites dans le cadre des modèles collectifs. Le rapport des taux de salaires entre les deux conjoints est bien un facteur déterminant de la règle de partage: plus le salaire de la femme est élevé par rapport à celui de son mari, plus la probabilité qu'elle bénéficie d'une part supérieure à celle de son partenaire est importante.

Nous avons également élaboré deux nouvelles méthodes d'identification de la règle de partage. La clé de l'identification de la règle de partage, dans le cas où l'égalité est définie en tant qu'égalité dans le partage du revenu complet, est la mesure de la part du revenu de chacun par une moitié du revenu total du ménage (qui est observé) et l'utilisation de l'échantillon des couples rapportant le même niveau de revenu. La stratégie d'identification de la règle de partage dans le cas où l'égalité est définie en tant que distribution égale de l'utilité s'appuie également sur l'utilisation de l'échantillon des couples rapportant le même niveau de satisfaction. Pourtant dans ce cas, les parts individuelles de revenu ne peuvent pas être mesurées. Ainsi une méthode propre à ce cas a dû être adaptée.

Les résultats de deux méthodes sont similaires et confirment les prédictions du modèle : les salaires et le niveau d'éducation semblent exercer une influence sur la règle de partage. L'augmentation du salaire de la femme augmente sa part du plein revenu plus fortement que l'augmentation du salaire de son mari.

En outre, un effet positif de la présence des jeunes enfants sur la part de la femme est constatée dans le cas où l'égalité est définie en tant que distribution égale de l'utilité . Ceci

pourrait indiquer que d'autres variables non liées avec les salaires et le revenu hors travail peuvent influencer la règle de partage.

Chapitre IV[11].

Un test de stabilité de la règle de partage

Ce chapitre propose un test du modèle collectif permettant la prise en compte de la participation et la non-participation des deux membres du ménage sur le marché du travail. Partant du modèle initial assez restrictif de Chiappori (1988, 1992) décrivant le comportement des couples en emploi, les travaux récents visent à élargir les hypothèses initiales en prenant en compte la non-participation au marché de travail des membres des ménages. Cependant, la plupart des travaux se limitent à l'étude de ménages dans lesquels les deux membres participent au marché de travail. Cette contrainte provient de la difficulté d'établir un salaire de réserve unique dans le cadre du modèle collectif ce qui peut causer un biais de sélection. Récemment le problème a été résolu par l'imposition d'une condition complémentaire permettant d'introduire un salaire de réserve dans le modèle collectif qui est analogue à celui du modèle unitaire et qui est compatible avec les solutions de coin (Donni (2003), Blundell et al.(2001)). Ainsi, Donni (2003) et Blundell, Chiappori, Magnac, Meghir (2003) proposent des approches théorique et empirique permettant de traiter les solutions en coin tout en gardant l'hypothèse de pareto-efficacité. De leur côté, Blundell, Chiappori, Magnac, Meghir (2003) analysent le cas où l'homme effectue un choix discret de participation alors que sa conjointe effectue des choix continus sur la durée de travail. Le modèle théorique proposé par Donni (2003) a donné lieu à certains travaux empiriques. Ainsi, Hourriez (2005) l'adapte de façon à aborder le cas où les deux conjoints font des choix continus, la femme étant libre de faire les choix de participation et des horaires, tandis que l'homme est contraint de participer. Bloemen (2004) utilise le même cadre théorique pour spécifier un modèle décrivant simultanément l'état de la participation, les heures de travail et les salaires de deux partenaires.

Le concept de la règle de partage suppose que l'allocation des ressources du ménage dépend du pouvoir de négociation de chaque conjoint, lequel est influencé par leur ressources propres et par des facteurs de distribution n'affectant pas les préférences individuelles (Browning, Chiappori 1998). L'introduction de ces facteurs génère des restrictions paramétriques testables à partir de l'estimation des offres de travail des partenaires. Ainsi, Chiappori, Fortin, Lacroix (2002) proposent la législation du divorce et le taux de masculinité (sex-ratio) en tant que paramètres extra-environnementaux en utilisant des données

[11] Le chapitre est issu de la collaboration avec Guy Lacroix.

américaines. De tels paramètres sont conditionnés par la culture et les traditions d'une société et donc varient d'un pays à l'autre.

L'omission de la prise en compte des facteurs de distribution affectant le partage des ressources est susceptible de biaiser sérieusement les tests sur l'efficacité parétienne. Jusqu'à présent, les quelques analyses empiriques exploitant des données de panel ont supposé que les paramètres des offres de travail et de la règle du partage étaient constants dans le temps. Une telle hypothèse peut être valide dans des panels de courte durée ou dans des environnements relativement stables du point de vue économique et social. Dans le contexte de l'économie russe de la période 1994-2004, une telle hypothèse peut s'avérer fausse. Le cas échéant, l'imposition de cette hypothèse pourrait conduire à rejeter faussement le modèle collectif. Le but du projet est précisément d'effectuer un test de stabilité de la règle de partage. Nous allons exploiter l'avènement de la crise financière de 1998 pour démarquer deux périodes distinctes, soient les périodes pré et post crise. Cette démarcation est fondée sur les résultats présentés au chapitre I. Le modèle d'offre de travail de Bloemen (2004) sera généralisé pour permettre aux paramètres de la règle de partage de varier d'une période à l'autre. L'hypothèse nulle de stabilité des paramètres sera testée tout comme les contraintes paramétriques découlant de l'hypothèse de l'efficacité parétienne.

1. La crise financière de 1998 comme expérience naturelle

Pour la majorité des Russes, l'impact de la crise de 1998 a été désastreux. La dévaluation du rouble a résulté en une diminution brusque des revenus des ménages, et a augmenté le chômage et la pauvreté. La faillite des banques commerciales a privé les ménages des épargnes accumulées difficilement lors des années de l'époque soviétique et a sérieusement miné la confiance dans les institutions financières.

Le rapport des Nations Unies (1998) montre que l'origine de cette crise a été la déficience structurelle et institutionnelle de l'économie. La mauvaise gestion de l'ouverture du marché financier aux agents étrangers a rendu le pays vulnérable au risque d'une crise financière domestique. Comme conséquence de la crise, les revenus au début de l'année 1999 ont diminué à leur niveau le plus faible depuis la période de transition des années 1990. L'incertitude sur les revenus et les paiements s'est conjuguée à une déficience marquée de la sécurité sociale à combattre les problèmes de chômage et de pauvreté (Lokshin et Ravallion, 2000).

Les ménages russes ont été obligés alors de trouver des stratégies pour s'adapter aux fluctuations imprévues de revenus et maintenir un niveau minimal de consommation. Parmi celles-ci, Lokshin et Yemtsov (2001) énumèrent le recours aux réseaux sociaux et la réduction de la consommation proprement dite. En particulier, ils montrent que ces stratégies varient avec le genre. S'appuyant sur les données du RLMS, ils trouvent que les femmes font davantage appel à la réduction des dépenses sur la nourriture et les vêtements que les hommes. Cette asymétrie peut s'expliquer par le fait que les femmes sont mieux informées sur les prix. Cela est également compatible avec une réallocation des ressources des ménages au profit des hommes. En outre, les femmes sont plus actives à utiliser le réseau social. Elles sont plus nombreuses à se tourner vers des parents et amies ou à chercher de l'assistance auprès des organisations gouvernementales.

Les effets discutés ci-dessus sont observés dans le tableau descriptif J1 (voir annexe J). En outre, des effets asymétriques à l'intérieur des ménages sont observés dans les tableaux J2 et J3, décrivant le positionnement relatif des individus dans les échelles de revenu (J3) et de satisfaction eu égard aux conditions économiques (J2). Ainsi à la fin de 1998 la plupart des hommes et des femmes se sont déclarés très insatisfaits de leurs conditions économiques. Dans les années suivantes, les femmes ne rapportent pas d'amélioration alors que leurs partenaires semblent davantage satisfaits. En ce qui concerne de l'échelle de revenu, l'année de la crise se démarque nettement : si en général les réponses sont plus au moins régulièrement dispersées entre les hommes et leurs conjointes pour toutes les vagues de la période considérée, ce n'est pas le cas de l'année 2000 (la vague 9 des données RLMS correspond à la première vague après l'année de la crise). En 2000 la majorité des individus est concentrée en seul point avec une différence de 2 échelons entre les partenaires (les femmes se sentent plus pauvres en se trouvant au niveau 3, tandis que les hommes se positionnent à 5). Les résultats du chapitre III montrent que les écarts dans les réponses à la question sur le revenu ne concernent pas en général les attentes ou les besoins différents des membres des ménages mais reflètent le partage du revenu complet du ménage. Le dernier effet peut signaler alors le rééquilibrage du pouvoir de négociation dans le ménage.

Par ailleurs, la crise a affecté considérablement le marché de travail et provoqué son rééquilibrage. D'après les données du RLMS, il semble que le comportement sur le marché du travail ait été affecté différemment selon le genre : Il est plus fréquent pour les hommes de trouver un deuxième emploi. Les femmes, en revanche, semblent avoir augmenté plutôt leur offre de travail domestique. Ces changements de comportement peuvent ne pas seulement avoir des effets redistributifs à l'intérieur des ménages. Ils peuvent également induire des

changements dans les normes sociales qui ont pour effet de modifier le rôle des partenaires à l'intérieur des ménages.

Pendant la période communiste, la participation au marché de travail était considérée à la fois comme un droit et une obligation tant pour les hommes que pour les femmes. Toutefois, la société restait généralement patriarcale et les relations à l'intérieur des ménages pouvaient être fidèlement décrites par le modèle du « male breadwinner » (Paci, 2002). Avec le développement de l'économie de marché, de nouvelles tendances sont apparues : d'une part une proportion plus grande de femmes tiennent désormais maison ; d'autre part, par rapport à la génération précédente, de nombreuses jeunes femmes préfèrent poursuivre une carrière professionnelle et retarder la naissance des enfants. Ashwin et Lytkina (2004) montrent que le rôle de « breadwinner » peut être sérieusement compromis si l'homme n'arrive pas à avoir un salaire élevé. Cela se traduit souvent pas sa marginalisation au sein même du ménage.

Toutes ces tendances perturbent inévitablement les relations intra-familiales et par voie de conséquence, le processus de prise de décision. Les changements de comportement sur le marché du travail (les heures de travail tout autant que la participation) peuvent ne pas refléter uniquement les effets inégaux de la crise, mais également un rééquilibrage du pouvoir de négociation à l'intérieur du ménage.

2. Modèle collectif avec les solutions de coin et variabilité dans le temps

Dans cette section nous décrivons une version du modèle collectif qui admet la non-participation au marché de travail des membres des ménages (Donni (2003), Bloemen (2004)). Ce dernier modèle est généralisé pour permettre aux paramètres de la règle de partage de varier d'une période à l'autre. Partant du modèle collectif sans production domestique[12] nous faisons l'hypothèse d'additivité de la fonction de la production domestique en temps de travail de chaque partenaire. Donni (2004) montre qu'à cette condition, le modèle collectif est valable et non biaisé même sans la prise en compte du travail domestique.

[12] Rappelons que les données de budget–temps indispensables au calcul des heures de travail domestique de chaque conjoint ne sont pas disponibles à partir de la 9ème vague des données de RLMS

Considérons un ménage composé de deux individus (*j = f pour femme, m pour homme)*. Nous étudions les couples avec ou sans enfants et avec ou sans parents âgés[13], mais où seuls les deux principaux adultes du ménage disposent d'un pouvoir de négociation au sein de la famille.[14] Chaque conjoint est doté d'une fonction d'utilité standard prenant comme arguments les consommations inobservées d'un bien composite de type Hicksien C_j avec un prix unitaire normalisé à 1 et les consommations de loisir assignables et observées L_j.

Dans le modèle collectif, le processus de décision Pareto-efficient suppose que les membres du ménage se mettent d'accord sur une allocation des ressources totales. La consommation est décentralisée une fois réalisé le choix approprié des parts $\Phi_j (j = f, m)$ attribuées à chacun du plein revenu à l'issu du processus de négociation.

Ainsi le programme de maximisation peut être formulé de la manière suivante :

$$\underset{C_{jt}, h_{jt}}{Max} U_{jt}(h_{jt}, C_{jt}), \quad j = f, m$$

sous les contraintes budgétaire et temporelle suivantes :

$$C_{ft} + w_{ft} L_{ft} \leq \Phi_{ft}$$

$$C_{mt} + w_{mt} L_{mt} \leq \Phi_{mt}$$

$$\Phi_{mt} = w_{ft} T + w_{mt} T + y_{ft} + y_{mt} - \Phi_{ft}$$

$$L_{jt} + h_{jt} = T,$$

avec

$$\Phi_{ft} = \Phi_t (w_{ft}, w_{mt}, y_{ft}, y_{mt}, p_{ft}, p_{mt}, \mathbf{s}_D)$$

$$\Phi_{mt} = w_{mt} T + w_{ft} T + y_{ft} + y_{mt} - \Phi_t (w_{ft}, w_{mt}, y_{ft}, y_{mt}, p_{ft}, p_{mt}, \mathbf{s}_D)$$

où *t* marque une période de temps, *t = D* corresponds à la période de la crise financière(1998); p_{jt} le statut de participation, $p_{jt} = \mathrm{I}(p_{jt}^* > 0)$; w_{it} le taux de salaire qui peut être affecté par des chocs de nature macroéconomique; h_{jt} est l'offre de travail, y_{ft} et y_{mt} sont les revenus hors travail de la femme et de l'homme, $\mathbf{s}_D$ est un vecteur de facteurs de distribution dont les effets peuvent varier entre les deux période démarquées par *t = D*.

La solution du programme donne les offres de travail:

[13] La présence de parents âgés dans le ménage n'est pas rare en Russie.
[14] Des travaux récents de El Lhaga *et al* (2006) montrent toutefois que des enfants adultes peuvent prendre part au processus de décision à l'intérieur du ménage.

$$h_{ft} = h_t^f(w_{ft}, \Phi_{ft}(w_{ft}, w_{mt}, y_{ft}, y_{mt}, p_{ft}, p_{mt}, \mathbf{s}_D))$$

$$h_{mt} = h_t^m(w_{mt}, \Phi_{mt}(w_{ft}, w_{mt}, y_{ft}, y_{mt}, p_{ft}, p_{mt}, \mathbf{s}_D))$$

Jusqu'à tout récemment, la plupart des études empiriques portant sur le modèle collectif ont ignoré les solutions de coin. En effet, la plupart d'entre elles se limitent à des échantillons dans lesquels les deux conjoints sont en emploi. Donni (2003) propose une solution novatrice à la prise en compte des solutions de coin en supposant une forme de continuité particulière des offres de travail de deux partenaires à la frontière entre la participation et la non-participation.

L'idée des solutions de coin est une généralisation de l'approche unitaire qui se base sur la notion de salaire de réserve mais avec une condition provenant de l'hypothèse d'efficacité parétienne. Cette condition impose que sur la frontière de participation d'un conjoit, son partenaire soit également indifférent à sa participation ou non. Cette condition implique la continuité des préférences le long de la frontière et la continuité de la règle de partage à l'intérieur des ensembles de participation et de nonparticipation des individus. Donni (2003) propose alors le modèle d'offre de travail où la fonction des heures de travail d'un individu a un saut à la frontière de participation de son partenaire, mais ce saut est lissé pour garantir la continuité de la fonction. Donni (2003) montre que dans le cas où il n y a qu'un seul individu de ménage qui travaille, un tel modèle permet l'identification des préférences et de la règle de partage à une constante près comme c'est le cas du modèle de Chiappori (1988, 1992).

2.1. Solutions de coins

Dans le cadre du modèle standard unitaire, la décision de participation au marché de travail est modulée en terme du salaire de réserve : à ce salaire, l'individu est indifférent entre travailler et ne pas travailler. Dans le cadre du modèle collectif, un couple de salaires de réserve des deux membres de ménage peut être défini d'une façon semblable. Cependant, l'unicité de ces salaires est conditionnée par une condition complémentaire. Ainsi, Donni (2003) introduit une définition suivante:

$$\omega^j(w_f, w_m, y) \equiv \frac{U_H^j(T, C_j(w_f, w_m, y))}{U_C^j(T, C_j(w_f, w_m, y))}$$

où U_H^j et U_C^j sont les dérivées partielles de la fonction d'utilité par rapport au nombre d'heures de travail et par rapport à la consommation, *j= f, m*. Cette fonction décrit le taux marginal de substitution entre loisir et consommation calculé le long de l'axe $L = 0$ ($H = T$). Alors, le salaire de réserve pour un individu *j* se définit implicitement comme une fonction du salaire de son partenaire et le revenu hors travail :

$$w^j = \omega^j(w_f, w_m, y)$$

Pour garantir l'unicité du salaire de réserve, Donni suppose que les préférences et la règle de partage sont telles que

$$\max_{j=f,m}\left(\left|\omega^j(w_f^*, w_m^*, y) - \omega^j(w_f', w_m', y)\right|\right) \leq \max_{j=f,m}\left(\left|w_j^* - w_j'\right|\right) \qquad (*)$$

pour tout (w_f^*, w_m^*, y) et (w_f', w_m', y).

L'intuition derrière cette condition est un impacte pas trop important des salaires sur la règle de partage. Etant donné les résultats du chapitre III, qui montrent un impact des salaires sur la règle de partage significatif mais peu élevé en valeurs absolues, une telle hypothèse peut être adoptée.

La condition (*) implique deux conséquences. Premièrement, la paire de fonctions ω^m et ω^f a un point unique par rapport w_f et w_m. Il existe alors un seul couple de salaires tels que les deux membres de ménage sont indifférents à travailler ou ne pas travailler. Deuxièmement, pour chaque individu *j*, il existe une fonction $\gamma^j(w_s, y)$ telle que le membre *j* participe au marché de travail si et seulement si $w_j > \gamma^j(w_s, y)$, *j, s = f, m*, s :

$$p_j = 1 \text{ ssi} \qquad w_j > \gamma^j(w_i, y)$$

$$p_j = 0 \text{ ssi} \qquad w_j \leq \gamma^j(w_i, y)$$

Blundell R., Chiappori P.A., Magnac T., Meghir C. (2001) introduisent la condition de double indifférence induite par l'hypothèse d'efficience du modèle collectif. Par cette condition, si un individu se trouve sur la frontière de participation, son conjoint est aussi

indifférent entre travailler et ne pas travailler. Le non-respect de cette condition implique la non-efficacité : en effet, si par exemple un individu se trouve sur la frontière alors que son partenaire bénéfice de sa participation, il en résulte que la non-participation est Pareto-inefficace.

Blundell R., Chiappori P.A., Magnac T., Meghir C. (2001) et Donni (2003) montrent que la condition de double indifférence implique la continuité des fonctions d'offre de travail et de la règle de partage le long de la frontière de participation des individus. Cette condition suppose que si un individu est indifférent entre participation et non-participation, son partenaire doit être aussi indifférent car sinon son bien-être pourrait être amélioré sans détériorer le bien-être de l'autre et ainsi une telle solution serait incompatible avec l'hypothèse principale de Pareto optimalité. La littérature récente sur le modèle collectif propose d'introduite la non participation à l'aide d'un modèle de changement de régime d'offre de travail :

$$h_f^* = \alpha x \qquad \text{si} \qquad p_m = 0$$
$$h_f^* = \alpha x + S \cdot (\beta x) \qquad \text{si} \qquad p_m = 1$$

$$h_m^* = \beta x \qquad \text{si} \qquad p_f = 0$$
$$h_m^* = \beta x + s \cdot (\alpha x) \qquad \text{si} \qquad p_f = 1$$

où h_j^* sont les variables latentes définissant l'offre de travail d'un individu j, S et s sont des paramètres qui assurent la continuité des offres de travail, x est le vecteur des déterminants de l'offre de travail, α et β sont des vecteurs de paramètres à estimer.

Le modèle tel qu'il est défini garantit la continuité des fonctions d'offre de travail le long de la frontière de participation. En effet, supposons que l'épouse se trouve sur la frontière. Alors, $\alpha x = 0$ et par conséquent $h_m^* = \beta x + s \cdot (\alpha x) = \beta x$ ce qui signifie que les deux définitions de la variable latente correspondant à l'équation de l'homme sont identiques à la frontière.

Suivant cette approche, Bloemen (2004) propose un modèle empirique d'offre de travail que nous généraliserons dans la section suivante pour permettre aux paramètres de la règle de partage de varier d'une période à l'autre.

2.2. Expérience naturelle

Nous allons exploiter l'avènement de la crise financière de 1998 pour démarquer deux périodes distinctes, soient les périodes pré et post crise.

Une expérience naturelle correspond à une situation dans laquelle l'environnement économique des individus est modifié de façon indépendante de leur comportement. Une telle expérience peut être induite par des changements de politiques sociales ou des événements permettant au chercheur d'obtenir des variations exogènes dans les variables déterministes. Une telle occurrence est particulièrement utile dans les situations où les estimateurs risquent d'être biaisés en raison du phénomène bien connu d'autosélection. Différents schémas sont utilisés dans les recherches exploitant les expériences naturelles. Le choix dépend de la source de variation et des groupes à comparer. Le schéma le plus simple est appelé les « premières différences » et concerne l'étude d'un groupe avant et après un changement exogène dans son environnement économique (Meyer, 1994). L'application de ce schéma est appropriée dans notre cas car toute la population est affectée par la crise. Il n y a donc qu'un seul groupe à considérer puisque tous ont subi un « traitement ». La démarche empirique consiste alors à faire une distinction entre deux périodes temporelles. Cela est appréhendé empiriquement par l'introduction de termes croisés avec une variable dichotomique correspondant à la période où est survenue la crise financière. L'identification est basée sur le fait qu'en absence de traitement, les coefficients correspondant aux termes croisés seraient nuls, i.e. il n'y aurait pas de différence dans les moyennes du groupe avant et après l'événement.

3. Modèle économétrique

3.1. Modèle d'offre de travail

Soit $c_D = (\alpha_{mD}, \alpha_{fD}, \beta_{mD}, \beta_{fD}, q_{fD}, q_{mD}, q_{fmD})$ le vecteur des coefficients « structurels ». L'indice D est utilisé pour identifier les coefficients dans la période qui précède la crise ($D = 0$) de ceux en vigueur après la crise ($D = 1$). Ainsi $c_D = c_0 + c_1 D$ avec $c_0 = (\alpha_{m0}, \alpha_{f0}, \beta_{m0}, \beta_{f0}, q_{f0}, q_{m0}, q_{fm0})$ et $c_1 = (\alpha_{m1}, \alpha_{f1}, \beta_{m1}, \beta_{f1}, q_{m1}, q_{f1})$. Les caractéristiques individuelles des femmes sont représentées par le vecteur Y_f, celles des hommes par Y_m et enfin celles des ménages par Y_{fm}.

Les offres de travail sont supposées prendre la forme semi-logarithmique :

$$h_{mt} = h_{mt}^*$$

$$h_{ft} = h_{ft}^*$$

avec

$$h_{mt}^* = \alpha_{mD} \ln(w_{mt}) + \beta_{mD} \ln(\Phi_{mt}) + q_{mD}$$

$$h_{ft}^* = \alpha_{fD} \ln(w_{ft}) + \beta_{fD} \ln(\Phi_{ft}) + q_{fD}$$

où q_{mD} et q_{mD} sont les termes décrivant l'hétérogénéité observée des individus j et comprenant les constantes c_{mD} et c_{fD}

$$q_{mD} = m_D Y_m + q_{(fm)D} Y_{(fm)} + c_{mD}$$

$$q_{fD} = f_D Y_m + q_{(fm)D} Y_{(fm)} + c_{fD}$$

3.2. Définition de la règle de partage

Soit $\Delta = \Phi_m - \Phi_f$ (l'indice de temps t est omis pour simplifier l'écriture) la différence entre les parts des revenus de l'homme et de la femme. Étant donné la contrainte budgétaire $\Phi = \Phi_f + \Phi_m$, les parts individuelles s'écrivent ainsi:

$$\Phi_m = \frac{\Phi + \Delta}{2} \tag{1}$$

$$\Phi_f = \frac{\Phi - \Delta}{2} \tag{2}$$

Les logarithmes des parts s'écrivent :

$$\ln(\Phi_m) = \ln\left(\frac{\Phi + \Delta}{2}\right) = \ln\left(\Phi\left(1 + \frac{\Delta}{\Phi}\right)\Big/2\right)$$

$$\ln(\Phi_f) = \ln\left(\frac{\Phi - \Delta}{2}\right) = \ln\left(\Phi\left(1 - \frac{\Delta}{\Phi}\right)\Big/2\right)$$

Soit $d = \frac{\Delta}{\Phi}$. Les résultats du chapitre III ont montré que les parts des deux membres du ménage sont en général du même ordre. Alors la valeur d <<1, et l'approximation de Taylor peut être appliquée aux logarithmes des parts individuelles :

$$\ln(\Phi_m) = \ln(\Phi) + \ln(1+d) - \ln(0.5) \approx \ln(\Phi) + d - \ln(0.5) \quad (3)$$

$$\ln(\Phi_f) = \ln(\Phi) + \ln(1-d) - \ln(0.5) \approx \ln(\Phi) - d - \ln(0.5) \quad (4)$$

Les parts individuelles Φ_m, Φ_f sont exprimées en (3) et (4) en termes de Φ, qui correspond à $\Phi = (w_m + w_f)T + y$, et d_t qui doit être spécifié. Les fonctions d'offre de travail deviennent

$$\begin{cases} h_{mt} = \alpha_{mD} \ln(w_{mt}) + \beta_{mD}(\ln(\Phi_t) + d_t) + q_{mD} \\ h_{ft} = \alpha_{fD} \ln(w_{ft}) + \alpha_{fD}(\ln(\Phi_t) - d_t) + q_{fD} \end{cases} \quad (5)$$

avec les constantes des termes q_{mD} et q_{fD} incorporant maintenant (–ln(0.5)) provenant des approximation (3), (4).

3.3. Introduction de la non-participation

La condition de continuité sur la frontière ne concerne pas uniquement l'offre de travail mais également la règle de partage. La règle de partage étant un argument de la fonction d'offre de travail, elle est affectée par le changement structurel lié directement à celui de la fonction d'offre de travail dans le cas où un des partenaires franchit la frontière de la participation. La condition de continuité se transporte alors sur cet argument de la fonction d'offre de travail. En terme de notre spécification de la règle de partage, il s'agit d'un changement structurel de la fonction *d* définie ci-dessus. Une forme changeante de la fonction *d* satisfaisant la condition de continuité peut être dérivée en utilisant le terme de la fonction d'offre de travail d'un individu convergeant à 0 à la frontière de la participation de son partenaire, c'est-à-dire h_{mt} pour la femme et h_{ft} pour l'homme:

$$d^* = d + rh_{ft}^*, \qquad \text{si } p_{mt}= 1 \text{ et } p_{ft}= 0 \quad (6)$$

$$d^* = d + Rh_{mt}^*, \text{ si} \qquad \text{si } p_{ft}= 1 \text{ et } p_{mt}= 0 \quad (7)$$

où *R* et *r* sont des paramètres qui assurent la continuité des offres de travail.

Dans le cas de la non-participation d'un des partenaires, les fonctions d'offre de travail subissent les changements structurels suivants :

$$h_{mt} = \alpha_{mD} \ln(w_{mt}) + \beta_{mD}(\ln(\Phi_t) + d_t^*) + q_{mD}, \qquad \text{si } p_{mt}= 1 \text{ et } p_{ft}= 0$$
$$h_{ft} = \alpha_{fD} \ln(w_{ft}) + \alpha_{fD}(\ln(\Phi_t) - d_t^*) + q_{fD}, \qquad \text{si } p_{ft}= 1 \text{ et } p_{mt}= 0$$

ce qui devient par suite de la substitution de d^* d'après les expressions (6) et (7):

$$h_{mt} = \alpha_{mD} \ln(w_{mt}) + \beta_{mD}(\ln(\Phi_t) + d_t + rh_{ft}^*) + q_{mD}, \qquad \text{si } p_{mt}= 1 \text{ et } p_{ft}= 0$$
$$h_{ft} = \alpha_{fD} \ln(w_{ft}) + \alpha_{fD}(\ln(\Phi_t) - d_t - Rh_{mt}^*) + q_{fD}, \qquad \text{si } p_{ft}= 1 \text{ et } p_{mt}= 0$$

ou en regroupant légèrement les termes :

$$h_{mt} = \alpha_{mD} \ln(w_{mt}) + \beta_{mD}(\ln(\Phi_t) + d_t) + sh_{ft}^* + q_{mD}, \qquad \text{si } p_{mt}= 1 \text{ et } p_{ft}= 0$$
$$h_{ft} = \alpha_{fD} \ln(w_{ft}) + \alpha_{fD}(\ln(\Phi_t) - d_t) + Sh_{mt}^* + q_{fD}, \qquad \text{si } p_{ft}= 1 \text{ et } p_{mt}= 0$$

où r et R sont les paramètres décrivant les discontinuités des dérivées de la règle de partage avec le changement de statut de participation au marché de travail d'un partenaire. Les paramètres r et R sont reliés aux paramètres s et S de la façon suivante :

$$r = s / \beta_{mD}$$
$$R = -S / \beta_{fD}.$$

Alors, le modèle structurel complet d'offre de travail d'un ménage admettant la non–participation au marché du travail se résume à ceci :

$$\begin{aligned}
h_{mt} &= \alpha_{mD} \ln(w_{mt}) + \beta_{mD}(\ln(\Phi_t) + d_t) + q_{mD}, && \text{si } p_{ft} = 1 \\
h_{mt} &= \alpha_{mD} \ln(w_{mt}) + \beta_{mD}(\ln(\Phi_t) + d_t) + q_{mD} + \\
&\qquad + s\left(\alpha_{fD} \ln(w_{ft}) + \beta_{fD}(\ln(\Phi_t) - d_{ft}) + q_{fD}\right), && \text{si } p_{ft}= 0, \\
h_{ft} &= \alpha_{fD} \ln(w_{ft}) + \alpha_{fD}(\ln(\Phi_t) - d_t) + q_{fD}, && \text{si } p_{mt} = 1 \\
h_{ft} &= \alpha_{fD} \ln(w_{ft}) + \alpha_{fD}(\ln(\Phi_t) - d_t) + q_{fD} + \\
&\qquad + S\left(\alpha_{mD} \ln(w_{mt}) + \beta_{mD}(\ln(\Phi_t) + d_{mt}) + q_{mD}\right), && \text{si } p_{mt} = 0
\end{aligned} \tag{8}$$

3.4. Cohérence des bris structurels

Comme dans les modèles de type tobit, la participation d'un individu se définit par une fonction latente qui est non-positive en cas de non-participation sur la marché du travail. Une particularité du modèle est le changement structurel de la règle de partage dont dépendent ces latentes. La règle de partage étant elle-même affectée par les bris structurels, les paramètres doivent respecter certaines contraintes pour garantir la continuité des fonctions latentes.

Supposons que l'homme travaille et que la femme arrête de travailler. Alors non seulement la règle de partage et l'offre de travail de l'homme changent mais également la fonction latente de la femme. Elle passe de $h_{ft}^* = \alpha_{fD} \ln(w_{ft}) + \beta_{fD}(\ln(\Phi_t) - d_t) + q_{fD}$ à $h_{ft}^* = \alpha_{fD}^* \ln(w_{ft}) + \beta_{fD}^*(\ln(\Phi_t) - d_t^*) + q_{fD}^*$ où les variables et les paramètres de la partie de droite indicés par * sont les variables et les paramètres affectés par le changement de régime. Évidemment, à la frontière de l'ensemble de participation les deux définitions coïncident :

$$h_{ft}^* = \alpha_{fD} \ln(w_{ft}) + \beta_{fD}(\ln(\Phi_t) - d_t) + q_{fD} = \alpha_{fD}^* \ln(w_{ft}) + \beta_{fD}^*(\ln(\Phi_t) - d_t^*) + q_{fD}^*$$

Par le remplacement de d* par $d^* = d + rh_{mt}^*$, la « nouvelle » latente devient

$$h_{ft}^* = \alpha_{fD}^* \ln(w_{ft}) + \beta_{fD}^*(\ln(\Phi_t) - d_t - rh_{ft}^*) + q_{fD}^*$$

et donc

$$h_{ft}^*(1 + \beta_{fD}^* r) = \alpha_{fD}^* \ln(w_{ft}) + \beta_{fD}^*(\ln(\Phi_t) - d_t) + q_{fD}^*$$

La substitution de la latente par son expression «ancienne » amène à la condition

$$(\alpha_{fD} \ln(w_{ft}) + \beta_{fD}(\ln(\Phi_t) - d_t) + q_{fD})(1 + \beta_{fD}^* r) = \alpha_{fD}^* \ln(w_{ft}) + \beta_{fD}^*(\ln(\Phi_t) - d_t) + q_{fD}^*$$

L'égalisation des coefficients des termes communs permet d'identifier les « nouveaux » paramètres :

$$\alpha_{fD}(1 + \beta_{fD}^* r) = \alpha_{fD}^* \quad (9)$$

$$\beta_{fD}(1 + \beta_{fD}^* r) = \beta_{fD}^* \quad (10)$$

$$q_{fD}(1 + \beta_{fD}^* r) = q_{fD}^* \quad (11)$$

β_{fD}* se trouve par (10):

$$\beta_{fD}* = \beta_{fD}/(1+\beta_{fD}r)$$

ce qui permet de trouver α_{fD}* et q_{fD}* par la suite :

$$\alpha_{fD}* = \alpha_{fD}/(1+\beta_{fD}r)$$

$$q_{fD}* = q_{fD}/(1+\beta_{fD}r)$$

$$h_{ft}* = \left(\alpha_{fD}\ln(w_{ft}) + \beta_{fD}(\ln(\Phi_t) - d_t) + q_{fD}\right)/(1+\beta_{fD}r)$$

Sachant que les latentes se définissent comme positives ou négatives en fonction de la participation ou non-participation,

$$\alpha_{fD}*\ln(w_{ft}) + \beta_{fD}*(\ln(\Phi_t) - d_t*) + q_{fD}* \leq 0 \quad \text{et}$$

$$\alpha_{fD}\ln(w_{ft}) + \beta_{fD}(\ln(\Phi_t) - d_t) + q_{fD} > 0$$

et se rappelant le rapport établie entre les deux latentes

$\left(\alpha_{fD}\ln(w_{ft}) + \beta_{fD}(\ln(\Phi_t) - d_t) + q_{fD}\right)(1+\beta_{fD}*r) = \alpha_{fD}*\ln(w_{ft}) + \beta_{fD}*(\ln(\Phi_t) - d_t) + q_{fD}*$,

on obtient la contrainte suivante :

$$\frac{1}{1+\beta_{fD}r} > 0 \qquad (12)$$

Symétriquement, on obtient la contrainte suivante par la fonction latente de l'homme :

$$\frac{1}{1+\beta_{mD}R} > 0 \qquad (13)$$

Comme $r = s/\beta_{mD}$ et $R = -S/\beta_{fD}$, (12) et (13) sont équivalentes à :

$$\frac{1}{1+s\beta_{fD}/\beta_{mD}} > 0$$

$$\frac{1}{1-S\beta_{mD}/\beta_{fD}} > 0$$

ou

$$s\frac{\beta_{fD}}{\beta_{mD}} > -1 \tag{14}$$

$$S\frac{\beta_{mD}}{\beta_{fD}} < 1 \tag{15}$$

Les conditions (14), (15) se développent en

$$\frac{\beta_{fD}}{\beta_{mD}} > -\frac{1}{s}, \text{ si} \qquad s > 0 \tag{16}$$

$$\frac{\beta_{fD}}{\beta_{mD}} < -\frac{1}{s}, \text{ si} \qquad s < 0 \tag{17}$$

$$\frac{\beta_{mD}}{\beta_{fD}} < \frac{1}{S}, \text{ si} \qquad S > 0 \tag{18}$$

$$\frac{\beta_{mD}}{\beta_{fD}} > \frac{1}{S}, \text{ si} \qquad S > 0 \tag{19}$$

Les quatre dernières conditions (16)-(19) donnent

$$\frac{\beta_{mD}}{\beta_{fD}}\frac{\beta_{fD}}{\beta_{mD}} < \frac{1}{|sS|}$$

ou finalement une contrainte sur les paramètres *s* et *S* :

$$|sS| < 1 \tag{20}$$

4. Spécification de la règle de partage et modèle réduit

Les parts individuelles des individus n'étant pas observées, la règle de partage présentée par la fonction *d* dans le modèle (8) doit être spécifiée afin que le modèle soit estimable.

4.1. Spécification de la règle de partage

Soit d_t définie (en omettant l'indice *t* pour la simplicité de l'écriture) comme une fonction des logarithmes des taux des salaires $\ln(w_f)$ et $\ln(w_m)$, des caractéristiques individuels de la femme, Y_f, de l'homme, Y_m et de ménage, Y_{fm} :

$$d = \theta Y$$

où $Y = (\ln(w_f), \ln(w_m), Y_f, Y_m, Y_{fm}, 1)$ est le vecteur des arguments, $\theta = (\theta_{wf}, \theta_{wm}, \theta_f, \theta_m, \theta_{fm}, \theta_0)$ est le vecteur des coefficients correspondants, incluant une constante θ_0.

4.2. Modèle réduit de l'offre de travail

La spécification de la règle de partage amène à l'écriture suivante du modèle d'offre de travail (8):

$$q_{mD} = m_D Y_m + m_{fmD} Y_{(fm)} + c_{mD}$$
$$q_{fD} = f_D Y_m + f_{fmD} Y_{(fm)} + c_{fD}$$

$$h_m^* = \alpha_{mD} \ln(w_m) + \beta_{mD}\big((\ln(\Phi) + \theta_{wf} \ln(w_f) + \theta_{wm} \ln(w_m) + \\ + \theta_f Y_f + \theta_m Y_m + \theta_{fm} Y_{fm} + \theta_0\big) + m_D Y_m + m_{fmD} Y_{fm} + c_{mD} \quad (21)$$

$$h_f^* = \alpha_{fD} \ln(w_f) + \beta_{fD}\big((\ln(\Phi) - \theta_{wf} \ln(w_f) - \theta_{wm} \ln(w_m) + \\ - \theta_f Y_f - \theta_m Y_m - \theta_{fm} Y_{fm} - \theta_0\big) + f_D Y_f + f_{fmD} Y_{fm} + c_{fD} \quad (22)$$

$h_{mt} = h_{mt}^*$, si $p_{ft} = 1$

$h_{mt} = h_{mt}^* + s \cdot h_{ft}^*$, si $p_{ft} = 0$,

$h_{ft} = h_{ft}^*$, si $p_{mt} = 1$

$h_{ft} = h_{ft}^* + S \cdot h_{ft}^*$, si $p_{mt} = 0$

Le regroupement des termes des équations (21) et (22) donne:

$$h_m^* = (\alpha_{mD} + \beta_{mD}\theta_{wm}) \ln(w_m) + \beta_{mD}\theta_{wf} \ln(w_f) + \beta_{mD} \ln(\Phi) + \\ \beta_{mD}\theta_f Y_f + (\beta_{mD}\theta_{fm} + m_{fmD}) Y_{fm} + (\beta_{mD}\theta_m + m_D) Y_m + (\beta_{mD}\theta_0 + c_{mD}) \quad (23)$$

$$h_f^* = (\alpha_{fD} - \beta_{fD}\theta_{wf})\ln(w_f) - \beta_{fD}\theta_{wm}\ln(w_m) + \beta_{fD}\ln(\Phi) -$$
$$\beta_{fD}\theta_m Y_m + (f_{fmD} - \beta_{fD}\theta_{fm})Y_{fm} + (f_D - \beta_{fD}\theta_f)Y_f + (c_{fD} - \beta_{fD}\theta_0) \quad (24)$$

Les formes (23) et (24) se réduisent aux (25) et (26)

$$h_m^* = a_1\ln(w_m) + a_2\ln(w_f) + a_3\ln(\Phi) + a_4 Y_f + a_5 Y_{fm} + a_6 Y_m + a_0 \quad (25)$$

$$h_f^* = b_1\ln(w_f) + b_2\ln(w_m) + b_3\ln(\Phi) + b_4 Y_m + b_5 Y_{fm} + b_6 Y_f + b_0 \quad (26)$$

où les paramètres du modèle réduit (25)-(26) sont liés aux autres paramètres du modèle structurel (23)-(24) de la façon suivante :

$$a_1 = \alpha_{mD} + \beta_{mD}\theta_{wm} \qquad b_1 = \alpha_{fD} - \beta_{fD}\theta_{wf}$$
$$a_2 = \beta_{mD}\theta_{wf} \qquad b_2 = -\beta_{fD}\theta_{wm}$$
$$a_3 = \beta_{mD} \qquad b_3 = \beta_{fD}$$
$$a_4 = \beta_{mD}\theta_f \qquad b_4 = \beta_{fD}\theta_m$$
$$a_5 = \beta_{mD}\theta_{fm} + m_{fmD} \qquad b_5 = f_{fmD} - \beta_{fD}\theta_{fm}$$
$$a_6 = \beta_{mD}\theta_m + m_D \qquad b_6 = f_D - \beta_{fD}\theta_f$$
$$a_0 = \beta_{mD}\theta_0 + c_{mD} \qquad b_0 = c_{fD} - \beta_{fD}\theta_0$$

d'où l'identification des paramètres du modèle structurel correspondant aux salaires, à la règle de partage et aux caractéristiques individuelles :

$$\beta_{mD} = a_3$$
$$\beta_{fD} = b_3$$
$$\theta_{wf} = a_2 / a_3$$
$$\theta_{wm} = -b_2 / b_3$$
$$\theta_f = a_4 / a_3$$
$$\theta_m = -b_4 / b_3$$
$$\alpha_{mD} = a_1 - a_3 b_2 / b_3$$
$$\alpha_{fD} = b_1 + b_3 a_2 / a_3$$
$$m_D = a_6 - a_3 b_4 / b_3$$
$$f_D = b_6 + b_3 a_4 / a_3$$

$$r = \frac{s}{a_3}$$
$$R = \frac{S}{b_3}$$

Les trois constantes du modèle structurel (θ_0, c_{mD}, c_{fD}) définissant les paramètres a_0 et b_0 ne sont pas identifiées, tout comme les paramètres correspondant aux caractéristiques du ménage $\theta_{fm}, m_{fmD}, f_{fmD}$ définissant les paramètres a_5 et b_5 dans le cas où ces caractéristiques sont incluses dans les deux équations d'offres de travail en plus de déterminer la règle de partage.

Les coefficients identifiés permettent de trouver des élasticités de la règle de partage par rapport aux taux de salaires :

$$\frac{\partial \ln \Phi_m}{\partial \ln w_j} = \frac{\partial \ln \Phi}{\partial \ln w_j} + \frac{\partial d}{\partial \ln w_j} = T\frac{w_j}{\Phi} + \theta_{wj}$$

$$\frac{\partial \ln \Phi_f}{\partial \ln w_j} = \frac{\partial \ln \Phi}{\partial \ln w_j} - \frac{\partial d}{\partial \ln w_j} = T\frac{w_j}{\Phi} - \theta_{wj}$$

Comme les parts individuelles Φ_m et Φ_f ne sont pas observées, ni mesurés, les effets marginaux ne peuvent être calculés que pour des valeurs arbitraires du partage du revenu du ménage, par exemple au moitié du revenu total :

$$\frac{\partial \Phi_m}{\partial w_j} = T\frac{\Phi_m}{\Phi} + \theta_{wj}\frac{\Phi_m}{w_j} = \frac{1}{2}\left(T + \theta_{wj}\frac{\Phi}{w_j}\right)$$

$$\frac{\partial \Phi_f}{\partial w_j} = T\frac{\Phi_f}{\Phi} - \theta_{wj}\frac{\Phi_f}{w_j} = \frac{1}{2}\left(T - \theta_{wj}\frac{\Phi}{w_j}\right)$$

$j = m, f$

Les effets marginaux des variables Y_m et Y_f sur la règle de partage sont reflétés par les paramètres θ_m et $(-\theta_f)$.

Les effets directs des salaires et des variables Y_m et Y_f sur l'offre de travail de l'homme et de la femme sont donnés respectivement par les paramètres β_{mD}, m_{mD} et β_{fD}, m_{fD}.

5. Modèle statistique

Aux fins de l'analyse empirique, le modèle décrit ci-dessus doit être complété par une spécification des taux de salaires permettant l'imputation de ces derniers aux individus qui ne travaillent pas et dont les salaires ne sont pas observés. On doit également spécifier une structure stochastique pour permettre la prise en compte de l'hétérogénéité non-observée.

5.1. Equations des salaires.

Les salaires w_{ijt} ($j = f, m$) [15] dépendent des caractéristiques individuelles observées x_{ijt} et non observées qui varient (u_{ijt}) ou non dans le temps (π_{ij}). La dépendance sur les caractéristiques individuelles peut varier dans le temps. Les salaires peuvent également être affectés par la crise (D_{wj}). Ce choc apparaît sous la forme d'une variable dichotomique.

$$\ln w_{ijt} = \eta_{jt} x_{ijt} + D_{wj} + \pi_{ij} + u_{ijt} \tag{27}$$

5.2. Equations d'offres de travail.

Soit x_{ijt} le vecteur des caractéristiques individuelles des membres du ménage affectant ses préférences et la règle de partage. Soit ν_{ijt} et λ_{ij} les termes décrivant l'hétérogénéité non-observée variable et stable dans le temps, respectivement. Alors le modèle d'offre de travail s'écrit comme :

$$\begin{aligned}
&p_{ijt} = \mathrm{I}\,(h_{ijt}^* > 0) \\
&h_{imt}^* = a_D x_{imt} + \nu_{imt} + \lambda_{im} + (1 - p_{ift}) s \cdot (b_D x_{ift} + \nu_{ift} + \lambda_{if}) \\
&h_{ift}^* = b_D x_{ift} + \nu_{ift} + \lambda_{if} + (1 - p_{imt}) S \cdot (a_D x_{imt} + \nu_{imt} + \lambda_{im}) \\
&h_{ijt} = h_{ijt}^* \qquad \text{si } h_{ijt}^* \geq 0\,, j = f, m \\
&h_{ijt} = 0 \text{ sinon}
\end{aligned} \tag{28}$$

où a_D et b_D sont les vecteurs de paramètres des formes réduites (25) et (26) respectivement, x_{imt} et x_{ift} sont les vecteurs de variables correspondantes.

[15] le sous-indice *i* est ajouté pour marquer le *i*em ménage

Les termes d'erreurs $(u_{imt}, u_{ift}, v_{imt}, v_{ift})$ des équations des salaires et de l'offre de travail correspondant au cas où les deux partenaires participent au marché de travail sont supposés suivre une loi normale jointe avec moyennes nulles $\boldsymbol{\mu}_{uv} = (0,\ 0,\ 0,\ 0)$ et la matrice de variance–covariance Σ_{uv} :

$$\Sigma_{uv} = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \sigma_{13} & 0 \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 & 0 & \sigma_{24} \\ \sigma_{13} & 0 & \sigma_3^2 & \sigma_{34} \\ 0 & \sigma_{24} & \sigma_{34} & \sigma_4^2 \end{pmatrix}$$

Alors la matrice de variance–covariance de termes d'erreurs des équations des salaires et des équations de l'offre de travail décrites par (28) est:

$$\Sigma_{Ss} = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 + s^{*2}\,\sigma_2^2 + 2s\sigma_{12} & (1 + S^* s^*)\sigma_{12} + S^*\sigma_1^2 + s^*\sigma_2^2 & \sigma_{13} & 0 \\ (1 + S^* s^*)\sigma_{12} + S^*\sigma_1^2 + s^*\sigma_2^2 & \sigma_2^2 + S^{*2}\,\sigma_1^2 + 2S\sigma_{12} & 0 & \sigma_{24} \\ \sigma_{13} & 0 & \sigma_3^2 & \sigma_{34} \\ 0 & \sigma_{24} & \sigma_{34} & \sigma_4^2 \end{pmatrix}$$

avec

$$S^* = S(1 - p_{imt})$$

$$s^* = s(1 - p_{ift})$$

et

$$p_{ijt} = \mathrm{I}\,(h_{ijt}^* > 0).$$

Ainsi, les termes d'erreurs sont indépendants entre les différents ménages et à travers le temps. Les corrélations sont supposées non nulles entre les équations d'offre de travail de deux membres de ménage, entre l'offre de travail et le salaire de chacun et entre les salaires de deux individus. L'offre de travail d'un individu est supposée corrélée avec le salaire de son partenaire qu'implicitement par l'entremise de la corrélation entre les salaires et chaque salaire avec l'offre de travail correspondante.

Il est à noter que les paramètres *S*, s** prennent les valeurs 0 ou 1 selon le statut de participation des deux individus. Ainsi, la matrice de covariance change avec les quatre régimes de participations (les deux membres travaillent, un seul des deux travaille, et les deux ne travaillent pas).

Les termes d'erreurs $(u_{imt}, u_{ift}, \nu_{imt}, \nu_{ift})$ sont supposés non corrélés avec les effets aléatoires qui suivent également une loi jointe normale de moyennes nulles $\boldsymbol{\mu}_{\pi\lambda}=(0,\ 0,\ 0,\ 0)$ et de matrice de variance – covariance : $(\pi_{if}, \pi_{im}, \lambda_{if}, \lambda_{im}) \sim N(\boldsymbol{\mu}_{\pi\lambda}, \Omega_{\pi\lambda})$ avec

$$\Omega_{\pi\lambda} = \begin{pmatrix} \omega_1^2 & \omega_{12} & \omega_{13} & \omega_{14} \\ \omega_{12} & \omega_2^2 & \omega_{23} & \omega_{24} \\ \omega_{13} & \omega_{23} & \omega_3^2 & \omega_{34} \\ \omega_{14} & \omega_{24} & \omega_{34} & \omega_4^2 \end{pmatrix}$$

Par ses propriétés, une matrice de variance–covariance est symétrique et définie positive. Afin de garantir la positivité de la matrice estimée, la décomposition de *Cholesky* est appliquée lors des estimations:

$$\begin{aligned} \Sigma_{uv} &= LL' \\ \Omega_{\pi\lambda} &= KK' \end{aligned} \qquad (29)$$

où L et K sont les matrices triangulaires inférieures.

Ainsi, ce sont les paramètres des matrices de *Cholesky* qui sont obtenus à la suite de l'estimation du système (27), (28). Les paramètres des matrices Σ_{uv} et $\Omega_{\pi\lambda}$ sont trouvés par la suite d'après (29).

Les contraintes sur $\sigma_{14}=0$ $\sigma_{23}=0$ impliquent des contraintes sur la matrice de Cholesky L, qui se trouvent en établissant le rapport entre σ_{14}, σ_{23} et les éléments de la matrice L :

$$\begin{aligned} \sigma_{14} &= l_{11}l_{41} \\ \sigma_{23} &= l_{21}l_{31} + l_{22}l_{32} \end{aligned}$$

Les dernières expressions permettent de déduire les contraintes sur la matrice L :

$$l_{41} = 0$$

$$l_{32} = -\frac{l_{21} l_{31}}{l_{22}}$$

6. Estimation

Le système (27),(28) est estimé par la méthode de maximum de vraisemblance simulé (SMLE). Tout d'abord les effets aléatoires individuels sont simulés en effectuant 20 tirages de quatre variables normales corrélées. Par la suite, et conditionnellement aux effets simulés, la fonction de vraisemblance est définie d'une façon analytique. Finalement, le logarithme de la moyenne de 20 tirages est maximisé.

La fonction de vraisemblance pour le système d'équations (27), (28) est la suivante :

$$L = \prod_{\substack{p_{ift}=1 \\ p_{imt}=1}} f_4(u_{imt}, u_{ift}, \nu_{imt}, \nu_{ift}) \times$$

$$\times \prod_{\substack{p_{ift}=1 \\ p_{imt}=0}} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{-(a_D x_{imt} + \nu_{imt} + \lambda_{im})} f_4(u_{imt}, u_{ift}, \nu_{imt}, \nu_{ift} + S\nu_{imt}) d\nu_{imt} du_{ift} \times$$

$$\times \prod_{\substack{p_{ift}=0 \\ p_{imt}=1}} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{-(b_D x_{ift} + \nu_{ift} + \lambda_{if})} f_4(u_{imt}, u_{ift}, \nu_{ift}, \nu_{imt} + s\nu_{ift}) d\nu_{ift} du_{imt} \times$$

$$\times \prod_{\substack{p_{ift}=0 \\ p_{imt}=0}} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{b_m} \int_{-\infty}^{b_f} f_4(u_{imt}, u_{ift}, \nu_{imt} + s\nu_{ift}, \nu_{ift} + S\nu_{imt}) d(\nu_{imt} + s\nu_{ift}) d(\nu_{ift} + S\nu_{imt}) du_{imt} du_{ift}$$

où les bornes b_m , b_f se définissent comme

$$b_m = -(a_D x_{imt} + \nu_{imt} + \lambda_{im} + s \cdot (b_D x_{ift} + \nu_{ift} + \lambda_{if}))$$

$$b_f = -(b_D x_{ift} + \nu_{ift} + \lambda_{if} + S \cdot (a_D x_{imt} + \nu_{imt} + \lambda_{im})) \ ,$$

f_r sont les fonctions de densité des lois normales de dimension r. Les intégrations des salaires (en raison de la non participation des individus), réduit la fonction comme suit :

$$L = \prod_{\substack{p_{ift}=1 \\ p_{imt}=1}} f_4(u_{imt}, u_{ift}, v_{imt}, v_{ift}) \times$$

$$\times \prod_{\substack{p_{ift}=1 \\ p_{imt}=0}} \int_{-\infty}^{-(a_D x_{imt} + v_{imt} + \lambda_{im})} f_4(u_{imt}, u_{ift}, v_{imt}, v_{ift} + S v_{imt}) dv_{imt} \times$$

$$\times \prod_{\substack{p_{ift}=0 \\ p_{imt}=1}} \int_{-\infty}^{-(b_D x_{ift} + v_{ift} + \lambda_{if})} f_4(u_{imt}, u_{ift}, v_{ift}, v_{imt} + s v_{ift}) dv_{ift} \times$$

$$\times \prod_{\substack{p_{ift}=0 \\ p_{imt}=0}} \int_{-\infty}^{b_m} \int_{-\infty}^{b_f} f_4(u_{imt}, u_{ift}, v_{imt} + s v_{ift}, v_{ift} + S v_{imt}) d(v_{imt} + s v_{ift}) d(v_{ift} + S v_{imt})$$

7. Résultats

Les résultats de l'estimation sont présentés à l'annexe K. Afin de stabiliser les variances, certaines variables sont normalisées. Ainsi, les salaires sont mis en logarithmes, les nombres d'années d'éducations sont divisés par 10, les variables correspondants à l'age et l'age carré sont divisés par 10 et 100 respectivement. L'estimation des salaires montre la même tendance par rapport à l'âge et l'éducation des individus que le test préalable du chapitre I : Les salaires diminuent avec l'age (le coefficient correspondant est significatif pour les hommes) et augmentent avec le nombre d'années d'étude. Les coefficients des variables régionales sont faibles et non significatifs. Les salaires sont plus élevés en périodes d'après crise ce qui est contradictoire avec le test préalable. La période couvrant plusieurs années, l'estimation des salaires pourrait être raffinée en la décomposant en plusieurs sous-périodes.

Les résultats concernant le modèle réduit de l'offre de travail montrent la variabilité des paramètres de la période avant la crise à la période d'après. Les paramètres du modèle structurel correspondant ((21)-(22)) identifiés à partir de cette estimation sont présentés au tableau 1.

Tableau 1. Paramètres du modèle structurel d'offre de travail (21)-(22)[*)]:

Paramètres	**La période avant la crise, D = 0**	**La période d'après crise, D = 1**
α_{mD}	-7.5***	-7.175***
α_{fD}	-4.3***	-3.832*
β_{mD}	-0.003	-0.052***
β_{fD}	-0.024***	-0.083***
θ_{wm}	6.477**	5.991**
θ_{wf}	-7.802	-7.501
θ_m		
Age de la femme	-0.048**	-0.033
Années d'éducation de la femme	0.055	0.123
θ_f		
Age de l'homme	0.755	0.735
Années d'éducation de l'homme	-1.935	-2.034
m_D		
Age de l'homme	-0.025**	-0.027**
Années d'éducation de l'homme	0.323***	0.335***
f_D		
Age de la femme	-0.047	-0.092
Années d'éducation de la femme	1.636***	1.776**
Paramètres de discontinuité		
S	0.065***	
s	0.021***	
R	-2.672**	-0.774***
r	-5.996	-0.395**

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%

*) $h_m^* = \alpha_{mD}\ln(w_m) + \beta_{mD}\left((\ln(\Phi) + \theta_{wf}\ln(w_f) + \theta_{wm}\ln(w_m) + \theta_f Y_f + \theta_m Y_m + \theta_{fm} Y_{fm} + \theta_0\right) + m_D Y_m + m_{fmD} Y_{fm} + c_{mD}$

$h_f^* = \alpha_{fD}\ln(w_f) + \beta_{fD}\left((\ln(\Phi) - \theta_{wf}\ln(w_f) - \theta_{wm}\ln(w_m) - \theta_f Y_f - \theta_m Y_m - \theta_{fm} Y_{fm} - \theta_0\right) + f_D Y_m + f_{fmD} Y_{fm} + c_{fD}$

On retrouve la même relation négative entre les salaires et l'offre de travail ($\alpha_{mD} < 0$, $\alpha_{fD} < 0$). Ainsi, l'endogénéisation des salaires ne change pas le résultat du chapitre III : l'effet revenu domine l'effet substitution. Par contre, contrairement aux résultats du chapitre III, l'effet du revenu total sur l'offre de travail se trouve négatif ($\beta_{mD} < 0$, $\beta_{fD} < 0$) ce qui corresponds mieux à l'intuition du modèle d'offre de travail supposant le loisir comme un bien normal.

Parmi les caractéristiques individuelles des partenaires telles que leur âge et le nombre d'années d'éducation, l'âge de la femme se trouve significatif dans la définition de la règle de partage (θ_m). Cette variable a un impact négatif sur la différence des parts de l'homme et de la femme avant la crise et non significatif après la crise. Ainsi, la part de la femme augmente par rapport à celle de l'homme avec l'âge. Les effets de l'âge et du nombre d'années d'étude sont plus prononcés pour l'offre de travail de chaque individus (m_D, f_D) que pour la définition de la règle de partage : l'offre de travail des individus diminue avec l'age et augmente avec le nombre d'années d'études. Ces effets sont plutôt stable dans le temps. Le dernier effet est plus fort pour les femmes.

Les effets des variables du ménage déterminant à la fois la règle de partage et l'offre de travail de deux partenaires ne peuvent pas être identifiés que dans leur impact final sur l'offre de travail sans distinguer ses impacts via la règle de partage. Ainsi, on retrouve l'effet négatif de nombre d'enfant sur l'offre de travail de la femme et positif sur celui de l'homme (voir tableau K2 de l'annexe K). En période d'après crise ce dernier effet change : l'impact du nombre d'enfants sur l'offre de travail de l'homme devient négatif. On peut supposer qu'avec la crise l'impact du nombre d'enfants sur la règle de partage a augmenté au profit de la femme, rendant ainsi l'effet agrégé négatif sur l'offre de travail.

Les paramètres de discontinuité *S* et *s* des fonctions d'offre de travail vérifient la contrainte (20) de la cohérence structurelle du modèle. Les paramètres de discontinuité de la fonction de la règle de partage, *R* et *r*, diminuent significativement en valeurs absolues en passant de la période d'avant crise à celle d'après. Cependant cet effet ne peut pas être interprété en termes de comportement des individus : les paramètres étant de nature plutôt technique, peuvent répondre ainsi à la hausse des variables latentes de l'offre de travail des partenaires h_m^*, h_f^*.

Le tableau 2 présente les effets marginaux des déterminants la règle de partage.

Tableau 2. Les effets marginaux des taux de salaires sur la règle de partage avant et après la crise D, $d = \frac{\Phi_m - \Phi_f}{\Phi}$.

∂(règle de partage)/∂(variable)	**Effets marginaux** D = 0	**Effets marginaux** D = 1
$\partial d/\partial lnw_m \, (= \theta_{wm})$	6.477**	5.991**
$\partial d/\partial lnw_f \, (= \theta_{wf})$	-7.802	-7.501
$\partial ln\Phi_m/\partial lnw_m$	38.7***	16.06***
$\partial ln\Phi_m/\partial lnw_f$	23.47	1.422
$\partial ln\Phi_f/\partial lnw_m$	25.75***	4.073
$\partial ln\Phi_f/\partial lnw_f$	39.07	16.423
$\partial \Phi_m/\partial w_m$	101***	134***
$\partial \Phi_m/\partial w_f$	63	13
$\partial \Phi_f/\partial w_m$	67***	34*
$\partial \Phi_f/\partial w_f$	105*	155

*significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%
w_j est le taux de salaire , $j = f, m$

Certains effets du tableau 2 sont peu significatifs puisqu'ils dépendent entre autres de $\partial h_m/\partial ln\Phi$ qui est peu significatif dans l'estimation d'une offre de travail (tableau K2 de l'annexe K).

L'impact du salaire de l'homme sur la différence $\Delta = \Phi_m - \Phi_f$ de parts entre l'homme et de la femme de revenu total est, comme attendu, positif, alors que celui du salaire de la femme est négatif mais peu significatif. Cela montre l'effet positif du salaire de chacun sur sa propre part.

L'impact des deux salaires sur les parts individuelles est positif pour les deux partenaires. Donc, l'augmentation du salaire d'un individu augmente les deux parts, à son propre bénéfice de façon plus importante. Ainsi, contrairement au chapitre III, l'augmentation du salaire d'un individu augmente les revenus des deux conjoints en redistribuant le gain de revenu marginal au profit de chacun sans la redistribution des ressources d'avant l'augmentation. La différence avec les résultats du chapitre III peut s'expliquer en partie par la non équivalence du loisir perdu par le travail domestique dans le cas du modèle utilisé au chapitre III.

Les effets de salaires diminuent en période d'après crise par rapport à la période d'avant. Cette diminution se reflète bien dans les élasticités des parts individuelles par rapport aux salaires. Une interprétation de l'effet de diminution peut être l'augmentation de l'impact des facteurs de distribution non observés sur la règle de partage. La diminution des effets des salaires de deux partenaires est accompagnée par une augmentation de l'écart entre l'impact du salaire de l'homme et celui de la femme. Chaque partenaire bénéficie plus de l'augmentation de son propre salaire que de l'augmentation du salaire de son partenaire. Cet effet se renforce en période d'après la crise.

Ces résultats montrent tout d'abord que les salaires de deux partenaire sont les déterminants de la règle de partage. En plus, ils montrent qu'avec le temps l'individualisation dans la gestion du revenu d'un individu se renforce.

Les tableaux 3 et 4 donnent les paramètres estimés des matrices de variance-covariance Σ_{uv} et $\Omega_{\pi\lambda}$ des termes d'erreurs du système (27)-(28).

Tableau 3. **Matrice de Variance – covariance** Σ_{uv} .

Covariance	**Valeur de paramètre**
σ_1^2	5.011***
σ_2^2	1.496***
σ_3^2	0.089***
σ_4^2	0.075***
σ_{12}	-0.095***
σ_{13}	0.668***
σ_{24}	0.334***
σ_{34}	0.003***

La corrélation entre les termes d'erreurs variant dans le temps des équations d'offre de travail est négative. Ainsi les effets non observés influençant l'offre de travail et variant dans le temps ont des effets opposés pour les deux partenaires. Les corrélations de termes d'erreur variant entre les équations des salaires sont positives ainsi que entre les équations de salaires et l'offre de travail de chacun.

Tableau 4. **Matrice de Variance – covariance** $\Omega_{\pi\lambda}$.

Covariance	Valeur de paramètre
ω_1^2	0.971***
ω_2^2	0.786***
ω_3^2	0.019***
ω_4^2	0.041***
ω_{12}	0.873***
ω_{13}	0.135***
ω_{14}	0.200***
ω_{23}	0.122***
ω_{24}	0.180***
ω_{34}	0.028***

Les effets aléatoires des quatre équations sont corrélés positivement. Les corrélations sont fortes et significatives statistiquement.

CONCLUSION

Ce travail est le premier à étudier la stabilité temporelle de la règle de partage dans le cadre du modèle collectif. Le cadre empirique s'inspire des travaux récents de Bloemen (2004) et Donni (2003) et admet autant les solutions intérieures que les solutions de coin sur les heures de travail. Dans le travail empirique, les équations de salaires et d'offres sont estimées de façon simultanée à l'aide de l'estimateur SMLE (méthode du maximum de vraisemblance simulé). Cela permet la prise en compte d'effets aléatoires individuels en plus d'exploiter de façon plus efficace la structure en panel des données du RMLS.

Les résultats montrent la variabilité des paramètres entre les périodes qui ont précédé et suivi la crise financière russe de 1998. Les résultats centraux sont l'importance des salaires dans la définition de la règle de partage et le renforcement dans le temps de l'individualisation dans la gestion du revenu des membres du ménage. Plus précisément, l'augmentation du salaire d'un individu augmente les revenus des deux conjoints en redistribuant le gain de revenu marginal au profit de chacun sans la redistribution des ressources d'avant l'augmentation. Les effets de salaires diminuent en période d'après crise par rapport à la période d'avant. En même temps, la supériorité de l'effet du salaire d'un individu sur sa propre part par rapport à la part de son partenaire se renforce en période d'après crise.

Les effets aléatoires se trouvent importants et corrélés entre les équations des salaires et de l'offre de travail des individus et ses partenaires.

CONCLUSION GENERALE

Des nouvelles applications empiriques du modèle collectif sont présentées dans cette thèse. Ces applications sont réalisées à l'aide de la deuxième phase des données de l'enquête RLMS (*Russian Longitudinal Monitoring Survey*) couvrant la période 1994-2004.

Par les contraintes de l'enquête discutée dans le chapitre I, le choix des périodes d'étude est dicté souvent par la disponibilité des données sur les variables d'intérêt. Ainsi, une application du modèle unitaire du deuxième chapitre est basée sur les vagues IX à XIII couvrant la période de 2000 à 2004, et contenant les données nécessaires sur les avantages sociaux proposés par les entreprises à leurs employés. Les tests du modèle collectif du troisième chapitre, qui inclut la production domestique, sont basés sur les vagues V à VIII comprises entre 1994 et 1998 et qui fournissent les données de budget–temps indispensables au calcul des heures de travail domestique de chaque conjoint. La période étudié est caractérisée par des nombreuses transformations économiques et sociales, et par des chocs macroéconomiques parmi lesquels figure la grande crise financière de l'année 1998 divisant la phase II en deux périodes, de 1994 à 1998 et de 1998 à 2004, correspondant aux périodes d'études mentionnées.

Afin de vérifier la légitimité de la distinction entre les deux périodes, des tests simples exploitant de façon approfondie les données utilisées dans la thèse sont proposés dans le chapitre I. Ensuite, le chapitre II propose un modèle unitaire d'offre de travail tenant compte de la bi-activité, un phénomène présent sur le marché du travail russe. La partie empirique liée à ce modèle propose une technique d'estimation des équations de salaires simple dans sa réalisation, mais qui tient compte d'une double censure. Cette technique est développée en réponse au problème provenant de la présence de la bi-activité, mais peut être appliquée au même problème de double censure apparaissant, par exemple, dans le cadre d'un modèle collectif où le salaire de l'individu est corrélé non seulement avec sa propre décision de travailler ou non, mais aussi avec celle de son partenaire.

Les résultats des analyses des modèles réduits du premier chapitre montrent l'existence d'une rupture structurelle en 1998 et justifient l'analyse approfondie du comportement des ménages russes en explorant l'inégalité intrafamiliale et la stabilité de la règle de partage entre les périodes d'avant et après 1998-1999.

Le travail présenté dans le chapitre III, propose l'analyse de l'inégalité intrafamiliale en utilisant les réponses à des questions subjectives sur le niveau de revenu et de la satisfaction. Le cadre théorique utilisé est celui du modèle collectif avec production domestique.

Deux tests du modèle collectif sont élaborés dans ce cadre. S'appuyant sur les notions de l'utilité, d'une part, et du revenu complet, d'autre part, les tests sont proches dans leur principe théorique et identiques quant à la réalisation technique. Ces tests d'inégalité basés sur les indices d'égalité définis par l'égalité de partage du revenu complet et par l'égalité dans la distribution de l'utilité donnent des résultats similaires. La comparaison entre les deux justifie nos interprétations de deux questions et leur exploitation selon le cas. Les résultats confortent les hypothèses faites dans le cadre des modèles collectifs. Le rapport des taux de salaires entre les deux conjoints est un facteur déterminant de la règle de partage: plus le salaire de la femme est élevé par rapport à celui de son mari, plus la probabilité qu'elle bénéficie d'une part supérieure à celle de son partenaire est importante.

Deux nouvelles méthodes d'identification de la règle de partage sont également élaborées à l'aide de données subjectives fournissant une source d'identification complémentaire. La clé de l'identification de la règle de partage, dans le cas où l'égalité est définie en tant qu'égalité dans le partage du revenu complet, est la mesure de la part du revenu de chacun par une moitié du revenu total du ménage (qui est observé) et l'utilisation de l'échantillon des couples faisant état dans les données du même niveau de revenu. La stratégie d'identification de la règle de partage dans le cas où l'égalité est définie en tant que distribution égale de l'utilité s'appuie également sur l'utilisation de l'échantillon des couples rapportant le même niveau de satisfaction. Pourtant dans ce cas, les parts individuelles de revenu ne peuvent pas être mesurées. Ainsi la méthode propre à ce cas a dû être adaptée.

Les résultats de deux méthodes sont similaires et confirment les prédictions du modèle : les salaires et le niveau d'éducation semblent exercer une influence sur la règle de partage. L'augmentation du salaire de la femme augmente sa part du plein revenu plus fortement que l'augmentation du salaire de son mari. En outre, un effet positif de la présence des jeunes enfants sur la part de la femme est constaté dans le cas où l'égalité est définie en tant que distribution égale de l'utilité. Ceci pourrait indiquer que d'autres variables non liées avec les salaires et le revenu hors travail peuvent influencer la règle de partage.

Par ailleurs, dans cette partie, nous n'explorons pas la double dimension des données panel : les travaux ultérieurs fondés sur la modélisation collective du ménage peuvent être enrichis par la prise en compte de l'hétérogénéité individuelle inobservée. Un autre développement important de ce travail est l'endogénéisation des salaires des membres des

ménages. Un suivi individuel au cours du temps permet également d'observer si le couple continue ou non à exister à l'issue de la période. L'endogénéisation dans les modèles collectifs des processus de formation et de dissolution des couples pourrait être un véritable progrès dans ce domaine.

Le travail présenté dans le chapitre IV de cette thèse est le premier à étudier la stabilité temporelle de la règle de partage dans le cadre du modèle collectif. Le cadre empirique s'inspire des travaux récents de Bloemen (2005) et Donni (2003) et admet autant les solutions intérieures que les solutions de coin sur les heures de travail. Dans le travail empirique, les équations de salaires et d'offres sont estimées de façon simultanée à l'aide de l'estimateur SMLE (méthode du maximum de vraisemblance simulé). Cela permet, entre autres, la prise en compte d'effets aléatoires individuels ainsi que d'exploiter de façon plus efficace la structure en panel des données du RMLS.

Les résultats montrent la variabilité des paramètres entre les périodes qui ont précédé et suivi la crise financière russe de 1998. Les résultats centraux sont l'importance des salaires dans la définition de la règle de partage et le renforcement dans le temps de l'individualisation dans la gestion du revenu des membres du ménage. Plus précisément, l'augmentation du salaire d'un individu augmente les revenus des deux conjoints en redistribuant le gain de revenu marginal au profit de chacun sans la redistribution des ressources d'avant l'augmentation en différence avec les résultats du chapitre III. Les effets des salaires diminuent en période d'après crise par rapport à la période précédente. En même temps la supériorité de l'effet du salaire d'un individu sur sa propre part par rapport à la part de son partenaire se renforce en période d'après la crise.

Les chapitres III et IV proposent donc des applications du modèle collectif. Ainsi, la règle de partage fait l'objet d'une étude approfondie dans les deux cas. Les différences entre les résultats des deux chapitres peuvent sans doute être expliquées par des différences dans les aspects théoriques et empiriques des modèles correspondants. Tout d'abord, le modèle avec le travail domestique utilisé dans le chapitre III définit le loisir d'une manière plus précise. De ce point du vue, il est plus à même d'expliquer pourquoi on trouve dans ce chapitre que l'augmentation du salaire d'un individu augmente sa propre part du revenu total et diminue celle de son partenaire. Dans le chapitre IV on trouve plutôt que l'augmentation du salaire a pour effet d'augmenter également le revenu échouant au partenaire. Ainsi dans le quatrième chapitre c'est plutôt la marge monétaire distribuée à l'intérieur du ménage qui est en jeu, alors

dans le deuxième chapitre cela peut être également la réallocation du temps entre le travail domestique et le travail marchand. Pourtant le travail domestique n'étant pas l'objet de cette thèse, une telle comparaison ne peut donner lieu qu'à une interprétation intuitive. Une analyse plus rigoureuse pourrait se faire en effectuant l'étude du chapitre III sans prise en compte du travail domestique dans la mesure du loisir. En fait, la différence au niveau de la mesure du loisir n'est pas la seule. Les modèles sont fortement différents dans leurs parties empiriques. Les résultats du chapitre IV sont plus robustes statistiquement : l'approche du modèle empirique de ce chapitre par rapport à celle du chapitre III est avantageuse en deux points : (1) les salaires des deux membres des ménages sont endogénéisés et estimés simultanément avec les équations d'offre de travail, dépassant en cela une limitation du modèle empirique du chapitre III; (2) En outre, les effets aléatoires individuels sont pris en compte. Ainsi à la différence de l'analyse empirique du chapitre III, celle du chapitre IV est plus efficace car elle exploite la dimension du panel de données utilisées.

Les directions de recherche futures chercheront à exploiter le choc occasionné par la période d'instabilité tant du point de vue empirique que théorique. Sur le plan empirique, nous pourrons simplifier et généraliser le modèle en étudiant l'hétérogénéité non-observée en l'approchant par des techniques non-paramétriques. Cela permettra de ne pas contraindre les effets aléatoires à suivre une loi particulière (loi normale dans notre étude).Sur le plan théorique, le modèle pourrait être raffiné en considérant d'autres chocs économiques et en permettant une plus grand interdépendance inter-temporelle des décisions à l'intérieur des ménages entre les périodes consécutives. Les modèles collectifs dynamiques en sont encore à leurs premiers balbutiements. Une telle approche dynamique pourrait être adaptée à la modélisation des décisions relative à la participation au marché du travail. Les changements majeurs observés sur le marché du travail russe au cours des 15 dernières années présentent des conditions idéales pour développer et valider les modèles collectifs dans de nombreuses directions.

BIBLIOGRAPHIE

Amemiya T. (1974), "Multivariate Regression and Simulteneous Equation Models When the Dependent Variables are Truncated Normal", *Econometrica* 42, p.999-1012.

Apps P. et Rees R. (1997), "Collective Labor Supply and Household Production", *Journal of Political Economy*, 105, pp. 178-190.

Apps P. et Rees R. (1999), « Individual versus Joint Taxation in Models with Household Production », *The Journal of Political Economy,* 107, pp. 393-403.

Aronsson T., Daunfeldt S.-O. et Wickström M. (2001), « Estimating Intra-Household Allocation in a collective Model with Household Production », *Journal of Population Economics,* 14, pp. 569-584.

Ashwin, Lytkina (2004), "The Role of Domestic Marginalization" Gender & Society.2004; 18: 189-206.

Basu L. (2001), "Gender and Say: A Model of Household Behavior with Endogenously-determined Balance of Power", *Economic Journal*, à paraître.

Becker G.(1981), *A Treatise on the Family*, Harvard University Press.

Bera A.K., Jarque C.M., Lee L.-F. (1984), "Testing the Normality Assumption in Limited Dependent Variable Models", *International Economic Review*, 25, 563-578.

Blundell R., Chiappori P.A., Magnac T., Meghir C. (2001), "Collective labor supply: heterogeneity and nonparticipation", Working Paper WP01/19, The Institute for Fiscal Studies, London.

Bloemen H.G. (2004), « An Empirical Model of Collective Household Labor Supply with Nonparticipation", Discussion Paper, TI 2004-010, Tinergen Institute.

Bonke et Browning M. (2003), "The distribution of well-being and income within the household", W.P. Centre for Applied Microeconometrics, Institute of Economics, University of Copenhagen.

Bouev M. (2001), "Labor Supply, Informal Economy and Russian Transition", The William Davidson Institute, the University of Michigan, Working Papers № 408.

Bourguignon F., Chiappori P.A. (1992), « Collective models of household behavior: An introduction », *European Economic Review*, 36, p.355-364.

Bourguignon F. et Chiuri M.C. (2005), "Labor Market Time and Home Production: a new test for collective models of intra-household allocation", *CSEF Working Paper* 131.

Browning M., Chiappori P.A. (1998), « Efficient intra-household allocations : a general characterization and empirical tests », *Econometrica*, 66, p.1241-1278.

Browning M., Chiappori P-A. et Lewbel A. (2004), "Estimating Consumption Economies of Scale, Adult Equivalence Scales, and Household Bargaining Power", *mimeo.*

Chiappori P.A. (1988), « Rational household labor supply », *Econometrica*, 56, p.63-89.

Chiappori P.A. (1992), « Collective Labor Supply and Welfare », *Journal of Political Economy*, 100, p.437-467.

Chiappori P-A. (1997), "Introducing Household Production in Collective Models of Labor Supply", *Journal of Political Economy*, 105, pp. 191-209.

Chiappori P.-A., Donni O. (2006), "Les modèles non unitaires de comportement du ménage: un survol de la littérature", L'Actualité économique, Revue d'analyse économique, vol. 82, N 1-2, mars- juin.

Chiappori P.-A., Ekeland I. (2002), « The micro economics of group behavior : identification », mimeo, Chicago, University of Chicago.

Chiappori P-A., Fortin, B. et Lacroix G. (2002), "Marriage Market, Divorce Legislation and Household Labor Supply", *Journal of Political Economy,* 110, pp.37-72.

Chistjakov N.(1996), *Kurs teorii verojatnosti*, Moskva "Agar".

Clark A., Couprie H. et Sofer C. (2004), "La modélisation collective de l'offre de travail. Mise en perspective et application aux données britanniques", *Revue Economique*, 55, n°4, p.767-789.

Clark A. et Oswald A. (1994), "Unhappiness and unemployment" *Economic Journal,* vol. 104, pp. 648-659.

Conway K.S., Kimmel J. (1998), "Male Labor Supply Estimates and the Decision to moonlight", *Labor Economics*, Volume 5, Issue 2.

Couprie H. (2003), "*Time allocation within the Family: welfare implications of life in a couple*", Document de Travail GREQAM, n°02A23.

Dauphine A., El Lahga A.-R., Fortin B. et Lacroix G.(2006), « Choix de consommation des ménages en présence de plusieurs décideurs », *Actualité Économique* : *Revue d'analyse économique*, vol. 82, *N*1-2, mars-juin.

Donni O. (2003), "Collective household labor supply: Non-participation and income taxation", *The Journal of Public Economics*, 87, pp. 1179-1198.

Donni O. (2004), "Labor Supply, Home production and Welfare Comparisons", Working Paper, 04-27, CIRPEE.

Earle, J.S. et Sabirianova K. (2002), "How Late to Pay? Understanding Wage Arrears in Russia", *Journal of Labor Economics,* 20(3), pp. 661-707.

Ferrer-i-Carbonell A. (2002), "Subjective Questions to Measure Welfare and Well-being", *Tinbergen Institute Discussion Paper,* 2002-020/3.

Ferrer-i-Carbonell A. et Frijters P. (2004), "How important is methodology for the estimates of the determinants of happiness?", *Economic Journal,* July, pp. 641-659.

Folbre (1997), « Gender Coalitions : Extrafamily Influences on Intrafamily Inequlity », in L.Haddad, J. Hoddinott et H.Alderman (éds), *Intrahousehold Resources Allocation in Developing Countries*, The John Hopkins University Press, Baltimore et Londres.

Foley M. (1997), "Multiple Job Holding in Russia During Economic Transition", Economic Groth Center Discussion Paper №781, Yale University, August.

Fong Y. et Zhang J. (2001), "The Identification of Unobservable and Independent Spousal Leisure", *Journal of Political Economy*, 109(1), pp. 191-202.

Fortin B. et Lacroix G. (1997), "A Test of the Unitary and Collective Models of Household Labour Supply.**"** *Economic Journal*, vol. 107, issue 443, pages 933-55.

Goskomstat Rossii (2005), *Russie en chiffres*, Moscou.

Gray J.S. (1998), « Divorce-Low Changes, Household Bargaining, and Married Women's Labor Supply », American Economic Review, 88 : 628-642.

Greene W. H. (2000), *Econometric Analysis*, Fourth Edn., Englewood Cliffs, Prentice-Hall.

Gronau R. (1977), "Leisure, homeproduction and work – the theory of the allocation of time", *JPE* 85(6).

Grossbard-Schechtman S., Neuman S. (2003), « Marriage and Work for Pay, in S.Grossbard-Schechtman » (éd.), *Marriage and the Economy ; Theory and Evidence from Advanced Societies*, Cambridge University Press, Cambridge, United-Kingdom.

Guariglia A., Kim B.-Y. (2001), "The Dynamics of Moonlignting: What is happenning in the Russian informal economy?", BOFIT Discussion Papers, 5.

Heckman J. (1974), "Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply", *Econometrica* 42, p.679-694.

Heeringa, S.G. (1997), "*Russia Longitudinal Monitoring Survey. Sample Attrition, Replenishment, and Weighting in Rounds V–VII"*, Director Survey Design and Analysis Unit, Institute for Social Research, University of Michgan, Ann Arbor, MI 48106–1248.

Hourriez J.-M. (2005), Estimation of a Collectif Model of Labor Supply with Female Nonparticipation, Manuscript.

Johnson P.A. (1996), "A Test of the Normality Assumption in the Ordered Probit Model", *METRON*, LIV: 213-21.

Kalugina, E. et Najman, B. (2003) "Travail et pauvreté en Russie: évaluations objectives et

perceptions subjectives", *Economie et Statistique,* n° 367, p. 83-100.

Kolev A. (2000), "Labour Supply in the Informal Economy in Russia During Transition", CEPR Working Paper № 2024.

Lacroix G., Fortin B.(1992), "Utility-Based Estimation of Labour Supply Functions in the Regular and Irregular Sectors", *Economic Journal*, 102, 1992 pp. 1407-1422.

Layard R, Richter A. (1995), "How Much Unemployment is Needed for Restructering: the Russian Experience", *Economics of Transition*, Vol.3(1), 39-58.

LeeL.-F.(1983), "Generalized Econometric Models with Selectivity", *Econometrica*, Vol.51, № 2, pp. 507 – 512.

Lemieux T. (1997), « Choix occupationnels et offre de travail lorsque les salaires sont fonctions du nombre d'heures de travail », in *Econometrie Appliquée* sous la diréction de C. Gouiéroux et C. Montmarquette, Edition Econometrica, Paris, p.99-125.

Lich-Tyler S. (2001), «The Dynamics of Bargained Household Decisions », manuscrit, University of Texas at Austin.

Ligon E. (2002), « Dynamic Bargaining in Households (with an Application to Bangladesh) », working paper CUDARE 972, University of California at Berkeley.

Lokshin M., Ravallion M. (2000), "Welfare Impacts of Russia's 1998 Financial Crisis and the Response of the Public Safety Net", Economics of Transition, Vol. 8(2).

Lokshin M., Yemtsov R. (2001), "Household Strategies for Coping with Poverty and Social Exclusion in Post-Crisis Russia", World Bank Policy Research Working Paper N2556, Washington D.C.

Lundberg S. et Pollak R. (1996), "Bargaining and Distribution in Marriage", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 10, n°4, pp. 139-158.

Lundberg, Pollak et Wales (1997), « Do Husbands and Wives Pool their Resources ? Evidence from the UK Child Benefit », Journal of Human Resources, 32 : 463-480.

Michaud P.-C., Vermeulen F. (2006), "A Collective Labor Supply Model: Identification and Estimation in the Presence of Externalities by Means of Panel Data", Rand Working Paper, WR-406, July.

Maddala G. S.(1997), "Limited - Dependent and Qualitative Variables in Econometrics", Cambridge University.

Manser M., Brown M. (1980), « Marriage and Household Decision Theory-A Bargaining Analysis », *International Economic Review*, 21, 21-34.

Mazzoco M. (2003), « Household Intertemporal Behavior : A collective Characterization and Empirical Tests », manuscrit, University of Wisconsin-Madison.

Meyer B.D. (1994), "Natural and Quasi-Experiments in Economics", NBER Technical Working Paper N170, Cambridge
PACI P. (2002), "Gender in Transition", World Bank, Washington D.C.

Moreau N., Donni O. (2002), « Une estimation d'un modèle collectif d'offre de travail avec taxation», *Annales d'Economie et Statistiques, 65, 55-83.*

McElroy M., Horney M. (1981), « Nash-Bargained Decisions : Toward a Generalization of the Theory of Demand », *International Economic Review*, 22, 333-349.

McFadden D. (1973), "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavier", in *Frontiers in Econometrics* in Econometrics, ed. by P.Zarembka, New Work: Academic Press.

Murthey K.M., Topel R.H. (1985), "Estimation and Inference in Two-Step Econometric Models", *Journal of Business & Economic Statistics*, October 1985, Vol. 3, N4.

Najman B. et Pailhé A. (2001), "Mobilité externe sur le marché du travail russe, 1994-1998", *Revue Economique,* vol. 52, n°4, pp. 861-884

Ng Y-K. (1996) "Happiness surveys: Some comparability issues and an exploratory survey based on just perceivable increments", *Social Indicators Research,* 38(1), pp.1-27.

Paile A., Pascal A. (2001), « Arriérés de salaire, congés obligatoires et participation au marché du travail russe », *Revu Economique*, vol.52, № 4, p. 885-912.

Plug, E.J.S., Van Praag B.M.S. **(1998)**, "Similarity in response behavior between household members: An application to income evaluation". *Journal of Economic Psychology*, 19, 497- 513.

Rapoport B., Sofer C. et Solaz A. (2003), "Household Production in a Collective Model: Some New Results", TEAM Working Paper, Université Paris 1-Panthéon-Sorbonne.

Rapoport B., Sofer C. et Solaz A. (2006), "La production domestique dans les modèles collectifs", *Actualité Economique,* à paraître.

Ravallion M. et Lokshin M. (2000), "Who Wants to Redistribute? The Tunnel Effect in 1990s Russia", *Journal of Public Economics,* 76, pp. 87-104.

Rubalcava L. et Thomas D. (2000), « Family Barganing and Welfare », working paper 00-10 RAND, University of California at Los Angeles.

Samuelson P.(1956), « Social indifference curves », *Quarterly Journal of Economics,* vol. 66, p. 467-482.

Senik C. (2002), "Que nous apprennent les données subjectives? Une application au lien entre revenu et bien-être", *Working paper* N° 2002-20 DELTA.

Senik C. (2004), "When Information Dominates Comparison. Learning from Russian Subjective Panel Data", *Journal of Public Economics*, vol. 88, issues 9-10, pp. 2099-2133.

Senik, C. (2005), "What Can we Learn from Subjective Data? The Case of Income and Well-Being", *Journal of Economic Surveys*, 19 (1), pp. 43-63.

Shisko R., Rostker B. (1976), "The Economics of Multiple Job Holding". *American*, *Economic Review*, June, Vol.66(3), 298-308.

Transition Report **(2001, 2005)**, London : European bank for reconstruction and development.

Unctad, Unece (1998), "The Russian Crisis of 1998", United Nations Conference on Trade and Development and the United Nations Economic Commission for Europe in Geneva, October 1998.

Van Praag B.M.S. (1991). "Ordinal and cardinal utility: an integration of the two dimensions of the welfare concept", *Journal of Econometrics,* vol. 50, pp.69-89.

Winkelmann L. et Winkelmann R. (1998), "Why are the Unemployed So Unhappy? Evidence from Panel Data", *Economica,* 65, pp. 1-15.

Winkelmann R. (2004), Subjective Well-being and the Family: Results from an Ordered Probit Model with Multiple Random Effects", Document du travail, l'Université de Zurich.

Zohoori, N., P. Kozyreva, M. Kosolapov, M. Swafford, B. Popkin, E. Glinskaya, M. Lokshin, and D. Mancini (1998) "Monitoring the Economic Transition in the Russian Federation and its Implications for the Demographic Crisis--the Russian Longitudinal Monitoring Survey." *World Development* 26(11), pp. 1977-1993.

ANNEXE A

Tableau A1. Modèle de participation : avant / après la crise financière

Coefficients	**M1: 1994-1997**	**M2: 1998-2004**	**M3: 1994 - 2004**
femme	-1.213***	-1.05***	-1.096***
âge	0.136***	0.116***	0.12***
âge carré	-0.002***	-0.001***	-0.001***
éducation supérieure	0.029	0.047	0.019
nombre d'années d'études	0.049***	0.081***	0.07***
nombre d'enfants	-0.134***	-0.176***	-0.157***
nombre d'enfants123	-0.822***	-0.865***	-0.846***
Nord-Ouest	0.229***	0.361***	0.315***
Centre	0.31***	0.29***	0.296***
Volga	0.201***	0.254***	0.235***
Nord Caucasien	-0.101	-0.281***	-0.231***
Oural	0.389***	0.216***	0.257***
Sibérie Occidental	0.105	0.128***	0.117***
Sibérie Orientale	0.212***	0.217***	0.213***
constante	-0.983***	-0.987***	-0.941***
Ln(maximum de vraisemblance)	-3055	-7676	-10783
Nombre d'observations	13356	29950	43306

Méthode d'estimation : probit

Tableau A2. Modèle de participation : avant / après la crise financière.

Coefficients	**M1: 1994-1998**	**M2: 2000-2004**	**M3: 1994-2004**
femme	-1.181***	-1.047***	-1.096***
âge	0.125***	0.1147***	0.12***
âge carré	-0.001***	-0.001***	-0.001***
éducation supérieure	0.017	0.05	0.019
nombre d'années d'études	0.054***	0.083***	0.07***
nombre d'enfants	-0.131***	-0.182***	-0.157***
nombre d'enfants123	-0.794***	-0.893***	-0.846***
Nord-Ouest	0.267***	0.357***	0.315***
Centre	0.299***	0.299***	0.296***
Volga	0.228***	0.246***	0.235***
Nord Caucasien	-0.131**	-0.292***	-0.231***
Oural	0.364***	0.207***	0.257***
Sibérie Occidental	0.064	0.168***	0.117***
Sibérie Orientale	0.239***	0.202***	0.213***
constante	-0.913***	-0.964***	-0.941***
Ln(maximum de vraisemblance)	-4072	-6668	-10783
Nombre d'observations	17719	25814	

Méthode d'estimation : probit

Tableau A3. LR test du modèle de participation : avant / après la crise financière

Hypothèse 0	**Dégrée de liberté**	**LR χ^2**	**Probabilité > χ^2**
M1, M2 emboîtés en M3	15	84.13	0.000

Tableau A4. Modèle de participation : vagues 5-7.

Coefficients	F: femmes	H : hommes	FH : hommes et femmes
âge	0.102***	0.071***	0.113***
âge carré	-0.001***	-0.001**	-0.001***
éducation supérieure	0.012	0.059	0.006
nombre d'années d'études	0.047***	0.054***	0.024***
nombre d'enfants	-0.166***	0.073	-0.179***
nombre d'enfants123	-1.241***	0.198	-0.676***
Nord-Ouest	0.419***	-0.292	0.218***
Centre	0.435***	-0.067	0.301***
Volga	0.378***	-0.306*	0.218***
Nord Caucasien	-0.083	-0.311*	-0.088
Oural	0.525***	-0.053	0.371***
Sibérie Occidental	0.146*	0.01	0.107
Sibérie Orientale	0.273***	-0.015	0.198***
constante	-1.556***	-0.024	-1.142***
Ln(maximum de vraisemblance)	-2290	-595	-3525
Nombre d'observations	6868	6488	13356

Méthode d'estimation : probit

Tableau A5. Modèle de participation : vagues 8-13.

Coefficients	F: femmes	H : hommes	FH : hommes et femmes
âge	0.113***	0.034**	0.12***
âge carré	-0.001***	-0.0004**	-0.001***
éducation supérieure	0.046	0.045	-0.051*
nombre d'années d'études	0.075***	0.099***	0.06***
nombre d'enfants	-0.264***	0.151***	-0.238***
nombre d'enfants123	-1.226***	0.103	-0.735***
Nord-Ouest	0.479***	0.081	0.355***
Centre	0.405***	-0.035	0.291***
Volga	0.377***	-0.103	0.265***
Nord Caucasien	-0.244***	-0.48***	-0.244***
Oural	0.349***	-0.175*	0.233***
Sibérie Occidental	0.245***	-0.256**	0.155***
Sibérie Orientale	0.235***	0.233*	0.217***
Constante	-1.833***	0.142	-1.462***
Ln(maximum de vraisemblance)	-5676	-1597	-8570
Nombre d'observations	16288	13662	29950

Tableau A6. LR test du modèle de participation : période d'avant – crise.

Hypothèse 0 : F, H emboîtés en FH	Dégrée de liberté	LR $\chi^2(15)$	Probabilité > $\chi^2(15)$
Période avant - crise	14	1280	**0.000**
Période après - crise	14	2593	**0.000**

Tableau A7. Modèle de participation des hommes: vagues 5-7.

Coefficients	**M1 : Vague 5**	**M2 : Vague 6**	**M3 : Vague 7**	**M4 : 1994-1997**
âge	0.096**	0.042	0.073	0.071***
âge carré	-0.001**	-0.0003	-0.001	-0.001**
éducation supérieure	0.535*	0.132	0.012	0.059
nombre d'années d'études	0.016	0.063***	0.056**	0.054***
nombre d'enfants	0.22*	0.041	0.012	0.073
nombre d'enfants123	-0.042	0.15	0.708**	0.198*
Nord-Ouest	-0.203	-0.188	-0.675	-0.292
Centre	0.221	-0.269	-0.333	-0.067
Volga	-0.018	-0.514*	-0.544	-0.306*
Nord Caucasien	0.071	-0.49*	-0.721*	-0.311*
Oural	0.211	-0.049	-0.523	-0.053
Sibérie Occidental	0.116	-0.142	0.065	0.01
Sibérie Orientale	0.282	0.009	-0.539	-0.015
constante	-0.192	0.333	0.272	-0.024
Ln(maximum de vraisemblance)	-206	-219	-157	-595
Nombre d'observations	2325	2140	2023	6488

Méthode d'estimation : probit

Tableau A8. LR test du modèle de participation des hommes: vagues 5-7.

Hypothèse 0	Dégrée de liberté	LR χ^2	Probabilité > χ^2
M1, M2, M3 emboîtés en M4	28	26	**0.60**

Tableau A9. Modèle de participation des hommes: vagues 5-8.

Coefficients	**M1: Vague 5**	**M2: Vague 6**	**M3: Vague 7**	**M4: Vague 8**	**M5 : 1994-1998**
âge	0.096**	0.043	0.073	0.001	0.054***
âge carré	-0.001**	-0.0003	-0.001	0.0002	-0.001**
éducation supérieure	0.535*	0.132	0.012	0.01	0.021
nombre d'années d'études	0.016	0.063***	0.056**	0.055**	0.054***
nombre d'enfants	0.22*	0.041	0.012	0.282***	0.12***
nombre d'enfants123	-0.04	0.15	0.708**	0.371	0.225**
Nord-Ouest	-0.203	-0.188	-0.675	0.205	-0.202
Centre	0.221	-0.269	-0.333	-0.161	-0.106
Volga	-0.018	-0.514*	-0.544	-0.031	-0.255*
Nord Caucasien	0.071	-0.49	-0.721*	-0.299	-0.31**
Oural	0.211	-0.049	-0.523	-0.04	-0.066
Sibérie Occidental	0.116	-0.142	0.065	-0.323	-0.112
Sibérie Orientale	0.282	0.009	-0.539	0.138	0.009
constante	-0.192	0.333	0.272	0.83	0.209
Ln(maximum de vraisemblance)	-206	-219	-157	-204	-806
Nombre d'observations	2325	2140	2023	1937	8425

Méthode d'estimation : probit

Tableau A10. LR test du modèle de participation des hommes: vagues 5-8.

Hypothèse 0	Dégrée de liberté	LR χ^2	Probabilité > χ^2
M1, M2, M3 emboîtés en M4	42	41	**0.53**

Tableau A11. Modèle de participation des femmes: période d'avant – crise.

Coefficients	**M1: Vague 5**	**M2: Vague 6**	**M3: Vague 7**	**M4: 1994-1997**
âge	0.051	0.118***	0.146***	0.104***
âge carré	-0.0004	-0.001***	-0.002***	-0.001***
éducation supérieure	-0.066	-0.085	0.306***	0.004
nombre d'années d'études	0.067***	0.036***	0.035***	0.047***
nombre d'enfants	-0.118***	-0.209***	-0.185***	-0.167***
nombre d'enfants123	-1.42***	-1.208***	-1.097***	-1.238***
Nord-Ouest	0.533***	0.309*	0.38**	0.424***
Centre	0.707***	0.253*	0.32**	0.437***
Volga	0.612***	0.2	0.287*	0.381***
Nord Caucasien	0.004	-0.105	-0.223	-0.091
Oural	0.734***	0.544***	0.265*	0.522***
Sibérie Occidental	0.364**	-0.02	0.033	0.141
Sibérie Orientale	0.332**	0.352**	0.109	0.271***
constante	-1.062*	-1.534***	-2.341***	-1.604***
Ln(maximum de vraisemblance)	-771	-760	-718	-2268
Nombre d'observations	2383	2225	2130	6738

Méthode d'estimation : probit

Tableau A12. LR test du modèle de participation des femmes: période d'avant – crise.

Hypothèse 0	Dégrée de liberté	LR χ^2	Probabilité > χ^2
M1, M2, M3 emboîtés en M4	28	38	**0.10**

Tableau A.13. Modèle de participation des femmes dans le secteur public : vagues 5-7.

Coefficients	M1 : Vague 5	M2 : Vague 6	M3 : Vague 7	M4 : 1994-1997
âge	0.038	0.04	0.064**	0.047***
âge carré	-0.0004	-0.0004	-0.001**	-0.001**
éducation supérieure	0.057	-0.044	0.048	-0.03
nombre d'années d'études	0.035***	0.036***	0.028***	0.035***
nombre d'enfants	-0.023	-0.018	-0.083**	-0.04**
nombre d'enfants123	-0.744***	-0.743***	-0.675***	-0.721***
activité entrepreneuriale	-1.228***	-1.66***	-1.573***	-1.468***
Nord-Ouest	0.392***	0.213*	0.215	0.279***
Centre	0.362***	0.106	0.178	0.222***
Volga	0.384***	0.144	0.277**	0.271***
Nord Caucasien	0.108	-0.099	0.016	0.011
Oural	0.283***	-0.009	0.096	0.125**
Sibérie Occidental	0.245**	-0.105	0.102	0.085
Sibérie Orientale	0.186*	-0.08	-0.023	0.032
constante	-1.344***	-1.085**	-1.554***	-1.327***
Ln(maximum de vraisemblance)	-1538	-1455	-1400	-4400
Nombre d'observations	2421	2269	2178	6868

Méthode d'estimation : probit

Tableau A.14. Modèle de participation des femmes dans le secteur privé : vagues 5-7.

Coefficients	M1 : Vague 5	M2 : Vague 6	M3 : Vague 7	M4 : 1994-1997
âge	-0.014	0.055**	0.027	0.021
âge carré	0.0001	-0.001**	-0.0004	-0.0003
éducation supérieure	0.016	-0.108	-0.031	-0.042
nombre d'années d'études	-0.007	-0.014	-0.002	-0.007
nombre d'enfants	0.011	-0.118***	-0.044	-0.047**
nombre d'enfants123	-0.402***	-0.358***	-0.411***	-0.382***
activité entrepreneuriale	1.248***	1.569***	1.381***	1.393***
Nord-Ouest	-0.323**	-0.306**	-0.311**	-0.316***
Centre	-0.135	-0.154	-0.3**	-0.194***
Volga	-0.368***	-0.268**	-0.3**	-0.317***
Nord Caucasien	-0.287**	-0.301**	-0.217*	-0.271***
Oural	-0.189*	-0.023	-0.209*	-0.142**
Sibérie Occidental	-0.142	-0.065	-0.162	-0.128*
Sibérie Orientale	-0.232*	0.214*	-0.184	-0.073
constante	-0.02	-1.034**	-0.835*	-0.63**
Ln(maximum de vraisemblance)	-1318	-1196	-1155	-3683
Nombre d'observations	2421	2269	2178	6868

Tableau A15. LR test du modèle de participation des femmes dans les secteurs public et privé: vagues 5-7.

Hypothèse 0 : M1, M2, M3 emboîtés en M4	Dégrée de liberté	LR χ^2	Probabilité > χ^2
Secteur public	30	16	**0.98**
Secteur privé	30	27	**0.60**

Tableau A16 Modèle de participation des femmes: période d'après – crise.

Coefficients	**M1: Vague 8**	**M2: Vague 9**	**M3: Vague 10**	**M4: Vague 11**	**M5: Vague 12**	**M6: Vague 13**	**M7: 1998-2004**	**M8: 2000-2004**
âge	0.258***	0.17***	0.181***	0.216***	0.229***	0.262***	0.219***	0.215***
âge carré	-0.003***	-0.002***	-0.002***	-0.003***	-0.003***	-0.003***	-0.003***	-0.003***
éducation supérieure	0.11	-0.026	0.082	0.125	0.031	0.05	0.052	0.047
nombre d'années d'études	0.058***	0.063***	0.073***	0.046***	0.042***	0.06***	0.057***	0.056***
nombre d'enfants	-0.425***	-0.407***	-0.473***	-0.526***	-0.472***	-0.521***	-0.47***	-0.481***
Nord-Ouest	0.52***	0.267	0.309**	0.262**	0.203	0.507***	0.34***	0.319***
Centre	0.379**	0.199	0.385***	0.326***	0.347***	0.383***	0.348***	0.346***
Volga	0.42***	0.19	0.28***	0.34***	0.298**	0.335***	0.317***	0.304***
Nord Caucasien	-0.207	-0.408**	-0.229**	-0.364***	-0.198*	-0.167	-0.251***	-0.254***
Oural	0.434***	0.221	0.25**	0.307***	0.223**	0.377***	0.307***	0.289***
Sibérie Occidental	0.002	0.071	0.514***	0.234*	0.208	0.279**	0.227***	0.277***
Sibérie Orientale	0.413**	-0.306*	0.155	0.225*	0.313**	0.263**	0.17***	0.138**
constante	-4.582***	-2.87***	-3.391***	-3.526***	-3.587***	-4.429***	-3.72***	-3.608***
Ln(maximum de vraisemblance)	-791	-939	-1113	-1128	-1116	-1151	-6279	-5475
Nombre d'observations	2199	2447	2828	2936	2926	2952	16288	14089

Méthode d'estimation : probit

Tableau A17 LR test du modèle de participation des femmes: période d'après – crise.

Hypothèse 0	Degrés de liberté	LR χ^2	Probabilité > χ^2
M1-M6 emboîtés en M7	65	79	**0.11**
M2-M6 emboîtés en M8	52	56	**0.34**

Tableau A18. Modèle de participation des femmes dan le secteur public: vagues 9-13.

Coefficients	**M2: Vague 9**	**M3: Vague 10**	**M4: Vague 11**	**M5: Vague 12**	**M6: Vague 13**	**M8: 2000-2004**
âge	0.066***	0.084***	0.098***	0.084***	0.093***	0.085***
âge carré	-0.001**	-0.001***	-0.001***	-0.001***	-0.001***	-0.001***
éducation supérieure	-0.032	0.004	0.006	0.0448	0.041	0.013
nombre d'années d'études	0.045***	0.047***	0.038***	0.0625***	0.061***	0.05***
nombre d'enfants	-0.16***	-0.143***	-0.168***	-0.137***	-0.084**	-0.138***
Nord-Ouest	0.201	0.122	0.338***	0.34***	0.284***	0.277***
Centre	0.107	0.201**	0.419***	0.34***	0.264***	0.291***
Volga	0.223*	0.323***	0.483***	0.53***	0.443***	0.424***
Nord Caucasien	-0.024	0.023	0.173*	0.256***	0.135	0.136***
Oural	0.149	0.228**	0.511***	0.35***	0.252***	0.318***
Sibérie Occidental	0.017	0.246**	0.343***	0.376***	0.298***	0.274***
Sibérie Orientale	0.132	0.216**	0.43***	0.351***	0.221**	0.293***
t12						-0.112***
t13						-0.132***
constante	-2.012***	-2.63***	-2.888***	-3.061***	-3.186***	-2.722***
Ln(maximum de vraisemblance)	-1633	-1865	-1926	-1909	-1931	-9285
Nombre d'observations	2447	2828	2936	2926	2952	14089

Méthode d'estimation : probit

Tableau A19. Modèle de participation des femmes dan le secteur privé: vagues 9-13.

Coefficients	**M2: Vague 9**	**M3: Vague 10**	**M4: Vague 11**	**M5: Vague 12**	**M6: Vague 13**	**M8: 2000-2004**
âge	0.067***	0.087***	0.059***	0.069***	0.079***	0.073***
âge carré	-0.001***	-0.001***	-0.001***	-0.001***	-0.001***	-0.001***
éducation supérieure	-0.023	0.026	0.027	0.016	-0.066	-0.007
nombre d'années d'études	-0.009	0.001	-0.014	-0.027***	-0.024**	-0.015***
nombre d'enfants	-0.116***	-0.146***	-0.179***	-0.183***	-0.29***	-0.186***
Nord-Ouest	-0.163	-0.156	-0.403***	-0.384***	-0.157	-0.267***
Centre	-0.154	-0.153*	-0.271***	-0.35***	-0.163**	-0.236***
Volga	-0.312**	-0.282***	-0.335***	-0.45***	-0.255***	-0.338***
Nord Caucasien	-0.259*	-0.219**	-0.451***	-0.424***	-0.255***	-0.336***
Oural	-0.215	-0.329***	-0.391***	-0.402***	-0.143*	-0.306***
Sibérie Occidental	0.019	-0.045	-0.251**	-0.297***	-0.111	-0.148***
Sibérie Orientale	-0.353**	-0.369***	-0.365***	-0.476***	-0.229**	-0.37***
t11						0.071**
t12						0.159***
t13						0.179***
constante	-1.279***	-1.691***	-0.725*	-0.601*	-0.757**	-1.074***
Ln(maximum de vraisemblance)	-1401	-1690	-1792	-1845	-1869	-8622
Nombre d'observations	2447	2828	2936	2926	2952	14089

Méthode d'estimation : probit

Tableau A20. LR test du modèle de participation des femmes: vagues 9-13.

Hypothèse 0 : M2-M6 emboîtés en M8	Degrés de liberté	LR χ^2	Probabilité > χ^2
Secteur public	50	40	**0.85**
Secteur privé	49	49	**0.50**

Tableau A21. Modèle de participation des hommes: période d'après – crise.

Coefficients	**M1: Vague 8**	**M2: Vague 9**	**M3: Vague 10**	**M4: Vague 11**	**M5: Vague 12**	**M6: Vague 13**	**M7: 1998-2004**	**M8: 2000-2004**
âge	-0.005	-0.008	-0.039	0.038	0.053	0.096***	0.031**	0.036**
âge carré	0.0002	0.0001	0.0004	-0.0005	-0.001	-0.001***	-0.0004**	-0.001**
éducation supérieure	-0.002	0.048	0.175	0.067	-0.197	0.16	0.044	0.051
nombre d'années d'études	0.058**	0.067***	0.092***	0.153***	0.118***	0.132***	0.1***	0.111***
nombre d'enfants	0.334***	0.203**	0.054	0.113	0.294***	0.148**	0.169***	0.145***
Nord-Ouest	0.217	-0.057	0.338	0.175	0.097	-0.214	0.087	0.084
Centre	-0.158	-0.187	0.483*	0.02	-0.082	-0.215	-0.033	0.003
Volga	-0.025	-0.533	0.287	0.135	-0.156	-0.308	-0.1	-0.106
Nord Caucasien	-0.28	-0.301	-0.299	-0.689***	-0.215	-0.79***	-0.478***	-0.496***
Oural	-0.036	-0.53	0.075	-0.104	-0.207	-0.275	-0.173*	-0.182*
Sibérie Occidental	-0.309	-0.394	0.169	-0.378*	-0.381	-0.207	-0.252**	-0.234**
Sibérie Orientale	0.142	0.368	0.459	0.131	0.276	0.098	0.236*	0.257**
constante	0.948	1.481*	1.456*	-0.477	-0.352	-1.15*	0.194	0.018
Ln(maximum de vraisemblance)	-205	-212	-237	-294	-277	-324	-1598	-1380
Nombre d'observations	1937	2070	2317	2406	2420	2512	13662	11725

Méthode d'estimation : probit

Tableau A22. LR test du modèle de participation des hommes: période d'avant – crise.

Hypothèse 0	Degrés de liberté	LR χ^2	Probabilité > χ^2
M1-M6 emboîtés en M7	65	97	**0.01**
M2-M6 emboîtés en M8	52	73	**0.03**

Tableau A23. Modèle de participation des hommes dan le secteur public: vagues 9-13.

Coefficients	**M2: Vague 9**	**M3: Vague 10**	**M4: Vague 11**	**M5: Vague 12**	**M6: Vague 13**	**M8: 2000-2004**
âge	-0.031	-0.006	-0.012	-0.021	-0.015	-0.017*
âge carré	0.001*	0.0002	0.0003	0.0004	0.0004	0.0003***
éducation supérieure	0.117	0.136*	0.073	-0.014	-0.073	0.043
nombre d'années d'études	0.01	-0.002	0.006	0.018*	0.03***	0.011**
nombre d'enfants	0.055	0.015	0.043	0.076**	0.078**	0.052***
Nord-Ouest	-0.164	0.1	0.053	0.093	-0.087	0.03
Centre	0.054	0.253*	0.409***	0.29***	0.24***	0.277***
Volga	0.04	0.28***	0.433***	0.368***	0.379***	0.331***
Nord Caucasien	-0.015	0.169	0.217**	0.168	0.179*	0.169***
Oural	0.139	0.224**	0.474***	0.236**	0.286***	0.298***
Sibérie Occidental	-0.011	0.072	0.28**	0.032	0.092	0.128**
Sibérie Orientale	0.096	0.292***	0.627***	0.35***	0.452***	0.393***
t11						0.064**
t12						-0.148***
t13						-0.188***
constante	0.082	-0.409	-0.574	-0.542	-0.878**	-0.436***
Ln(maximum de vraisemblance)	-1419	-1587	-1625	-1612	-1639	-7904
Nombre d'observations	2070	2317	2406	2420	2512	11725

Méthode d'estimation : probit

Tableau A24. Modèle de participation des hommes dan le secteur privé: vagues 9-13.

Coefficients	**M2: Vague 9**	**M3: Vague 10**	**M4: Vague 11**	**M5: Vague 12**	**M6: Vague 13**	**M8: 2000-2004**
âge	0.083*	0.01	0.103**	0.019	0.019	0.041**
âge carré	-0.001**	-0.0003	-0.002**	-0.0004	-0.0004	-0.001***
éducation supérieure	-0.018	0.121	-0.076	0.044	0.034	0.024
nombre d'années d'études	0.04**	0.043**	0.047**	0.03	0.066***	0.042***
nombre d'enfants	-0.105	0.027	-0.059	0.122	-0.079	-0.015
activité entrepreneuriale	0.914					0.95*
Nord-Ouest	-0.521	-0.349	-0.382	-0.12	-0.201	-0.25*
Centre	-0.509*	-0.166	0.146	-0.212	0.018	-0.114
Volga	-0.428	-0.056	0.166	-0.266	-0.003	-0.081
Nord Caucasien	-0.348	-0.222	-0.196	-0.233	-0.143	-0.183*
Oural	-0.741***	-0.359*	0.157	-0.124	-0.317	-0.231**
Sibérie Occidental	-0.561*	0.083	-0.169	0.202	-0.3	-0.087
Sibérie Orientale	-0.326	-0.292	0.069	-0.243	0.249	-0.066
constante	-2.292**	-1.716**	-3.551***	-1.893**	-2.309***	-2.238***
Ln(maximum de vraisemblance)	-279	-326	-309	-290	-278	-1507
Nombre d'observations	978	1083	1174	986	984	5208

Méthode d'estimation : probit

Tableau A25. LR test du modèle de participation des hommes: vagues 9-13.

Hypothèse 0 : M2-M6 emboîtés en M8	Degrés de liberté	LR χ^2	Probabilité > χ^2
Secteur public	49	40	**0.82**
Secteur privé	52	51	**0.50**

ANNEXE B

Tableau B1. Test de conformité entre la vague 5 et la période d'avant crise

Echantillon total						Femmes		
				femme	-0.372**			
				âge	-0.062			-0.112
				âge carré	0.001			0.001
				éducation supérieure	0.084			0.102
				nombre d'années d'études	0.067**			0.082*
				Moscou, St Pétersbourg	0.634***			0.188
				t5age	0.008			0.097
				t5age carré	-0.0001			-0.001
				t5éducation supérieure	-0.004			0.041
				t5nombre d'années d'études	-0.049			-0.062
				t5	0.097			-1.79
				t5femme	-0.077			
				constante	1.785*			2.383
				Nombre d'observations	8994			4455
H0 : M1 emboîté en M2				Degrés de liberté	(6, 8981)			
				F	1.24			
				Probabilité > *F*	**0.284**			
H0 : M3 emboîté en M4				Degrés de liberté	(5, 8981)	H0 : M5 emboîté en M6		(5, 4444)
				F	0.85			0.69
				Probabilité > *F*	**0.517**			**0.634**

M1 **M2** **M3** **M4** **M5** **M6**

Méthode d'estimation : OLS

Tableau B2. Test de conformité entre la vague 6 et la période d'avant crise

Echantillon total				Femmes			Hommes		
M1	**M2**	femme	-0.386**	**M3**	**M4**		**M5**	**M6**	
		âge	-0.11**			-0.14			-0.069
		âge carré	0.001*			0.001			0.001
		éducation supérieure	0.462***			0.571*			0.338**
		nombre d'années d'études	0.046*			0.066			0.029
		Moscou, St Pétersbourg	0.606***			0.161			1.054***
		t6*femme	-0.057						
		t6*age	0.137			0.179			0.079
		t6*age carré	-0.002			-0.002			-0.001
		t6*éducation supérieure	-0.334			-0.417			-0.226
		t6*nombre d'années d'études	-0.025			-0.053			-0.003
		t6	-2.192			-2.898			-1.266
		constante	2.666***			2.733			2.014**
		Nombre d'observations	8994			4455			4539
H0 : M1 emboîté en M2		Degrés de liberté	(5, 8981)	H0 : M3 emboîté en M4		(5, 4444)	H0 : M5 emboîté en M6		(5, 4528)
		F	0.89			0.74			0.35
		Probabilité > F	**0.488**			**0.594**			**0.882**

Méthode d'estimation : OLS

Tableau B3. Test de conformité entre la vague 7 et la période d'avant crise

Echantillon total				Femmes			Hommes		
M1	**M2**	femme	-0.443***	**M3**	**M4**		**M5**	**M6**	
		âge	-0.018			0.009			-0.047
		âge carré	0.0001			-0.0002			0.0004
		éducation supérieure	0.266			0.306			0.217
		nombre d'années d'études	0.01			0.009			0.012
		Moscou, St Pétersbourg	0.619***			0.158			1.074***
		t7*femme	0.16						
		t7*age	-0.147			-0.295			0.029
		t7*age carré	0.002			0.003			-0.0002
		t7*éducation supérieure	-0.199			-0.277			-0.18
		t7*nombre d'années d'études	0.107**			0.152*			0.063
		t7	2.038			5.095			-1.157
		constante	1.305			0.282			1.874**
		Nombre d'observations	8994			4455			4539
H0 : M1 emboîté en M2		Degrés de liberté	(4, 8981)	H0 : M3 emboîté en M4		(3, 4444)	H0 : M5 emboîté en M6		(4, 4528)
		F	1.43			0.63			0.81
		Probabilité > *F*	**0.22**			**0.598**			**0.52**

Méthode d'estimation : OLS

Tableau B4. Test de conformité entre la vague 8 et la période d'après crise

Vagues 8 - 13				Femmes			Hommes		
M1	**M2**	femme	-0.462***	**M3**	**M4**		**M5**	**M6**	
		âge	0.03			0.03			0.032
		âge carré	-0.0003			-0.0003			-0.0004
		éducation supérieure	0.13			0.041			0.19
		nombre d'années d'études	0.049***			0.05***			0.046*
		Moscou, St Pétersbourg	0.85***			0.545***			1.192***
		t8*femme	0.146						
		t8*age	-0.028			-0.018			-0.046
		t8*age carré	0.0002			0.0002			0.0004
		t8*éducation supérieure	0.03			0.009			0.046
		t8*nombre d'années d'études	-0.045			-0.041			-0.047
		t8	0.613			0.353			1.115
		constante	-0.145			-0.466			-0.254
		Nombre d'observations	23126			11866			11260
H0 : M1 emboîté en M2		Degrés de liberté	(4, 23113)	H0 : M3 emboîté en M4		(4, 11249)	H0 : M5 emboîté en M6		(4, 11249)
		F	0.33			0.04			0.28
		Probabilité > *F*	**0.856**			**0.1**			**0.89**

Méthode d'estimation : OLS

Tableau B5. Test de conformité entre la vague 9 et la période d' après crise

Vagues 8 - 13				Femmes			Hommes		
M1	**M2**	femme	-0.511***	**M3**	**M4**		**M5**	**M6**	
		âge	0.008			-0.006			0.02
		âge carré	-0.0001			0.0001			-0.0002
		éducation supérieure	0.148			0.01			0.233
		nombre d'années d'études	0.04***			0.038***			0.041
		Moscou, St Pétersbourg	0.839***			0.559***			1.154***
		t9*femme	0.478**						
		t9*age	0.095			0.19***			0.03
		t9*age carré	-0.001			-0.003***			-0.0004
		t9*éducation supérieure	-0.047			0.195			-0.198
		t9*nombre d'années d'études	-0.01			0.005			-0.022
		t9	-2.102*			-3.743***			-0.595
		constante	0.365			0.296			0.032
		Nombre d'observations	23126			11866			11260
H0 : M1 emboîté en M2		Degrés de liberté	(4, 23113)	H0 : M3 emboîté en M4		(2,11855)	H0 : M5 emboîté en M6		(4,11249)
		F	0.48			0.3			0.13
		Probabilité > *F*	**0.75**			**0.74**			**0.97**

Méthode d'estimation : OLS

Tableau B6. Test de conformité entre la vague 10 et la période d' après crise

Vagues 8 - 13				Femmes			Hommes		
M1	**M2**	femme	-0.454***	**M3**	**M4**		**M5**	**M6**	
		âge	0.031			0.045*			0.022
		âge carré	-0.0004			-0.001			-0.0002
		éducation supérieure	0.192*			0.079			0.271
		nombre d'années d'études	0.034**			0.035***			0.03
		Moscou, St Pétersbourg	0.885***			0.578***			1.231***
		t10*femme	0.098						
		t10*age	-0.04			-0.131**			0.031
		t10*age carré	0.001			0.002**			-0.0004
		t10*éducation supérieure	-0.185			-0.091			-0.278
		t10*nombre d'années d'études	-0.004			-0.001			-0.007
		t10°	0.723			2.233*			-0.373
		constante	-0.044			-0.62			0.048
		Nombre d'observations	23126			11866			11260
H0 : M1 emboîté en M2		Degrés de liberté	(6, 23113)	H0 : M3 emboîté en M4		(2, 11855)	H0 : M5 emboîté en M6		(5, 11249)
		F	0.51			0.06			0.3
		Probabilité > *F*	**0.8**			**0.95**			**0.92**

Méthode d'estimation : OLS

Tableau B7. Test de conformité entre la vague 11 et la période d' après crise

Vagues 8 - 13				Femmes			Hommes		
M1	**M2**	femme	-0.418***	**M3**	**M4**		**M5**	**M6**	
		âge	0.015			0.02			0.014
		âge carré	-0.0001			-0.0002			-0.0001
		éducation supérieure	0.136			0.048			0.198
		nombre d'années d'études	0.036**			0.038***			0.032
		Moscou, St Pétersbourg	0.881***			0.578***			1.225***
		t11*femme	-0.105						
		t11*age	0.051			0.009			0.078
		t11*age carré	-0.001			-0.0002			-0.001
		t11*éducation supérieure	0.13			0.086			0.139
		t11*nombre d'années d'études	-0.014			-0.015			-0.01
		t11	-0.598			-0.032			-1.013
		constante	0.174			-0.218			0.131
		Nombre d'observations	23126			11866			11260
H0 : M1 emboîté en M2		Degrés de liberté	(6, 23113)	H0 : M3 emboîté en M4		(5, 11855)	H0 : M5 emboîté en M6		(5, 11249)
		F	0.37			0.09			0.33
		Probabilité > *F*	**0.9**			**0.99**			**0.9**

Méthode d'estimation : OLS

Tableau B8. Test de conformité entre les vagues 12-13 et la période d' après crise

Vagues 8 - 13				Femmes			Hommes		
M1	**M2**	femme	-0.318***	**M3**	**M4**		**M5**	**M6**	
		âge	0.051			0.032			0.064
		âge carré	-0.001			-0.0004			-0.001
		éducation supérieure	0.161			0.132			0.178
		nombre d'années d'études	0.024			0.033*			0.013
		Moscou, St Pétersbourg	0.817***			0.558***			1.119***
		d1213*femme	-0.332**						
		d1213*age	-0.046			-0.002			-0.071
		d1213*age carré	0.001			0.00003			0.001
		d1213	-0.074			-0.224			0.024
		d1213*nombre d'années d'études	0.075**			0.051*			0.095*
		d1213*éducation supérieure	0.348			-0.114			0.3
		constante	-0.399			-0.512			-0.487
		Nombre d'observations	23126			11866			11260
H0 : M1 emboîté en M2		Degrés de liberté	(4, 20384)	H0 : M3 emboîté en M4		(4, 10465)	H0 : M5 emboîté en M6		(4, 9910)
		F	0.73			0.32			0.81
		Probabilité > *F*	**0.57**			**0.86**			**0.52**

Méthode d'estimation : OLS

ANNEXE C

Les caractéristiques inobservées telles que l'auto- protection contre l'incertitude du marché du travail (privé) actuel ou l'aversion au risque lié à la participation aux secteurs privé ou informel diffèrent selon les individus participant aux divers régimes. Les termes de correction permettent de corriger les coefficients des caractéristiques observées dans les équations de salaires et dans celles de niveaux des avantages sociaux.

Soit les équations de salaires

$$\begin{cases} w_1 = \eta_1 x_1 + \varepsilon_1 \\ w_2 = \eta_2 x_2 + \varepsilon_2 \end{cases} \quad \text{(B1)}$$

et le mécanisme de sélection

$$p_i^* = \pi_i x - u_i \,, j = 1, 2$$

$$p_1 = \mathrm{I}_1 \,(p_1^* > 0) \quad \text{(B2)}$$

$$p_2 = \mathrm{I}_2 \,(p_2^* > 0) \quad \text{(B3)}$$

u_1, u_2 suivent une loi normale standard bivariée de covariance ρ : $(u_1, u_2) \sim N\,(0, 0, 1, 1, \rho)$; chaque ε_i (i= 1,2) est corrélé avec u_1 et u_2 et suit une loi normale :
$\left(\varepsilon_j, u_1, u_2\right) \sim N\,\left(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}\right)$

avec $\mu = (\mu_{\varepsilon_j}, 0, 0)$ et $\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma^2_{\varepsilon_j} & \sigma_{eu_1} & \sigma_{eu_2} \\ \sigma_{eu_1} & 1 & \rho \\ \sigma_{eu_2} & \rho & 1 \end{pmatrix}$

où μ_ε, $\mu_{\varepsilon_j}, \sigma_{\varepsilon_j}, \sigma_{eu_1}, \sigma_{eu_2}$ sont respectivement la moyenne, l'écart - type de ε_i et les covariances entre ε et u_1 et u_2.

Il est facile de vérifier que l'espérance conditionnelle de ε_i (pour simplification noté ε ci-dessous) est proportionnelle à celles de u_1 et u_2 :

$$E(\varepsilon \mid u_1, u_2) = K_1(\sigma_{\varepsilon u1}, \sigma_{\varepsilon u2})\, u_1 + K_2(\sigma_{\varepsilon u1}, \sigma_{\varepsilon u2})\, u_2,$$

En effet, par analogie avec le cas d'une dimension, la fonction de densité de ε conditionnelle sur u_1 et u_2 se présente sous la forme d'une fonction de densité d'une variable normale d'espérance $(K_1 u_1 + K_2 u_2)$:

$$f(\varepsilon|u_1, u_2) = \frac{f(\varepsilon, u_1, u_2)}{f(u_1, u_2)} = \frac{\frac{1}{(2\pi)^{3/2}}\sqrt{|B_3|}\exp(-\frac{1}{2}R_3)}{\frac{1}{(2\pi)}\sqrt{|B_2|}\exp(-\frac{1}{2}R_2)} =$$

$$= \frac{\sqrt{|B_2|}}{(2\pi)^{1/2}\sqrt{|B_3|}}\exp(-\frac{1}{2}[R_3(\varepsilon, u_1, u_2) - R_2(u_1, u_2)]) =$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{\frac{|B_3|}{|B_2|}}}\exp(-\frac{1}{2}(\varepsilon - K_1 u_1 - K_2 u_2)^2)$$

où B_l est la matrice de covariances des l variables suivant une loi normale jointe ; R_l est une forme quadratique dont les coefficients correspondent à la matrice inverse à B_l (Chistjakov,1996) ; les coefficients K_1 et K_2 se définissent d'après les formules suivantes (Green, 2000):

$$K_1 = \frac{\sigma_{\varepsilon u_1} - \rho\sigma_{\varepsilon u_2}}{1-\rho^2}, \qquad K_2 = \frac{\sigma_{\varepsilon u_2} - \rho\sigma_{\varepsilon u_1}}{1-\rho^2}$$

Alors, l'espérance de ε conditionnelle à la valeur des indicateurs I_1, I_2 peut être écrite de la manière suivante :

$$\begin{aligned} E(\varepsilon \mid I_1, I_2) &= E\,(E(\varepsilon \mid u_1, u_2)|\, I_1, I_2) = \\ &= E\,((K_1(\sigma_{\varepsilon u1}, \sigma_{\varepsilon u2})\, u_1 + K_2(\sigma_{\varepsilon u1}, \sigma_{\varepsilon u2})\, u_2)|\, I_1, I_2) = \\ &= K_1(\sigma_{\varepsilon u1}, \sigma_{\varepsilon u2})\, E\,(u_1 \mid I_1, I_2) + K_2(\sigma_{\varepsilon u1}, \sigma_{\varepsilon u2})\, E\,(u_2 \mid I_1, I_2). \end{aligned} \qquad \text{(B4)}$$

ce qui permet de réécrire les équations de salaires suivantes :

$w_1 = \boldsymbol{\eta}_1 \mathbf{x}_1 + K_{11} E(u_1 \mid I_1, I_2) + K_{12} E(u_2 \mid I_1, I_2) + \mu_1$

$w_2 = \boldsymbol{\eta}_2 \mathbf{x}_2 + K_{21} E(u_1 \mid I_1, I_2) + K_{22} E(u_2 \mid I_1, I_2) + \mu_2$

En détaillant le résultat sur l'espérance de ε conditionnelle pour chaque ε_i, on obtient

$E(\varepsilon_1, \mid I_1, I_2) = I_2 E(\varepsilon_1, \mid I_1=1, I_2 = 1) + (1 - I_2) E(\varepsilon_1, \mid I_1=1, I_2 = 0) =$

$= I_2 (K_{11} E(u_1 \mid I_1=1, I_2 = 1) + K_{12} E(u_2 \mid I_1=1, I_2 = 1)) +$
$+ (1 - I_2) (K_{11} E(u_1 \mid I_1=1, I_2 = 0) + K_{12} E(u_2 \mid I_1=1, I_2 = 0)) =$

$= K_{11} [I_2 E(u_1 \mid I_1=1, I_2 = 1) + (1 - I_2) E(u_1 \mid I_1=1, I_2 = 0)] +$
$+ K_{12} [I_2 E(u_2 \mid I_1=1, I_2 = 1) + (1 - I_2) E(u_2 \mid I_1=1, I_2 = 0)].$

$E(\varepsilon_2, \mid I_1, I_2) =$
$= K_{21} [I_1 E(u_1 \mid I_1=1, I_2 = 1) + (1 - I_1) E(u_1 \mid I_1=0, I_2 = 1)] +$
$+ K_{22} [I_1 E(u_2 \mid I_1=1, I_2 = 1) + (1 - I_1) E(u_2 \mid I_1=0, I_2 = 1)].$

Il reste alors à trouver les termes $E(u_i \mid I_1=1, I_2 = 1)$, $E(u_i \mid I_1=1, I_2 = 0)$, $E(u_i \mid I_1=0, I_2 = 1)$, $E(u_i \mid I_1=0, I_2 = 0)$ afin de pouvoir définir les termes de correction.

Développons le terme $E(u_1 \mid I_1=1, I_2 = 1)$ en notant au passage que
$u_1 f(u_1, u_2) = -f'_{u1} - \rho f'_{u2}$:

$E(u_1 \mid I_1=1, I_2 = 1) = E(u_1 \mid u_1 < \boldsymbol{\delta}'_1 \mathbf{y}_1, u_2 < \boldsymbol{\delta}'_2 \mathbf{y}_2) =$

$$= \int_{-\infty}^{\boldsymbol{\delta}'_1 \mathbf{y}_1} u_1 f(u_1 | u_1 < \boldsymbol{\delta}'_1 \mathbf{y}_1, u_2 < \boldsymbol{\delta}'_2 \mathbf{y}_2) du_1 = \int_{-\infty}^{\boldsymbol{\delta}'_1 \mathbf{y}_1} u_1 \frac{1}{\Phi_2(\boldsymbol{\delta}'_1 \mathbf{y}_1, \boldsymbol{\delta}'_2 \mathbf{y}_2)} \int_{-\infty}^{\boldsymbol{\delta}'_2 \mathbf{y}_2} f(u_1, u_2) du_2 du_1 =$$

$$= \frac{1}{\Phi_2(\boldsymbol{\delta}'_1 \mathbf{y}_1, \boldsymbol{\delta}'_2 \mathbf{y}_2)} \int_{-\infty}^{\boldsymbol{\delta}'_1 \mathbf{y}_1} \int_{-\infty}^{\boldsymbol{\delta}'_2 \mathbf{y}_2} u_1 f(u_1, u_2) du_2 du_1 =$$

$$= \frac{1}{\Phi_2(\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1, \boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2)}\left[-\int_{-\infty}^{\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1}\int_{-\infty}^{\boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2} f'_{u_1}(u_1, u_2)du_1 du_2 - \rho\int_{-\infty}^{\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1}\int_{-\infty}^{\boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2} f'_{u_2}(u_1, u_2)du_2 du_1 \right] =$$

$$= \frac{1}{\Phi_2(\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1, \boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2)}\left[-\int_{-\infty}^{\boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2} f(\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1, u_2)du_2 - \rho\int_{-\infty}^{\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1} f(u_1, \boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2)du_1 \right] =$$

$$= \frac{1}{\Phi_2(\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1, \boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2)}\left[-f_1(\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1)\int_{-\infty}^{\boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2} f(u_2|\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1)du_2 - \rho f_1(\boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2)\int_{-\infty}^{\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1} f(u_1|\boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2)du_1 \right] =$$

$$= -\frac{1}{\Phi_2(\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1, \boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2)}\left[f_1(\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1)\Phi_1\left(\frac{\boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2 - \rho\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) + \rho f_1(\boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2)\Phi_1\left(\frac{\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1 - \rho\boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)\right]$$

où f_1, Φ_1, f_2, Φ_2, sont les fonction de densité et de répartition normales standards à une et à deux variables respectivement.

Les autres termes d'intérêt se trouvent de la même façon et ont la forme analogue :

$E(u_2 \mid I_1=1, I_2 = 1)=$

$$= -\frac{1}{\Phi_2(\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1, \boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2)}\left[f_1(\boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2)\Phi_1\left(\frac{\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1 - \rho\boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) + \rho f_1(\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1)\Phi_1\left(\frac{\boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2 - \rho\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)\right]$$

$E(u_1 \mid I_1=1, I_2 = 0)=$

$$= \frac{1}{\Phi_1(\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1) - \Phi_2(\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1, \boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2)}\left[f_1(\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1)\left(1 - \Phi_1\left(\frac{\boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2 - \rho\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)\right) + \rho f_1(\boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2)\Phi_1\left(\frac{\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1 - \rho\boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)\right]$$

$E(u_1 \mid I_1=0, I_2 = 1)=$

$$= -\frac{1}{\Phi_1(\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1) - \Phi_2(\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1, \boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2)}\left[f_1(\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1)\Phi_1\left(\frac{\boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2 - \rho\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) + \rho f_1(\boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2)\left(1 - \Phi_1\left(\frac{\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1 - \rho\boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)\right)\right]$$

$E(u_2 \mid I_1=0, I_2 = 1)=$

$$= \frac{1}{\Phi_1(\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1) - \Phi_2(\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1, \boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2)}\left[f_1(\boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2)\left(1 - \Phi_1\left(\frac{\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1 - \rho\boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)\right) + \rho f_1(\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1)\Phi_1\left(\frac{\boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2 - \rho\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)\right]$$

$E(u_2 \mid I_1=0, I_2 = 1)=$

$$= -\frac{1}{\Phi_1(\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1) - \Phi_2(\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1, \boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2)}\left[f_1(\boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2)\Phi_1\left(\frac{\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1 - \rho\boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) + \rho f_1(\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1)\left(1 - \Phi_1\left(\frac{\boldsymbol{\delta}'_2\mathbf{y}_2 - \rho\boldsymbol{\delta}'_1\mathbf{y}_1}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)\right)\right]$$

Il est intéressant de remarquer que les termes de corrections obtenus sont analogues à ceux obtenus par Amemiya (1974) pour le système d'équations simultanées avec variables dépendantes tronquées : dans le cas de deux équations il y a deux termes de type (f_1 (.) Φ_1 (.) /Φ_2 (.,.)) dans chaque équation, mais évidemment sans les facteurs responsables des covariances entre ε_i (i= 1,2) et u_i. De plus Φ_1 (.) et Φ_2 (.,.) ne varient pas entre les équations puisqu'il ne s'agit pas de sélection, mais restent les même comme si on considérait un seul régime I_1=1, I_2 = 1.

ANNEXE D

Tableau D1. Modèle réduit de participation au marché de travail. [16]

	Variable dépendante: variable latente associée à la probabilité P de nombre d'heures h_j positif ($j = 1$: secteur privé, $j = 2$: secteur public)					
	Secteur Privé, $P(h_1 > 0)$			**Secteur Public, $P(h_2 > 0)$**		
Variable	**Coefficient**	**z**	**P>|z|**	**Coefficient**	**z**	**P>|z|**
femme	-0.248	-15.64	0.000	0.032	2.04	0.041
âge	0.030	4.76	0.000	0.029	4.57	0.000
âge carré	-0.001	-6.30	0.000	-0.001	-2.69	0.007
éducation supérieure	-0.090	-4.08	0.000	0.059	2.69	0.007
nombre d'années d'études	-0.009	-3.11	0.002	0.038	13.71	0.000
t12*nombre d'années d'études	0.008	5.23	0.000	-0.006	-3.86	0.000
t13*nombre d'années d'études	0.012	7.46	0.000	-0.008	-4.88	0.000
statut marital	-0.085	-4.78	0.000	0.039	2.25	0.025
nombre d'enfants34	-0.061	-5.33	0.000	-0.018	-1.61	0.108
nombre d'enfants123	-0.242	-10.04	0.000	-0.294	-12.46	0.000
nombre de personnes âgés	-0.021	-2.10	0.035	0.002	0.25	0.802
Moscou, St Pétersbourg	0.313	13.16	0.000	-0.240	-10.00	0.000
activité entrepreneuriale	1.232	16.11	0.000	-2.516	-10.12	0.000
t10* activité entrepreneuriale	-0.314	-2.42	0.015	0.611	1.89	0.059
t11* activité entrepreneuriale	0.112	0.82	0.410	0.354	1.02	0.307
t12* activité entrepreneuriale	-0.152	-1.14	0.255	-4.582	-0.00	1.000
revenu hors – travail	-0.009	-2.18	0.029	-0.018	-3.58	0.000
constante	-0.340	-3.03	0.002	-1.333	-11.96	0.000
ρ	-0.799					
Nombre d'observations	28860					

Source : RLMS, vagues IX-XIII (2000-2004)

[16] Méthode d'estimation : probit bivarié.

Tableau D2. Estimation des salaires et du niveau des avantages sociaux dans le secteur public[17]

Variable	Coefficient	z	P>|z|
w_1			
femme	-0.213	-4.30	0.000
Age	0.054	3.86	0.000
âge carré	-0.001	-3.12	0.002
éducation supérieure	0.055	0.84	0.400
nombre d'années d'études	0.096	9.26	0.000
t12nombre d'années d'études	0.015	3.22	0.001
t13nombre d'années d'études	0.042	9.43	0.000
activité entrepreneuriale	-0.522	-2.57	0.010
t10* activité entrepreneuriale	0.156	0.60	0.546
t11* activité entrepreneuriale	-0.117	-0.49	0.622
t12* activité entrepreneuriale	(dropped)		
Moscou, St Pétersbourg	0.507	7.56	0.000
K1[18]	1.303	5.89	0.000
K2[19]	0.076	0.65	0.513
constante	-0.389	-1.36	0.174
Q_1			
femme	-0.266	-4.56	0.000
âge	0.057	3.25	0.001
âge carré	-0.001	-2.83	0.005
éducation supérieure	-0.230	-3.10	0.002
nombre d'années d'études	0.082	7.30	0.000
nombre d'enfants123	-0.054	-0.52	0.601
nombre d'enfants34	0.014	0.32	0.750
Moscou, St Pétersbourg	0.173	2.42	0.016
K1	-2.770	-17.04	0.000
K2	0.293	2.34	0.019
constante	-2.139	-6.17	0.000
Nombre d'observation	7196		

Source : RLMS, vagues IX-XIII (2000-2004)

[17] Méthode d'estimation : 3SLS.
[18] K1 et K2 sont les termes de correction du biais de sélection
[19] K1 et K2 sont les termes de correction du biais de sélection

Tableau D3. Estimation des salaires et du niveau des avantages sociaux dans le secteur privé[20]

Variable	Coefficient	z	P>|z|
w_2			
femme	-0.283	-9.80	0.000
âge	0.050	7.01	0.000
âge carré	-0.001	-6.78	0.000
éducation supérieure	0.012	0.31	0.759
nombre d'années d'études	0.034	6.87	0.000
t12nombre d'années d'études	0.023	9.28	0.000
t13nombre d'années d'études	0.040	16.13	0.000
activité entrepreneuriale	1.695	2.53	0.011
Moscou, St Pétersbourg	0.347	8.02	0.000
K3[21]	-0.110	-2.12	0.034
K4[22]	-0.342	-2.73	0.006
constante	-0.958	-4.79	0.000
Q_2			
femme	-0.13	-3.14	0.002
Age	0.062	5.82	0.000
Age carré	-0.001	-6.22	0.000
éducation supérieure	0.211	4.02	0.000
nombre d'années d'études	0.045	6.76	0.000
nombre d'enfants123	0.035	0.50	0.617
nombre d'enfants34	-0.023	-0.86	0.389
Moscou, St Pétersbourg	-0.010	-0.17	0.862
K3	0.373	4.92	0.000
K4	0.725	4.38	0.000
constante	3.268	11.99	0.000
Nombre d'observation	10837		

[20] Méthode d'estimation : 3SLS.
[21] K3 et K4 sont les termes de correction du biais de sélection
[22] K3 et K4 sont les termes de correction du biais de sélection

ANNEXE E

Test de normalité des résidus de l'estimation du probit ordonné

Soit :

$$s_{i1} = \begin{cases} 1, & si \quad \Phi^* < k_1 \\ 0, & sinon \end{cases} \qquad s_{i2} = \begin{cases} 1, & si \quad k_1 < \Phi^* < k_2 \\ 0, & sinon \end{cases}, \qquad s_{i3} = \begin{cases} 1, & si \quad \Phi^* > k_2 \\ 0, & sinon \end{cases}$$

$h_{i1} = k_1 - \gamma Z_i$ $\qquad$ $h_{i2} = k_2 - \gamma Z_i$ $\qquad$ où i désigne un ménage i.

$$\Sigma_i = \begin{pmatrix} \left[\dfrac{s_{i1}}{F(h_{i1})} - \dfrac{s_{i2}}{F(h_{i2}) - F(h_{i1})} \right] f(h_{i1}) \\ \left[\dfrac{s_{i1}}{F(h_{i1}) - F(h_{i2})} - \dfrac{s_{i2}}{1 - F(h_{i2})} \right] f(h_{i2}) \\ \sum_{j=1}^{3} s_{ij} \dfrac{f(h_{ij-1}) - f(h_{ij})}{F(h_{ij}) - F(h_{ij-1})} Z_i \\ \xi_i \end{pmatrix}$$

$$\xi_i = \begin{pmatrix} \sum_{j=1}^{3} s_{ij} \dfrac{(1 - h_{ij-1}^2) f(h_{ij-1}) - (1 - h_{ij}^2) f(h_i)}{F(h_{ij}) - F(h_{ij-1})} \\ \sum_{j=1}^{3} s_{ij} \dfrac{(3 + h_{ij-1}^2) h_{ij-1} f(h_{ij-1}) - (3 + h_{ij}^2) h_i f(h_i)}{F(h_{ij}) - F(h_{ij-1})} \end{pmatrix}$$

Alors la statistique LM (Lagrange multiplier) de l'hypothèse de normalité de ε est calculée comme

$$\nu = \left(\sum_{i=1}^{n} \xi_i \right)' J' \left(\sum_{i=1}^{n} \Sigma_i \Sigma_i' \right)^{-1} J \left(\sum_{i=1}^{n} \xi_i \right)$$

où J est une matrice construite à partir des deux dernières colonnes d'une matrice identité de dimension k + 4 avec n égal au nombre d'observations, k égal au nombre de variables exogènes et Σ_i estimée aux valeurs obtenues par oprobit MLE. ν est asymptotiquement distribuée comme une variable aléatoire de χ^2 avec deux degrés de liberté.

ANNEXE F

Tableau F. Estimation des offres du travail domestique de deux conjoints et de l'indice de l'inégalité intra-familiale *Ir*[a] par la méthode du Maximum de Vraisemblance.

	Temps de travail domestique de la femme	Temps de travail domestique de l'homme	Indice d'inégalité I[a]	Effets marginaux issus du probit ordonné		
	Coefficient	Coefficient	Coefficient	$\partial P(0)/\partial X$	$\partial P(1)/\partial X$	$\partial P(2)/\partial X$
Ln de taux de salaire de l'homme	0.044***	0.014	0.090***	0.016	-0.001	-0.015
Ln de taux de salaire de la femme	-0.006	0.015		-0.028	0.0021	0.028
$Ln(w_f/w_m)$ [b]			0.164***	-0.03	0.002	0.028
Taux de salaire de l'homme				0.0013	-0.0001	-0.0012
Taux de salaire de la femme				-0.004	0.0003	0.004
w_f/w_m				-0.05	0.003	0.05
Age de l'homme		-0.014				
Age de l'homme au carré		0.014				
Age de la femme	0.025					
Age de la femme au carré	-0.026					
Age_f - age_m [c]			-0.013*	0.005	-0.0002	-0.0045
Femme a une éducation technique ou supérieure	-0.034					
Homme a une éducation technique ou supérieure		0.054				
Nombre d'années d'éducation de l'homme			0.002	0.00002	0	-0.00002
$Education_f > Education_m$			0.119*	-0.0234	0.0441	-0.0207
Revenu hors travail du ménage			0.000	0.0099	-0.0004	-0.0094
Nombre d'enfants entre 0 et 7 ans	0.440***	0.455***	-0.028	-0.0036	0.0002	0.0035
Nombre d'enfants entre 8 et 18 ans	0.189***	0.171***	0.010	-0.0328	0.0016	0.0313
Nombre de personnes âgées	0.021	0.121**	0.093*	0.0121	-0.0006	-0.0115
Ln de la taille du logement (en mètres carrés)	-0.019	-0.063	-0.034	0.0225	-0.0011	-0.0215
Possession d'une voiture	0.023	-0.055				
Possession d'une machine à laver	-0.028	0.007				
Ménage travaille sur un lopin de terre	0.017	0.015	-0.064	0.0088	-0.0228	0.0139
Habitat rural	0.144***	0.219***				
Caucase	-0.031	0.029				
Volga	-0.033	0.011				
Moscou/Saint-Pétersbourg	-0.090	-0.160*	-0.091	0.0144	-0.0335	0.019
Nord-ouest	-0.068	0.137				
Oural	-0.185***	-0.064				
Sibérie Occidentale	-0.105*	0.009				
Sibérie Orientale	-0.151**	0.030				
Vague5	0.075*	0.162***	0.159**	-0.0294	0.0589	-0.0294
Vague6	0.002	0.019	0.130	-0.0241	0.0484	-0.0242
Vague8	-0.061	-0.064	0.087*	-0.0161	0.0325	-0.0162
Constante	4.214***	3.824***				
Paramètres auxiliaires						
k_1			-0.262			
k_2			0.813***			
ρ_1 (corrélation entre l'offre de travail domestique de la femme et la règle de partage)		-0.043*				
ρ_2 (corrélation entre l'offre de travail domestique de l'homme et la règle de partage)		-0.002				
ρ (corrélation entre l'offre de travail domestique de l'homme et celle de la femme)		0.267***				
σ_1		0.615***				
σ_2		0.985***				
Nombre d'observations		1914				

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%

[a] La variable dépendante est égale à *0* si la réponse de la femme se situe en dessous de celle de son mari (la femme se sent plus pauvre que son mari); elle est égale à *1* si la différence est nulle; enfin, elle est égale à 2 si la réponse de la femme se situe au dessus de celle de son partenaire (la femme se sent plus riche que son partenaire).

Variables de référence : urbain, région Centre, vague 7 de l'observation

[b] $\ln w_f - \ln w_m$

[c] L'âge de la femme moins l'âge de l'homme

Source : RLMS (vagues 5-8)

ANNEXE G

Le système (3.6) des équations décrivant les offres du travail total des deux conjoints peut être formulé comme suit

$$\mathbf{H} = \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta} + \mathbf{e} \tag{A1}$$

avec

$$\mathbf{H} = \begin{bmatrix} H_f \\ H_m \end{bmatrix}, \qquad \mathbf{Z} = \begin{bmatrix} \Phi_f & \mathbf{X}_f & 1 & 0 & \mathbf{0} & 0 \\ 0 & \mathbf{0} & 0 & \Phi_m & \mathbf{X}_m & 1 \end{bmatrix},$$

$$\boldsymbol{\delta} = \begin{bmatrix} \beta_f & \boldsymbol{\gamma}_f & \alpha_f & 0 & \mathbf{0} & 0 \\ 0 & \mathbf{0} & 0 & \beta_m & \boldsymbol{\gamma}_m & \alpha_m \end{bmatrix}, \qquad \mathbf{e} = \begin{bmatrix} e_f \\ e_m \end{bmatrix}$$

et

$$E(\mathbf{ee'}) = \boldsymbol{\Sigma} = \begin{pmatrix} \sigma_{ff} & \sigma_{fm} \\ \sigma_{fm} & \sigma_{mm} \end{pmatrix}$$

En prenant en compte l'erreur de mesure

$$\begin{cases} \Phi_f = \Phi_f{}^* + u_f \\ \Phi_m = \Phi_m{}^* + u_m \end{cases}$$

où $\Phi_f{}^*$, $\Phi_m{}^*$ sont les valeurs effectives et u_f, u_m sont les erreurs de mesure.

Notons qu'indépendamment de la présence ou de l'absence d'erreurs de mesure, la somme des parts individuelles est égale au revenu total du ménage $\Phi = (w_f + w_m)T + y$

$$\Phi_f + \Phi_m = \Phi$$

$$\Phi_f{}^* + \Phi_m{}^* = \Phi .$$

donc

$$(\Phi_f{}^* + u_f) + (\Phi_m{}^* + u_m) = \Phi_f{}^* + \Phi_m{}^*$$

et la somme des erreurs correspondantes est égale à zéro :

$$u_f + u_m = 0$$

Notons $u = u_f$, alors $u_m = -u_f = -u$

La matrice Z des valeurs effectives peut être représentée comme

$$\mathbf{Z} = \mathbf{Z}^* + \mathbf{U} \tag{A2}$$

avec $\mathbf{Z}^* = \begin{bmatrix} \Phi_f^* & \mathbf{X}_f & 1 & 0 & \mathbf{0} & 0 \\ 0 & \mathbf{0} & 0 & \Phi_m^* & \mathbf{X}_m & 1 \end{bmatrix}$ et $\mathbf{U} = \begin{bmatrix} u & \mathbf{0} & 0 & 0 & \mathbf{0} & 0 \\ 0 & \mathbf{0} & 0 & -u & \mathbf{0} & 0 \end{bmatrix}$

et le système (A1) est formulé à partir des valeurs effectives

$$\mathbf{H} = \mathbf{Z}^* \boldsymbol{\delta}^* + \boldsymbol{\varepsilon}^* . \tag{A3}$$

L'estimateur GLS de $\boldsymbol{\delta}$ du système (A1) est

$$\hat{\boldsymbol{\delta}} = \left(\mathbf{Z}' \hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{-1} \mathbf{Z}\right)^{-1} \mathbf{Z}' \hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{-1} \mathbf{H} . \tag{A4}$$

où $\hat{\boldsymbol{\Sigma}}$ est l'estimateur de la matrice des variances-covariances $\boldsymbol{\Sigma}$. En notant $\mathbf{Q} = \left(\mathbf{Z}' \hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{-1} \mathbf{Z}\right)$ et mettant (A2) et (A3) dans (A4), nous obtenons

$$\hat{\boldsymbol{\delta}} = \mathbf{Q}^{-1} (\mathbf{Z}^* + \mathbf{U})' \hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{-1} (\mathbf{Z}^* \boldsymbol{\delta}^* + \boldsymbol{\varepsilon}^*) .$$

Puisque $\mathbf{Z}^*$, $\mathbf{U}$ et $\boldsymbol{\varepsilon}^*$ sont mutuellement indépendants, l'expression précédente est égale :

$$\begin{aligned} \hat{\boldsymbol{\delta}} &= \mathbf{Q}^{-1} (\mathbf{Z}^*)' \hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{-1} \mathbf{Z}^* \boldsymbol{\delta}^* = \mathbf{Q}^{-1} (\mathbf{Z} - \mathbf{U})' \hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{-1} (\mathbf{Z} - \mathbf{U}) \boldsymbol{\delta}^* = \\ &= \mathbf{Q}^{-1} \left(\mathbf{Z}' \hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{-1} \mathbf{Z} \boldsymbol{\delta}^* - \mathbf{U}' \hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{-1} \mathbf{U} \boldsymbol{\delta}^*\right) = \mathbf{Q}^{-1} \mathbf{Q} \boldsymbol{\delta}^* - \mathbf{Q}^{-1} \mathbf{U}' \hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{-1} \mathbf{U} \boldsymbol{\delta}^* = \\ &= \mathbf{I} \boldsymbol{\delta}^* - \mathbf{Q}^{-1} (\mathbf{U}' \hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{-1} \mathbf{U}) \boldsymbol{\delta}^* = \left[\mathbf{I} - \mathbf{Q}^{-1} (\mathbf{U}' \hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{-1} \mathbf{U})\right] \boldsymbol{\delta}^* \end{aligned}$$

L'estimateur non biaisé de $\boldsymbol{\delta}$ est le suivant

$$\boldsymbol{\delta}^* = \left[\mathbf{I} - \mathbf{Q}^{-1} (\mathbf{U}' \hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{-1} \mathbf{U})\right]^{-1} \hat{\boldsymbol{\delta}}$$

Donc, pour effectuer la correction de l'erreur de mesure, nous avons besoin de retrouver la matrice $\mathbf{U}' \hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{-1} \mathbf{U}$:

$$\mathbf{U}'\hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{-1}\mathbf{U} = \begin{bmatrix} u & 0 \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ 0 & 0 \\ 0 & -u \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \hat{\sigma}_{ff} & \hat{\sigma}_{fm} \\ \hat{\sigma}_{fm} & \hat{\sigma}_{mm} \end{pmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} u & \mathbf{0} & 0 & 0 & \mathbf{0} & 0 \\ 0 & \mathbf{0} & 0 & -u & \mathbf{0} & 0 \end{bmatrix} =$$

$$= \frac{1}{\left|\hat{\Sigma}\right|} \begin{pmatrix} \hat{\sigma}_{mm}^2 u^2 & 0 & 0 & \hat{\sigma}_{fm}^2 u^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \hat{\sigma}_{fm}^2 u^2 & 0 & 0 & \hat{\sigma}_{ff}^2 u^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

La variance de l'erreur de mesure $E(u^2)$ peut être obtenue à partir des résultats issus du modèle de probit ordonné endogénéisé car ce modèle nous fournit la loi de distribution de la règle de partage pour les intervalles correspondant aux valeurs différentes de l'indice *IR* de l'inégalité intrafamiliale, particulièrement pour l'intervalle correspondant à l'égalité du partage du revenu total du ménage ($\kappa_1 < \Phi_f{}^* \leq \kappa_2$ ou $z^1 < \varepsilon \leq z^2$). Cette loi de distribution correspond à la distribution des biais de la règle de partage du point $\Phi_f = \Phi_m = 1/2\left[(w_m + w_f)T + y\right]$ et donc décrit la loi de distribution de l'erreur de mesure *u*. Dès lors, la distribution de *u* peut être retrouvée à partir de la distribution ε tronquée dans les points z^1 et z^2 : $P(\varepsilon \left| z^1 < \varepsilon \leq z^2 \right.)$. Donc,

$E(u^2) = E(\varepsilon^2 \left| z^1 < \varepsilon \leq z^2 \right.) = 1 - \dfrac{(z^2 f(z^2) - z^1 f(z^1))}{F(z^2) - F(z^1)}$ car ε est supposée suivre la distribution standard normale avec la fonction de densité cumulée *F*(.).

ANNEXE H

H.1. La moyenne de la loi tronquée standard normale se trouve en utilisant la propriété suivante de la fonction $f(\varepsilon) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-\frac{\varepsilon^2}{2})$ de densité de la loi : $\frac{\partial f(\varepsilon)}{\partial \varepsilon} = -\varepsilon f(\varepsilon)$.

$$E(\varepsilon \mid I=1) = E(\varepsilon \mid z_1 < \varepsilon < z_2) = \int_{z_1}^{z_2} \varepsilon f(\varepsilon | z_1 < \varepsilon < z_2) d\varepsilon =$$

$$= \int_{z_1}^{z_2} \varepsilon \frac{f(\varepsilon)}{P(z_1 < \varepsilon < z_2)} d\varepsilon = \frac{1}{F(z_2) - F(z_1)} \int_{z_1}^{z_2} \varepsilon f(\varepsilon) d\varepsilon =$$

$$= \frac{1}{F(z_2) - F(z_1)} \int_{z_1}^{z_2} \left(-f'(\varepsilon)\right) d\varepsilon = \frac{1}{F(z_2) - F(z_1)} \left[-f(\varepsilon)\right]_{z_1}^{z_2} =$$

$$= \frac{f(z_1) - f(z_2)}{F(z_2) - F(z_1)} \qquad \text{(H1)}$$

où $F(.)$ est la fonction de densité cumulée de la loi normale standard.

H.2. La variance se trouve par la même logique :

$$Var(\varepsilon \mid I=1) = Var(\varepsilon \mid z_1 < \varepsilon < z_2) =$$

$$= E(\varepsilon^2 \mid z_1 < \varepsilon < z_2) - \left(E(\varepsilon \mid z_1 < \varepsilon < z_2)\right)^2 \qquad \text{(H2)}$$

Le deuxième terme de l'expression (H2) se définit par (H1). Le premier terme se trouve en intégrant par parties :

$$E(\varepsilon^2 \mid k_1 < \varepsilon < k_2) = \frac{1}{F(z_2) - F(z_1)} \int_{z_1}^{z_2} \left(-\varepsilon f'(\varepsilon)\right) d\varepsilon =$$

$$= \frac{1}{F(z_2) - F(z_1)} \left(\left[-\varepsilon f(\varepsilon)\right]_{z_1}^{z_2} + \int_{z_1}^{z_2} \left(f(\varepsilon)\right) d\varepsilon \right) =$$

$$= \frac{1}{F(z_2) - F(z_1)} \left(-\varepsilon f(z_2) + \varepsilon f(z_1) + F(z_2) - F(z_1)\right) =$$

$$= 1 + \varepsilon \frac{f(z_1) - f(z_2)}{F(z_2) - F(z_1)} \qquad \text{(H3)}$$

Finalement, par (H1)-(H3) la variance de la loi tronquée est

$$Var = 1 + \varepsilon \frac{f(z_1) - f(z_2)}{F(z_2) - F(z_1)} + \left(\frac{f(z_1) - f(z_2)}{F(z_2) - F(z_1)} \right)^2 =$$

$$= 1 + \varepsilon E(\varepsilon \mid z_1 < \varepsilon < z_2) + \left(E(\varepsilon \mid z_1 < \varepsilon < z_2) \right)^2$$

La moyenne de la variance de la loi tronquée est égale alors à

$$\overline{Var} = 1 + \left(\overline{E}(\varepsilon \mid z_1 < \varepsilon < z_2) \right)^2$$

H.3.

La contrainte sur $\sigma_\varepsilon^2 = Var(\varepsilon \mid z_1 < \varepsilon < z_2)$ implique une contrainte sur la matrice de Cholesky *L*, qui se trouve en établissant le rapport entre σ_ε^2 et les éléments de la matrice *L* :

$$\sigma_\varepsilon^2 = (l_{31})^2 + (l_{32})^2 + (l_{33})^2,$$

ce qui implique à son tour

$$(l_{31})^2 + (l_{32})^2 + (l_{33})^2 = 1 + \left(\overline{E}(\varepsilon \mid z_1 < \varepsilon < z_2) \right)^2$$

d'où la contrainte sur, par exemple, l_{33} peut en être déduite :

$$l_{33} = \sqrt{1 + \left(\overline{E}(\varepsilon \mid z_1 < \varepsilon < z_2) \right)^2 - (l_{31})^2 - (l_{32})^2} \ .$$

ANNEXE I

Le terme de correction Ratio1 du biais de sélection des équations d'offre de travail est construit de la manière suivante :

$$E(e_i \mid I = 1) = E\,(E(e_i \mid \varepsilon) \mid I = 1) = M_1(\sigma_{e_i\varepsilon})E\,(\varepsilon \mid I = 1),$$

où $M_2(\sigma_{e_i\varepsilon})$ est le coefficient qui dépend de la covariance entre ε et e_i à estimer, $i = 1,2$.

Alors le terme de correction Ratio1 du biais de sélection des équations d'offre de travail est la moyenne de la loi tronquée du terme d'erreur de l'équation oprobit dont l'expression est trouvée en Annexe H:

$$\text{Ratio1} = E\,(\varepsilon \mid I = 1) = E\,(\varepsilon \mid z^1 < \varepsilon < z^2) = \frac{f(z^1) - f(z^2)}{F(z^2) - F(z^1)},$$

où $f(.)$, $F(.)$ sont respectivement la fonction de densité standard et la fonction de densité cumulée.

ANNEXE J

Tableau J1. Fréquences des réponses positives à la question de RLMS *«Si vous comparez votre vie d'aujourd'hui avec celle d'il y 1 an, diriez vous que vous étiez obligé de… ?"*

…	**Femmes**	**Hommes**
Changer le travail		
1998	15%	10%
Prendre un emploi complémentaire		
1998	11%	5%
2000	6%	7%
2001	8%	9%
2002	44%	9%
2003	9%	9%
2004	9%	9%
Réduire les dépenses sur le vêtement		
1998	59%	62%
2000	76%	69%
2001	66%	51%
2002	24%	46%
Réduire les dépenses sur la nourriture		
1998	49%	53%
2000	68%	57%
2001	58%	40%
2002	18%	33%
Economiser sur les vacances		
1998	38%	36%
2000	66%	49%
2001	24%	42%
2002	58%	36%
Chercher de l'assistance auprès des organisations gouvernementales.		
1998	22%	11%
2000	52%	23%
2001	11%	20%
2002	44%	16%
Vendre des affaires par le manque de l'argent		
1998	3%	5%
2000	2%	6%
2001	2%	5%
2002	1%	4%
Travailler plus son lopin		
1998	19%	17%
2000	14%	29%
2001	11%	18%
2002	45%	15%

Tableau J2. Fréquences des réponses des deux membres des couples à la question de RLMS "Êtes-vous satisfaits de vos conditions de vie économique présentement ?". L'échelle comprend les cinq échelons suivants : 1 – Entièrement satisfait, 2 – Plutôt satisfait, 3 – Oui et non, 4 – Moins que satisfait, 5 – Pas du tout satisfait.

Année	**1998**					
	Femme					
Homme	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**Total**
1	3	6	5	7	4	25
2	5	57	18	38	21	139
3	5	47	73	84	43	252
4	7	59	102	344	172	684
5	4	29	56	198	**2,860**	3,147
Total	24	198	254	671	3,100	4,247
Année	**2001**					
	Femme					
Homme	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**Total**
1	8	9	7	15	7	46
2	5	81	49	72	34	241
3	2	40	90	104	66	302
4	11	74	102	432	**2,780**	3,399
5	11	44	59	164	262	540
Total	37	248	307	787	3,149	4,528
Année	**2002**					
	Femme					
Homme	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**Total**
1	8	13	7	21	9	58
2	11	116	51	95	28	301
3	8	34	100	140	85	367
4	10	80	131	394	232	847
5	3	25	51	190	**2,822**	3,091
Total	40	268	340	840	3,176	4,664
Année	**2003**					
	Femme					
Homme	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**Total**
1	13	6	4	12	7	42
2	11	113	62	96	**2,601**	2,883
3	5	59	109	148	83	404
4	7	74	120	418	245	864
5	4	30	53	171	258	516
Total	40	282	348	845	3,194	4,709
Année	**2004**					
	Femme					
Homme	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**Total**

1	4	7	9	9	4	33
2	9	117	67	102	**2,606**	2,901
3	6	58	110	165	89	428
4	12	74	117	375	227	805
5	8	37	44	174	250	513
Total	39	293	347	825	3,176	4,680

Table J3. Fréquences des réponses des deux membres des couples à la question de RLMS "*Imaginez une échelle à neuf paliers où sur le palier le plus bas se trouvent les gens les plus pauvres et sur le palier le plus haut les gens les plus riches. Sur quel palier vous placeriez-vous?*". L'échelle comporte six échelons : 1 – les plus pauvres; 6 – les plus riches (les paliers 6 – 9 sont agrégés vu le nombre réduit d'observations dans ces échelons).

Année	**1994**						
	Femme						
Homme	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**Total**
1	172	49	34	21	11	4	291
2	45	183	80	48	40	5	401
3	43	103	300	143	88	24	701
4	25	48	161	280	116	21	651
5	27	44	64	112	266	45	558
6	6	10	28	30	50	61	185
Total	318	437	667	634	571	160	2,787
Année	**1995**						
	Femme						
Homme	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**Total**
1	105	63	64	42	35	8	317
2	45	102	90	70	50	17	374
3	43	94	219	139	99	25	619
4	40	61	144	173	118	45	581
5	29	50	95	122	167	50	513
6	10	16	39	49	52	49	215
Total	272	386	651	595	521	194	2,619
Année	**1996**						
	Femme						
Homme	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**Total**
1	111	61	50	36	32	9	299
2	42	96	90	59	51	22	360
3	44	92	187	114	104	25	566
4	26	69	143	182	110	36	566
5	28	33	106	134	166	49	516
6	15	20	38	50	55	48	226
Total	266	371	614	575	518	189	2,533
Année	**1998**						

	Femme						
Homme	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**Total**
1	101	75	68	53	49	8	354
2	56	108	106	87	74	22	453
3	46	97	196	139	117	33	628
4	29	54	129	190	111	33	546
5	121	31	76	107	162	53	550
6	6	15	25	33	37	42	158
Total	359	380	600	609	550	191	2,689
Année	**2000**						
	Femme						
Homme	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**Total**
1	62	51	34	23	25	8	203
2	53	85	80	55	46	9	328
3	50	106	182	168	90	30	626
4	126	70	134	190	114	32	666
5	33	55	**2,680**	147	210	46	3,171
6	10	20	49	69	69	79	296
Total	334	387	3,159	652	554	204	5,290
Année	**2001**						
	Femme						
Homme	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**Total**
1	45	22	34	20	12	10	143
2	35	83	67	44	39	8	276
3	62	106	206	143	101	30	648
4	42	82	2,740	251	152	42	3,309
5	135	78	117	164	200	59	753
6	14	24	57	80	109	76	360
Total	333	395	3,221	702	613	225	5,489
Année	**2002**						
	Femme						
Homme	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**Total**
1	41	31	30	14	15	4	135
2	41	97	88	42	32	4	304
3	56	116	227	168	99	35	701
4	47	83	2,737	285	154	48	3,354
5	123	63	119	172	261	56	794
6	10	21	45	61	74	78	289
Total	318	411	3,246	742	635	225	5,577
Année	**2003**						
	Femme						
Homme	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**Total**
1	46	30	34	11	13	8	142
2	38	90	80	44	35	16	303
3	60	113	2,772	156	104	30	3,235
4	52	83	180	290	171	37	813
5	121	51	123	164	222	54	735

6	19	20	51	77	88	86	341
Total	336	387	3,240	742	633	231	5,569
Année	**2004**						
				Femme			
Homme	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**Total**
1	34	20	18	10	13	6	101
2	32	75	77	41	32	7	264
3	55	103	197	144	98	24	621
4	143	79	170	258	170	44	864
5	50	59	2,695	195	230	52	3,281
6	13	35	54	80	103	91	376
Total	327	371	3,211	728	646	224	5,507

ANNEXE K

Tableau K1. Estimations des équations des salaires

Variable	$ln(w_f)$	$ln(w_m)$
Age/100	-0.313	-0.647***
Age au carré/10000	-0.004	-0.021
Années d'éducation/10	0.431***	0.356***
Moscou –St .Pétersbourg	-0.002	0.002
Nord-Ouest	-0.006***	-0.003
Centre	-0.001	0.001
Volga	-0.002	0.002
Nord Caucasien	-0.002	0.004*
Oural	0.001	0.005**
Sibérie Occidentale	-0.008***	-0.002
D	0.144***	0.103***
Constante	-1.219***	-1.039***

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%

Source : RLMS (vagues 5-13)

w_j : taux de salaire , $j = f, m$

D : variable dichotomique égale à 1 pour la période d'après-crise, 0 sinon.

Tableau K2. Estimations des équations d'offre de travaille

Variable	h_m	h_f
Plein revenue de ménage	-0.004	-0.024**
D Plein revenue de ménage	-0.049**	-0.059***
Ln du taux de salaire de l'homme	-7.534***	0.156***
Ln du taux de salaire de la femme	0.027***	-4.518***
D Ln du taux de salaire de l'homme	0.043***	0.029***
D Ln du taux de salaire de la femme	0.015	0.054***
Age de l'homme	-2.461*	0.117**
Age de la femme	0.261***	-2.921***
Années d'éducation de l'homme	3.229***	-0.013
Années d'éducation de la femme	-0.067*	1.589***
Nombre d'enfants entre 0 et 7 ans	0.025*	-0.049***
Nombre d'enfants entre 7 et 18 ans	0.001	-0.006
D	1.390***	0.900***
D Années d'éducation de l'homme	0.061**	-0.041**
D Années d'éducation de la femme	-0.049**	0.019
D Age	-0.098	-0.089**
D Nombre d'enfants entre 0 et 7 ans	-0.048***	-0.005
D Nombre d'enfants entre 7 et 18 ans	-0.018*	0.001
Constante	-84.984***	-40.822***
Paramètres de discontinuité		
S	0.065***	
s	0.021***	
La variable de référence : Sibérie Orientale		

D : variable dichotomique égale à 1 pour la période d'après-crise, 0 sinon.

Tableau K3. Paramètres des matrices de Cholesky

Paramètres de la matrice de Cholesky *L*	
l_{11}	2.238***
l_{21}	-0.042***
l_{22}	1.222***
l_{31}	0.298***
l_{33}	0.007***
l_{42}	0.273***
l_{43}	0.003***
l_{44}	-0.009***
Paramètres de la matrice de Cholesky *K*	
k_{11}	0.985***
k_{21}	0.004
k_{22}	0.886***
k_{31}	-0.004
k_{32}	0.009
k_{33}	0.137***
k_{41}	0.000
k_{42}	-0.009***
k_{43}	0.039
k_{44}	0.203***
Nombre d'observations	4118

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%