



HAL
open science

Comparaison Vecteurs-Images pour la détection des changements des bâtiments d'une base de données topographiques

Olivier Jamet

► **To cite this version:**

Olivier Jamet. Comparaison Vecteurs-Images pour la détection des changements des bâtiments d'une base de données topographiques. Interface homme-machine [cs.HC]. Télécom ParisTech, 1998. Français. NNT: . tel-00005662

HAL Id: tel-00005662

<https://pastel.hal.science/tel-00005662>

Submitted on 5 Apr 2004

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.

THÈSE

présentée pour obtenir le titre de Docteur

de l'École Nationale Supérieure
des Télécommunications

Spécialité : Signal et Images

Olivier JAMET

Comparaison Vecteurs-Images
pour la détection des changements
des bâtiments d'une base de données topographiques

SOUTENUE LE 11 DÉCEMBRE 1998 DEVANT LE JURY COMPOSÉ DE :

Georges STAMON

Président

Marc BERTHOD

Rapporteurs

Marc RICHETIN

Henri MAÎTRE

Examineurs

Hervé LE MEN

Christian HEIPKE

Remerciements

Cette thèse s'est déroulée au laboratoire « Méthodes d'Analyse et de Traitement d'Images pour la Stéréorestitution » du Service de la Recherche de l'Institut Géographique National, en collaboration avec le laboratoire « Image » du département « Traitement du Signal et des Images » de l'École Nationale Supérieure des Télécommunications.

Je tiens à exprimer toute ma gratitude à Henri Maître, qui a accepté de diriger cette recherche, et dont j'ai beaucoup apprécié l'acuité des remarques, les critiques attentives, et les ouvertures prodiguées sur des pistes scientifiques, ainsi qu'à Hervé Le Men, qui m'a proposé ce sujet de recherche, en a assuré une partie de l'encadrement, et à qui, au delà du soutien et de la confiance qu'il m'a témoigné dans le cadre de ce travail, je dois ma formation de chercheur au cours des années passées.

Je remercie très sincèrement le professeur Georges Stamon qui m'a fait l'honneur de présider mon jury, ainsi que M. Marc Berthod et le professeur Marc Richetin pour avoir accepté d'être les rapporteurs de cette thèse. Merci également au professeur Christian Heipke qui, malgré la distance, m'a fait l'amitié de participer à mon jury.

Mes remerciements vont aussi au laboratoire M.A.T.I.S. pour son soutien, en particulier à Daniel Piquet-Pellorce pour ses encouragements et pour les libertés qu'il m'a laissées, et à mes relecteurs et auditeurs attentifs – Patrick Julien pour ses remarques ressortissant au bon usage de la langue, Olivier Dissard pour ses critiques détaillées, Laurent Guigues pour sa patience à décortiquer les mathématiques, mais aussi Daniel Piquet-Pellorce, Ghislaine Bordes, Franck Fuchs, Franck Jung et Nicolas Papanoditis – , sans toutefois oublier l'ensemble de l'unité pour toutes les discussions de couloir qui épanouissent la pensée, et pour l'aide logistique indispensable (et j'ai ici une pensée particulière pour François Boyero).

Je remercie également le laboratoire Image de l'E.N.S.T qui a contribué à la préparation de la soutenance, et où de brèves discussions apportent parfois des illuminations.

Enfin, un grand merci à ma famille pour sa patience durant ce long parcours, et une pensée très chaleureuse pour tous les voisins et amis qui m'ont soutenu, distrait, et même parfois nourri, pendant ces trois ans.

RÉSUMÉ

En dépit des progrès apportés par les techniques numériques, la mise à jour des données topographiques par voie photogrammétrique reste un processus coûteux. En particulier même en présence d'évolutions faibles, le contrôle des données existantes doit porter sur l'intégralité de la zone traitée. Restant aujourd'hui effectué par des méthodes manuelles, il représente donc un poste important.

Cette thèse s'attache à l'étude de la détection des changements du thème bâti, par comparaison automatique d'une base de données topographiques à moyenne échelle à un couple de photographies aériennes. L'objectif à terme est d'éviter l'examen visuel par un opérateur d'une partie des scènes traitées. La démarche adoptée propose une comparaison géométrique de la base de données avec les extractions 3D issues de l'appariement d'un couple d'images récent, et tente d'en assurer la fiabilité par une modélisation de l'incertitude des données utilisées.

Le contrôle de l'incertitude des extractions 3D est abordé par l'intermédiaire d'une étude formelle de processus d'appariement ligne à ligne. Ce cadre restreint permet de proposer une représentation de l'ensemble des possibles sous la forme d'un graphe orienté dont les nœuds sont les extrema locaux d'une mesure de ressemblance locale. Les conditions de définition d'une loi de probabilité normalisée sur cette structure sont mises en évidence. En particulier, on démontre que, sous des hypothèses réduites, pour toute loi markovienne d'ordre 1, les probabilités conditionnelles dans chacun des sens du graphe sont liées par une équation de flux. Ce constat conduit à la proposition d'un algorithme ad hoc original, qui permet de qualifier les nœuds du graphe par une probabilité reflétant l'ambiguïté de la décision. Basée sur une modélisation autorégressive amortie d'ordre 1 dans le graphe pour renforcer la qualification locale des points, et sur des calcul de flux pour déterminer leur probabilité, cette méthode reste de complexité raisonnable. Une analyse détaillée de son paramétrage a par ailleurs permis son automatisation complète.

Ces résultats sont associés à l'analyse de l'incertitude de la base de données pour donner une expression formelle à la comparaison des deux sources dans le cadre de la théorie des croyances de Dempster-Shafer.

Les modèles proposés sont évalués par rapport à des données réelles, tant en ce qui concerne les probabilités qualifiant l'appariement, que l'ensemble de la modélisation de l'incertitude. L'expérience montre que les probabilités calculées dans les graphes constituent un estimateur acceptable de la probabilité effective des points extraits d'appartenir à la surface 3D idéale. L'étude de l'apport à la détection des changements des différentes composantes de la modélisation de l'incertitude, conduite dans le cadre du contrôle de l'emprise planimétrique du bâti de la Base de Données Topographiques nationale française, vient confirmer l'intérêt de la démarche.

ABSTRACT

Despite the considerable evolution brought by digital technology, updating topographic data through photogrammetric means keeps an expensive process. In particular, the verification of an existing database needs the investigation of the whole processed area, disregarding the amount of real changes. That's why this still manual phase represents a noticeable charge.

This research focuses on the building change detection, through the comparison between a medium scale topographic database and an aerial stereopair. The final purpose is to be able to prevent a human operator from verifying needlessly unchanged part of the processed scenes. The proposed method consists in a geometrical comparison between the database and 3D extractions produced by the automatic matching of an up-to-date stereopair, and tries to ensure the reliability of the diagnostic through a model of the uncertainty of both sources.

The 3D extraction uncertainty management is considered through a formal study of line-by-line matching processes. This restricted point of view allows to propose a graph-based representation of all the possible extractions. The graph is oriented, and built on nodes corresponding to local extrema of a local likeness measurement. We demonstrate the requirements for defining a normalised probability measure on such a data structure. In particular, we show that, under limited hypothesis, the conditional probabilities in both directions of the graph are, for any order 1 markovian probability, linked together by a flood equation. This property leads us to propose an original ad hoc algorithm, which computes a probability on each node of the graph. Such a probability reflects the ambiguity of the decision for choosing a given node rather than any of its alternatives. Based on an order 1 autoregressive model – used for reinforcing the local node valuation – and on flood computations – for the estimation of the probabilities – the method keeps within a reasonable complexity. Moreover, a detailed analysis of its parameters allowed to make it fully automatic.

These results are combined to an analysis of the uncertainty of the database, and yield a formal expression of the comparison between both sources within the Dempster-Shafer theory of evidence.

The proposed models – the probabilities qualifying the matching results as well as the whole model of the uncertainty – are evaluated by confrontation to real data. Our experiments show that the probabilities computed in the graphs correspond to an acceptable estimate of the actual probabilities for the points to be located on the ideal 3D surface. Besides, experimenting the respective improvement brought by every component of the model of uncertainty – within the frame of a planimetric verification of the French national topographic database – gives additional evidence of the benefits of the proposed methods.

Table des matières

1	Introduction	1
1.1	Contexte et objectifs généraux	1
1.2	Sujet de l'étude	2
2	Contexte applicatif	4
2.1	La BDTopo	4
2.1.1	Spécification de contenu	4
2.1.2	La couche Bâti	6
2.1.3	Le modèle géométrique des bâtiments simples	6
2.1.4	Critères de qualité	10
2.2	Le processus de mise à jour de la BDTopo	10
2.2.1	Le processus actuel	10
2.2.2	Quelques exemples	13
2.3	Apport potentiel de cette recherche	13
3	Analyse bibliographique	15
3.1	Le processus de détection de changements	16
3.1.1	Traitement des images	16
3.1.2	Mesures de compatibilité	19
3.1.3	Processus de décision	21
3.1.4	Stratégie générale	24
3.2	L'extraction d'information 3D sur couple d'images aériennes	25
3.2.1	Multiplicité des problèmes et des solutions	25
3.2.2	Les indicateurs de fiabilité dans les processus d'appariement	29
3.2.3	Conclusions	33
3.3	Conclusion	37
4	Qualification des surfaces 3D extraites	38
4.1	Introduction	38
4.1.1	Démarche générale	38
4.1.2	Modélisation	39
4.1.3	Plan du chapitre	39
4.2	Approche théorique	40
4.2.1	Cadre choisi	40
4.2.2	Propriétés fondamentales	45
4.2.3	Lois à causalité d'ordre fini	48
4.2.4	Construction d'une loi	51
4.2.5	Exemples	53
4.2.6	Problème des conditions initiales	56
4.2.7	Remarque sur l'hypothèse d'exhaustivité	58
4.3	Un exemple de modèle	60
4.3.1	Choix des mesures de ressemblance locale	60
4.3.2	Modèle autorégressif des courbes 3D	61
4.3.3	Paramétrage	71
4.3.4	Mise en œuvre	74
4.4	Intérêt de l'approche	79

5	Calcul d'un indicateur d'évolution	81
5.1	Modélisation $2D\frac{1}{2}$ des bâtiments	81
5.2	Démarche générale	83
5.3	Construction des indicateurs	86
5.3.1	Emprise des bâtiments	86
5.3.2	Vérification du contenu altimétrique	94
5.4	Schéma général du processus	100
5.4.1	Stratégie de contrôle.	100
5.4.2	Bilan des paramètres.	101
5.4.3	Traitement de la végétation.	101
5.5	Conclusions	102
6	Expérimentation et résultats	103
6.1	Validation de la loi de probabilité des extractions $3D$	103
6.1.1	Données disponibles	104
6.1.2	Protocole d'évaluation	104
6.1.3	Résultats qualitatifs	112
6.1.4	Résultats quantitatifs	119
6.1.5	Conclusions	140
6.2	Validation du processus de détection de changements	142
6.2.1	Données utilisées	142
6.2.2	Protocole d'évaluation	143
6.2.3	Résultats	149
6.2.4	Conclusions	154
6.3	Synthèse	156
7	Conclusion	158
7.1	Synthèse de l'étude	158
7.1.1	Travaux effectués	158
7.1.2	Apports principaux	160
7.2	Prospectives d'ordre opérationnel	161
7.3	Prospectives scientifiques	162
7.3.1	Evolutions des algorithmes d'appariement	162
7.3.2	La gestion de l'incertitude	164
7.3.3	Applications à la reconnaissance des formes	165
7.4	Conclusion	166
	Annexes	167
A	Extrait des spécifications de saisie de la BDTopo	167
B	Cohérence des disparités gauche et droite	172
B.1	Notations	172
B.2	Variation de d en fonction du gradient de parallaxe	173
B.3	Conclusion	175
C	Surfaces optimales de la loi de probabilité	176
D	Exemple d'autostéréogramme	195
	Bibliographie	197

Chapitre 1

Introduction

1.1 Contexte et objectifs généraux

Durant les vingt dernières années, comme d'autres domaines techniques, la cartographie a évolué vers une informatisation croissante de ses méthodes de saisie comme des documents qu'elle produit. Aujourd'hui, la plupart des institutions cartographiques nationales et des opérateurs privés des pays développés sont à même de fournir des documents cartographiques sur support numérique. Dans un grand nombre de cas, ces données sont structurées au sens où elles intègrent la définition d'objets et de relations entre ces objets. On parle alors de base de données géographiques plus que de données cartographiques.

Cette évolution a ouvert la voie à une utilisation plus souple des données géographiques au sein d'applications que l'on peut regrouper sous l'appellation de Systèmes d'Information Géographique (S.I.G.). L'utilisateur a accès à des recherches localisées, à des croisements d'information, à des interrogations sur des critères topologiques, à des visualisations sélectives... et peut même enrichir la base dont il dispose de ses propres données.

Dans un tel contexte, les producteurs de données se voient confrontés à un accroissement des exigences de leurs utilisateurs. L'exactitude, et par conséquent l'actualité de l'information, traitée par ordinateur et recoupée entre sources de différentes origines, devient plus critique. Corrélativement, la richesse des informations stockées dans les bases de données géographiques rend leur mise à jour plus coûteuse. Ceci est d'autant plus vrai que, si la technologie a rapidement évolué en terme de support de saisie et de stockage, elle n'a par contre guère progressé concernant les méthodes de saisie à proprement parler, qui restent en large part manuelles.

Cette situation rend les recherches sur l'amélioration des processus numériques de mise à jour des données géographiques essentielles pour l'entretien de la cartographie nationale à un rythme acceptable pour les utilisateurs, et à un coût raisonnable pour la collectivité. Dans cet esprit, l'Institut Géographique National a entrepris depuis 1990 des recherches en analyse d'image sur les processus de saisie de l'information topographique, et plus récemment sur les processus de mise à jour eux-mêmes.

La mise à jour de données géographiques peut être décomposée en deux phases : l'investigation des changements et la modification de la base de données. Dans les processus opérationnels actuels, ces deux étapes sont intimement mêlées, et font concourir des techniques variées. L'identification des changements pourra ainsi, par exemple, utiliser des critères purement statistiques pour le choix des unités cartographiques à mettre à jour (unités administratives ou découpage conventionnel du pays), fondés sur la connaissance externe que l'on a de l'évolutivité des zones. Elle interviendra à nouveau dans le processus de modification de la base, pendant

lequel l'opérateur comparera les données existantes avec des documents mis à sa disposition (nouvelle prise de vue, cartographie récente exogène...). Elle s'effectuera de façon implicite dans les enquêtes de terrain elles-mêmes, pendant lesquelles le topographe aura à sa disposition des documents issus de la base existante.

Dans cette recherche, nous nous intéressons à une part restreinte de ce travail : la comparaison du contenu de la base existante avec une nouvelle prise de vue. Cette étude est, pour partie, motivée par des considérations techniques, liées aux choix qu'a fait l'Institut Géographique National concernant l'actualisation des données topographiques françaises. Dans le processus actuel, la géométrie des données est mise à jour par voie photogrammétrique. Les premières évaluations dont dispose l'I.G.N. sur ce processus ont montré qu'une part substantielle du coût de cette phase restait due au temps d'inspection des données (l'intégralité des objets est contrôlée, pour, in fine, n'en modifier qu'une faible proportion), et, pendant cette inspection, à une difficulté pour l'opérateur à décider de l'opportunité des modifications de la description géométrique des objets. Les données de la base ne représentent en effet la réalité qu'à travers une modélisation - simplification nécessaire du dessin assurant sa lisibilité aux échelles d'utilisation prévues. Ainsi, même affichée en superposition aux images, la représentation en mode vecteur des données demande une interprétation de la façon dont les spécifications de saisie ont été satisfaites, lors de sa saisie initiale. L'automatisation de la décision de mise à jour de la description géométrique des objets, ou pour le moins l'aide à cette décision, constituerait donc un apport substantiel au processus.

En tant qu'objectif opérationnel, cette fonction d'aide à l'opérateur peut être décrite comme un processus de validation des objets de la base existante – ou, autrement dit, de détection des non-changements.

Cette recherche trouve, par ailleurs, un intérêt scientifique à la fois dans la problématique elle-même de la comparaison entre deux types de données hétérogènes, et dans les performances attendues. Concernant le premier point, les travaux portant sur la mise en correspondance entre données vecteurs et images ne manquent pas. La plupart de ces études cherchent toutefois une correspondance directe entre les vecteurs connus et des primitives contours extraites des images (discontinuités radiométriques, frontières entre zones de texture homogène). Rares sont les travaux qui prennent en compte les possibles différences de description, liées à la simplification du modèle cartographique. Quant à la question des performances, force est de constater qu'en dépit du grand nombre de recherches en reconnaissance de formes sur images aériennes, peu de processus opérationnels ont vu le jour jusqu'alors. Dans un contexte de mise à jour, on attend des taux d'erreur inférieurs d'un ordre de grandeur au taux d'évolution du paysage, qui dépasse rarement les quelques points. Cette exigence conduira à prendre en compte, dans cette recherche, un besoin aigu de maîtrise de la fiabilité des décisions prises par les processus de traitement automatique.

1.2 Sujet de l'étude

Nous nous posons donc le problème de la faisabilité d'une validation automatique de descriptions vecteurs d'objets topographiques, par comparaison de ces mêmes vecteurs à des prises de vues aériennes récentes. Plus précisément, nous nous plaçons strictement dans le contexte opérationnel de l'I.G.N. : les données vecteurs seront celles de la base de données topographiques nationale (BDTopo[®]), et seront confrontées à un couple de photographies aériennes à moyenne échelle.

Concernant les données cartographiques étudiées, cette restriction présente l'intérêt de nous

donner un support applicatif réel, qui pourra servir de point de référence pour l'analyse des performances des processus proposés. La limitation choisie sur les images utilisées participe de raisons plus pragmatiques de disponibilité des données : l'utilisation de points de vues plus nombreux a déjà montré son intérêt en analyse d'image ; elle ne fait par contre pas partie des habitudes cartographiques (elle serait d'ailleurs d'un intérêt limité pour les processus manuels dans le cadre de l'activité de l'I.G.N.), et nous ne disposons pas des données nécessaires pour la mettre en œuvre sur nos sites de travail.

Nous avons choisi de restreindre l'étude aux bâtiments, dans la mesure où, d'une part, les thèmes concernant les éléments naturels du paysage semblent beaucoup plus difficiles à aborder (la simplification du modèle cartographique est encore plus sensible sur ces classes d'objets), et où, d'autre part, en mode manuel, les objets concernés demandent un effort de saisie important en comparaison avec d'autres thèmes artificiels (comme les routes où les voies ferrées). Cette dernière restriction n'exclut par ailleurs pas d'envisager des applications sur les zones d'urbanisation dense, pour lesquelles l'absence de changement sur le bâti peut être un indice suffisant pour décider de la non-évolution de la zone.

Enfin, notre point de vue sera la mise en place d'une procédure automatique d'investigation, en amont de l'intervention manuelle de l'opérateur. Ce choix vise à obtenir, en première approche, une évaluation numérique des performances de diagnostic des méthodes proposées, sans alourdir outre mesure les protocoles expérimentaux (les méthodes interactives, qui pourraient profiter d'outils d'aide à la décision, seraient beaucoup plus délicates à évaluer).

Ce rapport est divisé en 7 chapitres. Au chapitre 2, nous détaillons le contexte applicatif de l'étude. L'analyse des caractéristiques des données topographiques utilisées permet de mieux cerner les difficultés liées à la simplification du modèle ; l'exposé des conditions opérationnelles de mise à jour nous donnera, quant à lui, quelques pistes sur les critères de décision attendus pour notre processus. Le chapitre 3 aborde un état de l'art sur la détection des changements par analyse d'image, en insistant sur les méthodes de comparaison vecteur-image, et met en lumière les besoins en matière de formalisation de la fiabilité des processus automatiques d'extraction $3D$. Au chapitre 4, nous présentons nos propositions pour une approche probabiliste de l'extraction à bas niveau d'information $3D$ sur un couple de photographies aériennes. Le modèle proposé est ensuite utilisé au chapitre 5, pour la définition des critères de décision de non-changement adoptés dans le processus d'évaluation des données vecteurs. Le chapitre 6 présente les résultats expérimentaux de l'étude, tant en ce qui concerne les indicateurs de qualité proposés, que, dans une moindre mesure, leur incidence sur la détection des changements. Les évolutions possibles de notre démarche sont discutées en conclusion.

Chapitre 2

Contexte applicatif

L'Institut Géographique National, fondé en 1940 sur l'héritage de la cartographie militaire, est un établissement public à caractère administratif, dont la vocation est, principalement, l'entretien des références géographiques et cartographiques sur le territoire national. Cette mission comprend des travaux géodésiques (points de références), une couverture photographique du territoire, et la production d'une cartographie topographique à moyenne échelle. Dans les années 80, la décision a été prise de remplacer la carte topographique à l'échelle du 1/25 000, dite « carte de base », produite jusqu'alors sur papier, par une base de données de résolution métrique : la BDTopo[®].

La production effective de cette base de données, qui s'accompagne d'une réfection complète de la carte, a commencé en 1988, avec une prévision initiale d'achèvement (première couverture complète du territoire) sous un délai de 30 ans. Sa mise à jour est prévue sur la base d'un cycle moyen de 8 ans.

2.1 La BDTopo

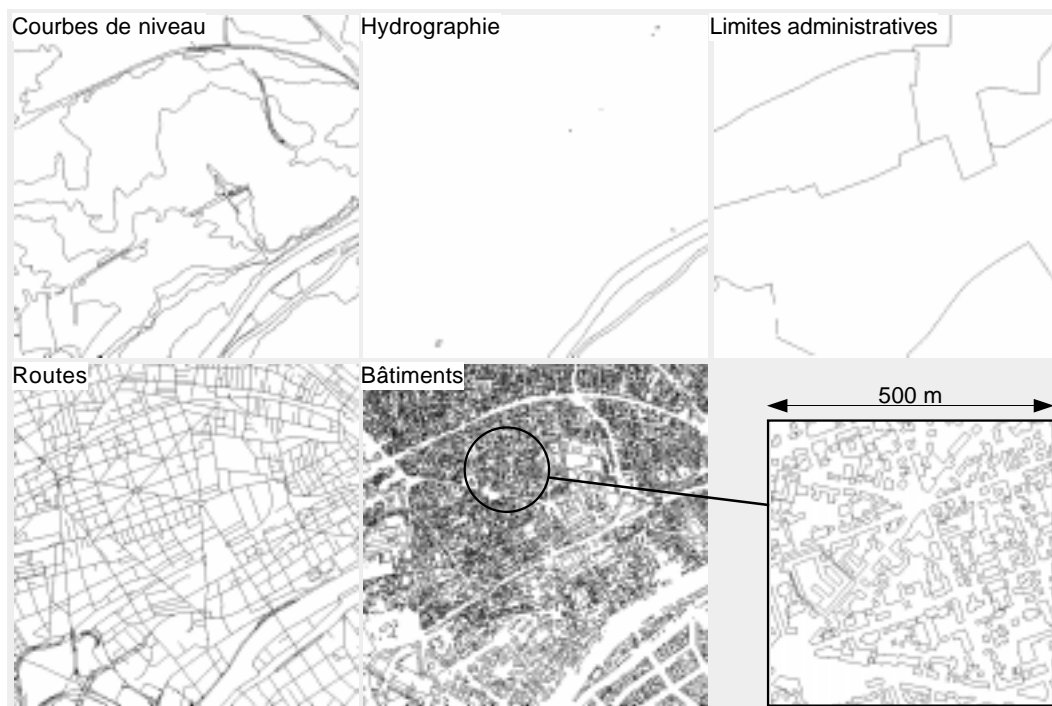
2.1.1 Spécification de contenu

La Base de Données Topographiques peut être définie comme une description numérique de la topographie du territoire français, adaptée aux applications à l'échelle du 1/5 000 au 1/50 000. Son contenu thématique correspond grossièrement au contenu de la carte de base, mais avec une meilleure exactitude géométrique. Les données y sont structurées en objets, de position généralement définie en planimétrie et en altimétrie, et de précision métrique (pour les points bien identifiables). Ces objets sont munis de relations entre eux (relations topologiques, relations de construction entre objets complexes et objets simples...).

L'ensemble de la base est structurée en couches indépendantes représentant chacune un grand thème cartographique (orographie, hydrographie, voies de communication, bâtiments, végétation, limites administratives, toponymie...). La figure 2.1 présente un extrait de la BDTopo en projection cartographique.

Quatre types d'objets sont représentés :

- des objets ponctuels ;
- des objets linéaires ;
- des objets linéaires orientés ;
- des objets surfaciques.



Emprise Lambert I de l'ensemble de la zone : (592467, 1132111) - (595467, 1135111)

FIG. 2.1: Extrait de couches de la BDTopo sur la ville de Colombes

Dans tous les cas, un objet est une entité porteuse d'attributs, et munie d'une description géométrique, qui peut être partiellement partagée entre plusieurs objets d'une même couche :

- un simple jeu de coordonnées pour les objets ponctuels ;
- une suite de coordonnées pour les objets linéaires et les objets surfaciques.

Dans le cas des objets simples surfaciques, cette suite de coordonnées représente le contour extérieur de l'objet, positionné en $3D$ dans le référentiel cartographique ; l'intérieur de l'objet n'est pas modélisé (au sens où le modèle ne définit pas de fonction d'interpolation). Les objets surfaciques complexes peuvent voir une part de leur intérieur modélisé en $3D$, mais uniquement par le biais des objets simples qui les composent.

Cette description géométrique est actuellement saisie par voie photogrammétrique sur couples de photographies aériennes, et par enquête terrain le cas échéant (pour les objets non visibles sur les photographies).

La base est disponible sous deux formats. L'un contient l'intégralité de la définition des objets et de leurs relations (le format actuellement utilisé est le format EDIGEO¹). Le second est un format de dessin, qui ne comprend que des objets simples, définis par leur géométrie (non partagée) et chacun porteur d'un attribut de classe et d'un attribut de couleur (le format utilisé est alors le format DXF²). Dans le cadre de cette étude, où nous nous intéressons à une seule couche, et, nous le verrons, plus particulièrement à sa géométrie, nous nous sommes restreints à l'utilisation du format dessin pour plus de simplicité.

1. Échange de Données Informatisées dans le domaine de l'information GEOgraphique, Norme A.F.N.O.R. Z13-150, Août 1992

2. Format de dessin conçu par la société AutoDesk, San Rafael, CA, USA, pour le logiciel AutoCAD, et très largement employé comme format d'échange par les utilisateurs de données vecteurs.

2.1.2 La couche Bâti

Comme les autres couches de la base, la couche bâti comprend des objets ponctuels, linéaires et surfaciques. Les objets simples du format dessin appartiennent à 39 classes dont la liste est donnée par la table 2.1, p. 7. Cette énumération illustre deux difficultés de l'automatisation des processus de saisie cartographique par des techniques d'analyse d'image. Premièrement, l'information cartographique porte aussi bien des indications sur l'usage des éléments du paysage, que sur leur nature matérielle. On précise ainsi, par exemple, si un bâtiment est une salle de sport, un bâtiment religieux, ou un bâtiment commercial. De telles nuances ne sont évidemment pas toujours visibles dans les images. De manière générale, si la géométrie des objets reste le plus souvent apparente sur une prise de vue aérienne, la classe d'affectation ne sera validée, ou même décidée, que par enquête terrain, et peut donc être considérée comme sortant du cadre de notre étude.

Deuxièmement, la nécessité d'une standardisation de la description du paysage à l'échelle nationale encombre la légende de nombre de classes n'ayant de sens que pour une proportion limitée de régions (les arènes, barrières d'avalanche, et autres habitations troglodytiques). Le traitement exhaustif de ces classes par un processus automatique demanderait une architecture logicielle complexe, en raison de l'inexistence de caractéristiques communes à l'ensemble de ces objets hétéroclites. Un tel objectif dépasse les ambitions de ce travail.

Cette étude, par définition limitée aux objets dont la géométrie est saisie (ou mise à jour) par voie photogrammétrique, sera donc restreinte à un nombre limité de classes, pour lesquelles un traitement commun peut être envisagé. De manière synthétique, nous aborderons la détection des changements sur les objets de la couche bâti définis qualitativement comme des entités surfaciques de hauteur significative au dessus du sol. L'interprétation de la classe des objets (au sens de la BDTopo) ne sera par ailleurs pas traitée. Cette restriction sévère (en regard du nombre de classes de la couche bâti) est en pratique raisonnable, dans la mesure où elle inclut les classes « Bâtiments quelconques » et « Bâtiments industriels », qui à elles deux représentent la très grande majorité des objets dans un paysage urbain (cf. exemple de la table 2.1, p. 7).

2.1.3 Le modèle géométrique des bâtiments simples

De façon générale, les constructions, au sens courant du terme, sont représentées par les arêtes extérieures de leur toit, situées au niveau des gouttières. Cette description est éventuellement enrichie d'arêtes internes (« Limites intérieures de toit »), lorsque le corps de bâti présente, en son intérieur, des discontinuités d'altitude supérieures à un seuil. Les corps de bâtiments attenants sont représentés par un seul contour.

Spécifications du modèle

Ce modèle est entièrement spécifié au travers de consignes à l'opérateur, qui définissent, pour chaque classe de bâtiment, le niveau de détail de la représentation. Les consignes à l'opérateur pour les classes « Limites intérieures de toit » et « Bâtiment Quelconque » sont reproduites dans l'annexe A. La figure 2.2 en donne un extrait. Cet exemple appelle plusieurs remarques.

Ambiguïté de la représentation à réalité donnée.

En premier lieu, le modèle géométrique de la BDTopo est un modèle cartographique. Si la notion d'échelle n'a plus grand sens pour des données numériques, il n'en reste pas moins que

Désignation	Type	Nbre	%
Limite intérieure de toit	L	4 234	3,6
Bâtiment quelconque	S	102 285	86,5
Bâtiment industriel ou agricole ou commercial	S	6 106	5,1
Réservoir destiné à la conservation de produits agricoles	S	0	0,0
Serre	S	68	0,1
Construction légère	S	1 091	0,9
Ruine	L	29	0,0
Bâtiment remarquable (repères dans le paysage)	S	19	0,0
Bâtiment remarquable de petite dimension	P	9	0,0
Construction spéciale à caractère industriel ou technique	S	64	0,1
Construction spéciale de petite dimension	P	130	0,1
Refuge de montagne	S	0	0,0
Habitation troglodytique	P	0	0,0
Entrée de grotte	P	4	0,0
Bâtiment religieux chrétien	S	344	0,3
Bâtiment religieux d'autres confessions	S	18	0,0
Clocher, minaret, beffroi	P	157	0,1
Arène	S	3	0,0
Monument	S	4	0,0
Monument commémoratif	P	71	0,1
Monument religieux	P	4	0,0
Monument mégalithique	P	3	0,0
Salle de sport	S	283	0,2
Tribune de stade	S	101	0,1
Vestige d'ouvrage de type militaire	S	1	0,0
Vestige d'ouvrage militaire de petite dimension	P	0	0,0
Piste d'aérodrome	S	1	0,0
Râtelier paravalanche	L	0	0,0
Dalle de protection des voies de communication	S	43	0,0
Terrain de football	S	277	0,2
Terrain de tennis	S	522	0,4
Piste de sport	S	22	0,0
Piste d'athlétisme	L	255	0,2
Équipement de jeux d'hiver	L	0	0,0
Point de vue	P	2	0,0
Cimetière	S	112	0,1
Enceinte commerciale	S	110	0,1
Enceinte industrielle diverse	S	67	0,1
Enceinte administrative	S	4	0,0

S : objets surfaciques, L : objets linéaires, P : objets ponctuels

(liste des classes d'après les spécifications de la BDTopo, version 3.1, © I.G.N. 1994)

Les nombres et pourcentages (en objets) sont calculés à titre d'exemple sur la feuille topographique l'échelle du 1/25 000 n° 2314T (Rennes - saisie de 1990)

TAB. 2.1: Classes de la couche Bâti de la BDTopo

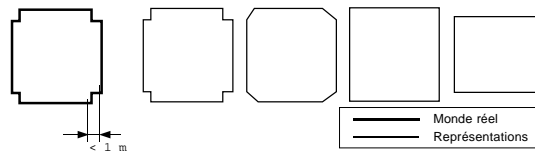
	Monde réel	Représentation BDTopo
Limite intérieure de toit indique les ruptures d'altitude de plus de 5 m dans les îlots de plus de 25 m de longueur		
Bâtiment quelconque Cas général : le contour est dessiné au niveau des gouttières		
Cours intérieures : elles sont représentées si leur longueur est supérieure à 25 m et leur largeur à 10 m		
Rattachements : Le rattachement d'un bâtiment de classe différente se fait à l'altitude la plus haute		
Garage : Les garages sont intégrés à la représentation lorsqu'ils sont attenants à un bâtiment pour une portion significative de leur contour		

D'après les spécifications de la BDTopo, version 3.1, ©I.G.N. 1994

FIG. 2.2: Extrait des consignes de saisie de la BDTopo pour les classes « Limite Intérieure de Toit » et « Bâtiment Quelconque ».

les données conservent une résolution intrinsèque à leur modélisation. C'est ce que traduit la précision du modèle, qui correspond, dans le processus de saisie de l'I.G.N., à la précision de la mesure sur les photographies support de la saisie.

Cette précision donne lieu à un premier niveau d'ambiguïté du modèle, que l'on pourrait appeler ambiguïté locale. Un exemple est présenté sur la figure 2.3. Les bâtiments isolés sont représentés par leur contour extérieur à une précision de 1,20 m en planimétrie. Une même réalité comportant des détails de structure dont la taille ne dépasse pas le mètre pourra donc donner lieu à plusieurs dessins. De cet exemple simpliste ressort le fait que la notion de précision du modèle n'est pas uniquement attachée au problème de la précision *de pointé* sur les appareils photogrammétriques, mais également à un problème de précision *d'identification*, dans la tâche de description de la réalité par le modèle (ici, l'identification des angles du bâtiment).



Les représentations proposées ici sont toutes conformes aux spécifications de la base.

FIG. 2.3: Ambiguïté locale du modèle géométrique de la BDTopo.

De même, la représentation des formes est soumise à des critères de taille, correspondant à

un souci de lisibilité des données dans la gamme d'échelles visée. Le cas des cours intérieures évoqué sur la figure 2.2 semble assez simple, puisque seule la dimension de la cour commande sa représentation ou son omission. Le cas des limites intérieures de toit est plus complexe : leur figuration dépendra à la fois de la valeur du décrochement de hauteur que l'on représente, et de la dimension extérieure du corps de bâtiment (les décrochements internes au corps de bâti n'étant pas figurés si celui-ci est de petite taille). Bien que reposant sur des seuils, ces spécifications restent ambiguës en raison de la précision du modèle, comme de l'incertitude de l'estimation que fait l'opérateur de la dimension des objets lors de la saisie.

La même ambiguïté d'identification des limites d'objet pourra donner lieu à des variations assez fortes sur la définition des objets eux-mêmes. Dans l'exemple du garage attenant à deux bâtiments (figure 2.2), la représentation des deux maisons voisines sous la forme d'un seul ou de deux objets dépendra de l'aptitude de l'opérateur à juger de la séparation effective du garage des deux habitations.

Enfin, le choix de la représentation géométrique peut également se révéler ambigu pour des raisons d'interprétation thématique. Les spécifications de saisie contiennent en effet des directives contradictoires selon que l'on affecte un objet à une classe ou à une autre. L'exemple le plus simple est la séparation voulue entre bâtiments commerciaux et habitations. En centre ville, ces deux types d'usage peuvent se retrouver au sein d'un même îlot - qui ne sera, a contrario, représenté que par un seul contour si tous les objets qui le composent sont interprétés dans la même classe.

Ambiguïté de la réalité à modèle donné.

Symétriquement, un modèle unique pourra correspondre à plusieurs réalités sur le terrain, à la fois pour les raisons évoquées précédemment, et parce que la description de la réalité par le modèle géométrique choisi reste très sommaire. D'une part, il est clair que les formes représentées ne recèlent aucun indice sur les altitudes à l'intérieur des objets. Dans le cas d'un bâtiment isolé, l'incertitude se limitera à la forme de la toiture, pour laquelle un nombre réduit d'hypothèses peuvent être émises (toit plat horizontal, toit à double pente, etc...). Dans le cas des îlots, la latitude d'interprétation du modèle pourra être beaucoup plus grande. Lorsqu'elles existent, les limites intérieures ne donnent qu'une information partielle sur les discontinuités d'altitude (elles ne sont pas orientées), et dans le cas d'îlots de plus faible taille, l'absence totale d'information intérieure à l'îlot peut rendre les possibilités d'interpolation innombrables, comme l'illustre la figure 2.4.

D'autre part, les arêtes définissant les contours peuvent elles-mêmes traduire plusieurs réalités éloignées, dans le cas d'un changement d'altitude le long du contour. La figure 2.2 en donne un exemple : lors du rattachement de deux bâtiments de même classe, les arêtes en pente ne sont pas positionnées en altitude sur le bord du bâtiment. Dans un tel cas, la présence d'une limite intérieure de toit peut permettre d'interpréter les arêtes obliques comme de nature différente des arêtes horizontales. A l'inverse, si les deux bâtiments rattachés sont de classes différentes (exemple du rattachement d'une habitation à une église de l'annexe A), rien ne permet de le faire : un toit en pente appuyé sur ces même arêtes donnera lieu à la même représentation.

Synthèse.

De façon synthétique, le modèle géométrique de la BDTopo peut donc être considéré comme un modèle de faces, dont seuls les contours sont positionnés en 3D. La fonction d'interpolation de l'altitude à l'intérieur des faces est généralement inconnue.

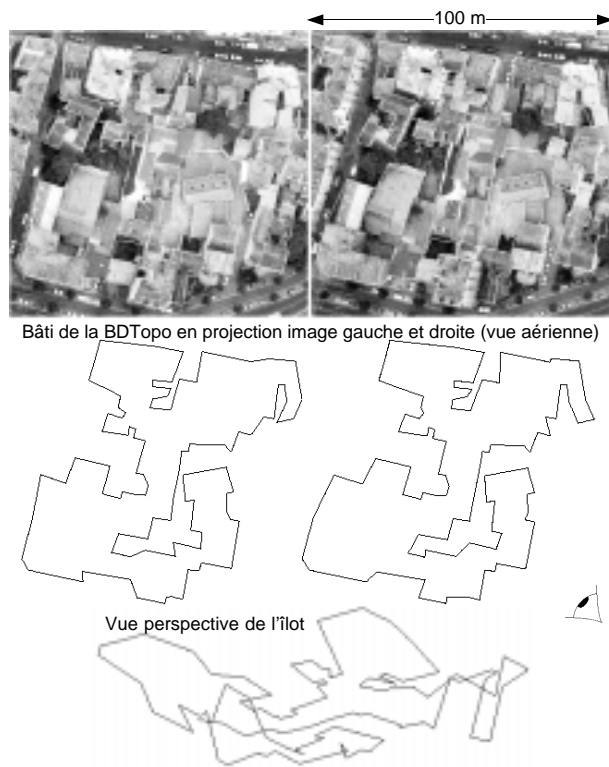


FIG. 2.4: *Îlot complexe.*

Ces faces sont définies par des segments chaînés. Les segments horizontaux localisent des discontinuités physiques de l'altitude comme fonction de la position planimétrique (bords de bâtiments). Les segments non horizontaux représentent également des discontinuités physiques, mais de localisation $3D$ incertaine (situées dans l'intervalle des altitudes minimale et maximale des sommets du segment).

Les segments sont chacun définis par deux sommets, qui localisent, à l'incertitude locale de position près, une discontinuité de l'altitude.

2.1.4 Critères de qualité

Comme toute spécification de données cartographiques, les spécifications de la BDTopo intègrent des critères de qualité complémentaires à la simple précision géométrique des objets, et qui décrivent l'exhaustivité de la représentation. Ainsi, chaque classe d'objet est assortie d'un objectif d'exhaustivité (pourcentage maximum d'omissions) et de fiabilité (pourcentage maximum de saisie à tort). Ces données pourront intervenir dans la pondération du diagnostic des changements.

2.2 Le processus de mise à jour de la BDTopo

2.2.1 Le processus actuel

Le processus de mise à jour de la BDTopo en vigueur dans les services de production de l'I.G.N. est le fruit d'une étude qui s'est étendue entre 1992 et 1998. Il a été conçu dans la

continuité des pratiques cartographiques traditionnelles :

- l’unité de travail est la feuille cartographique, qui correspond à un découpage systématique du territoire ;
- la mise à jour est effectuée à une périodicité fixée en fonction du degré d’évolutivité des zones (tous les 4, 8 ou 12 ans) ;
- elle concerne à chaque fois tous les thèmes de la base ;
- elle vise à maintenir la qualité des données initiales, et utilise pour cela les mêmes moyens de saisie (saisie photogrammétrique sur couples de photographies aériennes à l’échelle du 1/30 000, et complètement par enquête terrain).

Notre sujet de recherche a été délimité en fonction de ce contexte, avec pour objectif d’apporter des éléments de solution pour l’allègement de la charge de travail sur le poste photogrammétrique (cf. chapitre 1).

Aujourd’hui, l’I.G.N. étudie une remise en cause des spécifications de contenu de la BDTopo, comme de ses objectifs de mise à jour, pour mieux répondre à la demande des utilisateurs. Cette réflexion aborde en particulier l’intérêt d’une mise à jour continue de la base, et pourra conduire à une suppression de la phase photogrammétrique, trop coûteuse pour des modifications locales.

Une telle évolution ne rendra que partiellement caduques les retombées de ce travail. D’une part, comme dans tout processus de correction incrémentale, il reste inévitable qu’une lente dégradation de la qualité se produise. Dans les processus classiques, on effectue une nouvelle saisie complète tous les 5 à 10 cycles de mise à jour. Le contrôle photogrammétrique automatique de la base de données trouvera donc toujours une utilité dans ces phases de réfection. D’autre part, on peut espérer que les aspects fondamentaux abordés à l’occasion de cette application gardent un intérêt dans d’autres cadres.

Nous nous bornons, ici, à une brève présentation du processus de mise à jour actuellement opérationnel, et à un rapide examen des implications potentielles de notre étude dans ce cadre.

Enchaînement des tâches

Le tableau 2.2 présente les 6 phases du processus et leur importance respective. La prise de vue intègre la prise de clichés aériens et leur développement. L’aérotriangulation correspond au calcul de la position des images dans le repère cartographique, et comprend la prise de points d’appui sur le terrain. La restitution est la saisie des modifications du contenu géométrique de la base en stéréoscopie sur les couples d’images. C’est sur cette phase de saisie photogrammétrique que porte notre étude. Le complètement terrain recouvre le recueil d’informations non visibles sur les clichés (limites non matérialisées ou non visibles, attributs thématiques...). Ces informations sont transcrites sur des documents papier, puis numérisées pour être intégrées à la base de données. La mise en base est la réintégration de la feuille traitée dans la base de donnée nationale (gestion des raccords, formatage...).

Critères de mise à jour sur le poste photogrammétrique

La phase photogrammétrique de la mise à jour est effectuée sur des postes de travail permettant l’injection de la base ancienne en superposition aux images. L’opérateur passe en revue l’intégralité de la scène, et modifie la représentation vecteur, vue en relief, aux endroits où il

Phase	% temps	% coût
Prise de vue	0	small 4,4
Aérotriangulation	4	3,4
Restitution	37	36,1
Complètement Terrain	36	33,4
Numérisation du complètement	20	18,9
Mise en base	3	3,9

d'après [Bueso, 1998]

TAB. 2.2: *Phases du processus de mise à jour de la BDTopo*

estime qu'elle est incohérente avec la réalité. Ces opérations sont effectuées avec les mêmes outils logiciels que ceux utilisés en saisie initiale. Dans le mode opératoire choisi, pour lequel l'enquête de terrain est postérieure à la mise à jour photogrammétrique, il ne dispose pas d'autre document. Les règles de mise à jour se résument à la donnée des spécifications de représentation, et à des consignes concernant le traitement des fautes (voir plus loin).

Dans un tel processus, l'opérateur n'a aucun moyen de différencier les défauts de représentation de la première saisie des évolutions réelles du paysage. Ces défauts peuvent provenir à la fois d'une évolution de la modélisation des données (changement de spécification entre la saisie initiale et la mise à jour), et des fautes d'interprétation commises par l'opérateur précédent. L'I.G.N. a choisi explicitement d'intégrer la correction de ces défauts dans le processus de mise à jour. Pour ce qui concerne les évolutions de la modélisation, ce choix correspond à un besoin conjoncturel. La base de données topographiques est un produit jeune : les premières saisies datent de la fin des années 80, et les spécifications de contenu ont évolué depuis cette date (la version actuelle des spécifications date de 1994). La volonté de maintenir un produit homogène sur l'ensemble du territoire impose la mise en conformité des premières saisies. Quant aux fautes de saisie, leur correction est moins justifiable. Leur prise en compte peut être comprise comme l'acceptation d'un surcoût, en échange d'une plus faible dégradation de la qualité moyenne des données (quoique l'amélioration liée à ce choix ne soit pas prouvée), ou comme une nécessité (l'interprétation des fautes comme telles est une tâche difficile ; seul, sans doute, un retour coûteux aux images de la saisie précédente permettrait de confirmer l'absence de changements).

Difficultés

Le mode opératoire choisi présente plusieurs difficultés intrinsèques. La plus importante est sans doute la difficulté du diagnostic de la conformité de la représentation. L'ambiguïté du modèle (cf. § 2.1) laisse une liberté d'interprétation du paysage qui a pour conséquence de faire reposer le choix du dessin sur une connaissance non formalisée, acquise par les restituteurs pendant leur formation. En d'autres termes, l'opérateur n'a pas de moyen exact de vérifier que sa saisie est conforme aux consignes. Il apprend à l'apprécier qualitativement (i.e. il en acquiert l'expertise). En conséquence, même si la formation identique des opérateurs assure une certaine homogénéité à la représentation, le jugement que peut porter un restituteur sur une saisie effectuée par un autre - voire par lui-même plusieurs années auparavant - peut être assez sévère.

La seconde difficulté est l'impossibilité de prendre en compte, dans la décision, les spécifications de qualité en terme de taux d'erreur admissible. L'examen du dessin d'un bâtiment étant individuel, l'opérateur ne peut juger de l'importance statistique des défauts qu'il estime. Ainsi, à défaut de toute autre règle, même en l'absence de toute évolution de la réalité ou des

spécifications de la base, il effectuerait des corrections (toute saisie comportant un pourcentage résiduel d'erreurs). Pour pallier ce problème, les consignes données préconisent la correction des fautes au delà d'une certaine tolérance par rapport aux spécifications. L'appréciation de cette tolérance est une difficulté supplémentaire (du même ordre que la première), et n'apporte pas une possibilité réelle de contrôle du compromis à faire entre le coût et la qualité.

Ces deux aspects engendrent des surcoûts importants. Les premières évaluations faites par l'I.G.N. ont montré que la mise à jour d'une feuille représentait 50% du coût de sa saisie initiale (toutes phases comprises). Cette valeur élevée n'est bien entendu pas due à la seule difficulté de la restitution (qui ne représente que le tiers du coût total), et, au sein même de cette phase, peut être comprise comme une accumulation de handicaps (manque de formation des opérateurs dont l'expérience en mise à jour est encore réduite, inadaptation des logiciels de saisie initiale, qualité médiocre des premières feuilles mises à jour – dont la saisie initiale avait été faite suivant des spécifications anciennes – ...). Toutefois, l'une des trois causes majeures identifiées reste « la difficulté de s'entendre sur des consignes précises de mise à jour » [Bueso, 1998] – ce qui rejoint tout à fait, à notre sens, l'analyse présentée ci-avant.

2.2.2 Quelques exemples

La figure 2.5, p. 14, présente quelques exemples de modifications géométriques, apportées, lors de sa mise à jour en 1994, à une feuille de la BDTopo saisie en 1990, .

Ces modifications ne portent pas toutes sur des défauts d'actualité, comme le montrent les images aux deux dates, et illustrent, en partie, les difficultés évoquées précédemment.

2.3 Apport potentiel de cette recherche

L'automatisation, au moins partielle, du contrôle de la représentation géométrique des bâtiments devrait permettre à la fois une réduction du temps passé sur le poste photogrammétrique, et une meilleure maîtrise de la qualité de la base.

Cette ambition suppose, d'une part, que l'on formalise la définition des spécifications de la BDTopo, qui, même si elles sont décrites sous la forme de consignes aux opérateurs, reposent en grande partie sur une expertise implicite, et, d'autre part, que l'on mette au point un processus fiable de comparaison entre la représentation schématisée des bâtiments en mode vecteur et les images utilisées pour la mise à jour.

Notre recherche s'est attachée à ces deux points, en abordant successivement les problèmes du contrôle de la fiabilité d'informations *3D* extraites automatiquement sur un couple d'images aériennes, de la définition de critères de comparaison entre vecteur et images, fondés sur une représentation informatique des spécifications, et de la gestion de l'incertain dans le processus de comparaison.

Les retombées opérationnelles directes de ce travail doivent toutefois être bien pesées. D'une part, les processus de contrôle que nous proposons ne traitent qu'une partie de l'information contenue dans la base. Déjà restreints au bâti pour conserver une dimension raisonnable à cette recherche, ils ne portent que sur les objets du sursol, pour les raisons invoquées au paragraphe 2.1.2, et se limitent à des vérifications d'ordre géométrique, l'interprétation de la classe des objets nous ayant paru hors de portée dans le temps imparti. Ils ne couvrent donc pas l'intégralité du travail de contrôle effectué visuellement par un restituteur, qui, s'il ne saisit pas tout le contenu sémantique de la base, effectue tout de même une partie de l'identification des classes.

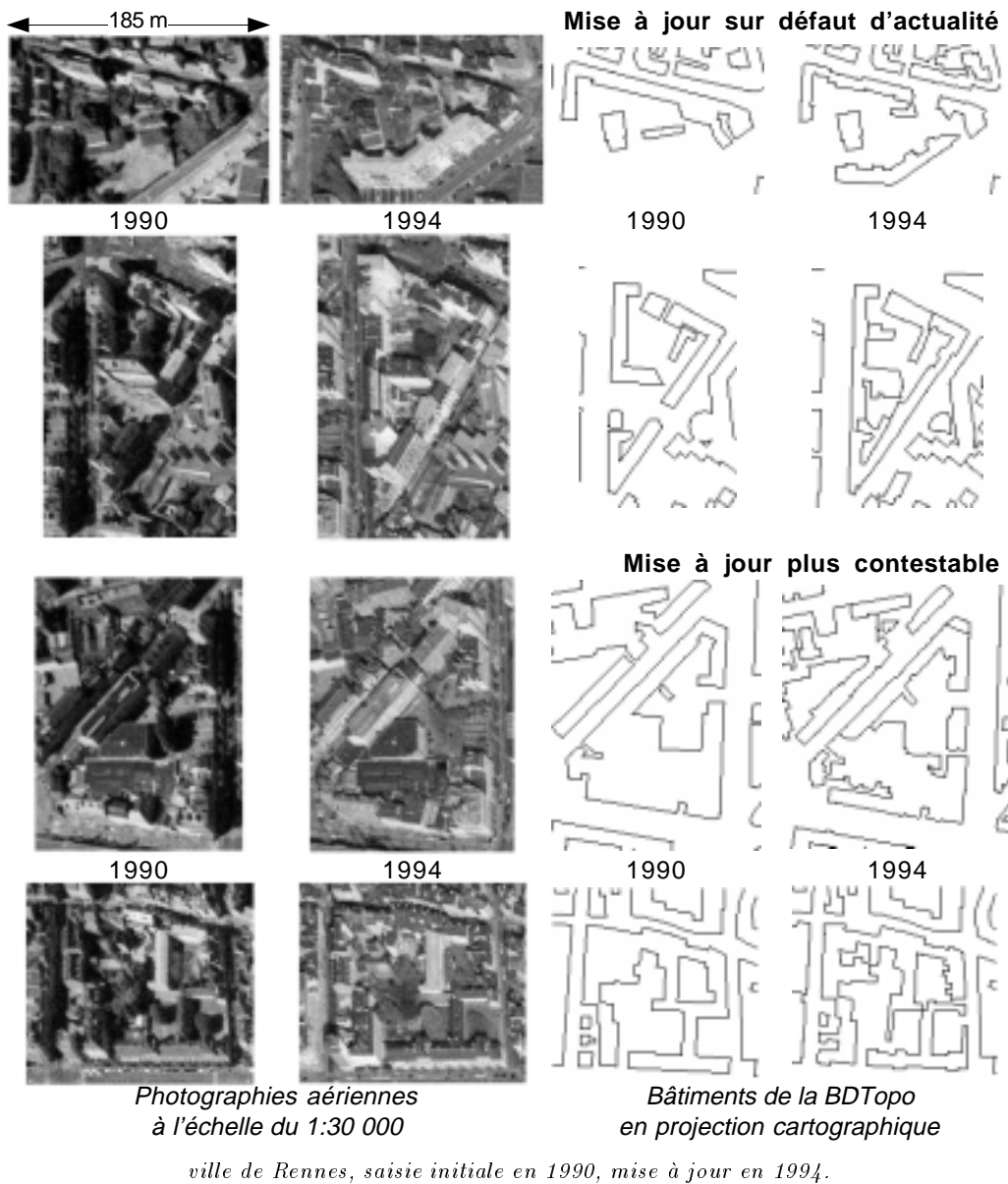


FIG. 2.5: Exemples de mise à jour de la géométrie de la BDTopo

D'autre part, toute utilisation de prétraitements automatiques destinés à valider des zones entières, pour les soustraire à un contrôle visuel, demandera impérativement l'intégration, dans le processus, d'un traitement de la végétation. Nous évoquons ce problème dans notre analyse, mais ne le traitons pas non plus dans cette recherche, pour des raisons de temps.

Chapitre 3

Analyse bibliographique

Si la détection des changements par comparaison d'images a fait l'objet de travaux assez nombreux (intéressant des applications aussi variées que la compression de séquences d'images, la poursuite de cible en mouvement, la mise à jour cartographique...), la recherche d'évolutions par comparaison entre un modèle vecteur et des images est plus rarement abordée en tant que telle.

En cartographie, les travaux les plus nombreux (et les plus anciens) ont été conduits à petite échelle, pour la mise à jour de bases de données d'occupation du sol (parmi les premiers, [Goldberg *et al.*, 1985], et parmi les plus récents, [Huet *et al.*, 1996]). Utilisant des techniques de classification de données multispectrales, ces recherches restent très éloignées de nos objectifs.

Pour ce qui concerne les données topographiques, quelques travaux récents portent, à moyenne échelle, sur la mise à jour du réseau routier [de Gunst et den Hartog, 1994] ou sur sa vérification [Baumgartner *et al.*, 1996], et, à très grande échelle, sur la mise à jour de données de type cadastral [Quint et Sties, 1996a] [Servigne, 1995].

Traitant de zones urbanisées, ces derniers sont sans doute les plus proches de notre problématique. Franz Quint propose une architecture d'interprétation simultanée, à base de réseaux sémantiques, de plans à grande échelle et d'images. L'objectif en est la détection des changements, dont le diagnostic est assuré par une mesure de la compatibilité entre des primitives segments extraites des images, et les contours d'objet numérisés sur le document cartographique. Sylvie Servigne présente un système plus complet, intégrant la gestion d'informations exogènes, telle que les permis de construire.

Le cadre assez restrictif de notre étude (modèle cartographique à moyenne échelle, donc plus schématique, couple de photographies aériennes panchromatiques comme seul support de vérification) rend difficilement transposables, telles quelles, ces propositions. Afin d'étudier la construction de notre processus, nous en proposons, dans ce chapitre, une analyse au travers de trois composantes :

- l'information extraite des images ;
- les mesures de comparaison entre cette information et les données vecteurs ;
- le processus de décision employé pour affirmer ou infirmer une hypothèse de changement à partir de ces mesures.

Cette réflexion est présentée dans la section 3.1. Nous développons ensuite la discussion du choix des opérateurs d'analyse d'image (section 3.2), en insistant sur les aspects liés au contrôle de la fiabilité du processus. La section 3.3 vient enfin présenter la démarche que nous avons choisie.

3.1 Le processus de détection de changements

3.1.1 Traitement des images

Besoin

La phase photogrammétrique de la détection des changements sur les objets de la BDTopo s'intéresse au contenu géométrique de la base (cf. chapitre 2). En ce sens, les bâtiments à vérifier peuvent être considérés comme une modélisation de la scène 3D sans autre contenu sémantique que la séparation entre bâti et non bâti. A ce niveau sommaire d'interprétation de la scène, la détection des changements peut se contenter d'une approche à bas ou à moyen niveau, dont on attendra essentiellement deux informations :

- un classement du plan (X, Y) du repère cartographique définissant l'emprise des bâtiments ;
- une description géométrique de la scène 3D, sur laquelle il sera possible de vérifier les spécifications de représentation énoncées dans la section 2.1.

Concernant ce dernier point, cette vérification demande à l'évidence de disposer d'un échantillonnage des altitudes suffisamment dense pour permettre de contrôler l'existence éventuelle d'éléments non représentés au sein des îlots (cf. les spécifications illustrées par la figure 2.2, p. 8).

Existant

L'extraction de la géométrie 3D des bâtiments par analyse d'image aérienne a donné lieu, ces dernières années, à un regain d'intérêt de la part de la communauté scientifique. Les approches développées (pour ce qui concerne les techniques de bas et de moyen niveau) peuvent être classées en trois grandes familles.

À bas niveau, les techniques d'appariement d'images visent à déterminer la géométrie 3D de la surface vue, sans modélisation des objets qui la constituent. Elles sont fondées sur une mesure de ressemblance locale. Celle-ci peut qualifier, soit des points de l'espace 3D, par la simple différence entre niveaux de gris à droite et à gauche (e.g. [March, 1992]), ou par toute mesure de ressemblance entre deux voisinages [Baillard *et al.*, 1996a] [Pan, 1996] [Paparoditis, 1998], soit des primitives plus élaborées, comme des segments ou des lignes par des mesures de leur cohérence d'orientation, de contraste ou de forme [Medioni et Nevatia, 1985] [Nasrabadi, 1992] [Kamgar-Parsi et Kamgar-Parsi, 1997], soit des surfaces dans les techniques d'appariement de région [Lee et Lei, 1990] [Petit-Frère, 1993]. La surface 3D est déterminée par simple recherche des extrema globaux quand la mesure est suffisamment discriminante [Paparoditis, 1998], par sélection compétitive des homologues réalisant les meilleurs scores de ressemblance (comme dans la méthode P.M.F. de [Pollard *et al.*, 1985]), par des techniques d'optimisation le long des lignes épipolaires du couple [Baker et Binford, 1981] [Otha et Kanade, 1985] [Baillard *et al.*, 1996a], ou par des méthodes d'optimisation globale, en particulier pour les mesures de ressemblance ponctuelles [March, 1992].

Les travaux les plus récents sur la mise en correspondance en zone bâtie ont apporté de nombreuses améliorations à la robustesse vis à vis des discontinuités de la surface et des occlusions comme à la précision de la localisation 3D au voisinage de ces discontinuités. Nous les discutons dans la section 3.2. A ce stade de l'analyse, considérons simplement que ces techniques arrivent à maturité, comme en témoignent aussi bien les résultats obtenus par mise en correspondance de plusieurs images par [Gabet *et al.*, 1994] sur le centre de Marseille, que les

modèles numériques d'élévation (M.N.E.) calculés sur Londres par [Kim et Muller, 1995] ou sur la région parisienne par [Baillard, 1997]. Les données produites présentent des défauts résiduels (difficulté à représenter les rues étroites, erreurs en l'absence de contraste ou dans des conditions d'éclairage particulières), mais il paraît difficilement concevable d'obtenir des modèles significativement meilleurs à ce niveau d'extraction.

À moyen niveau, on peut distinguer les approches par reconstruction (méthodes guidées par les données), et les méthodes par recherche de modèles (méthodes guidées par les modèles). Les premières s'appuient sur des extractions à bas niveau, généralement des segments (e.g. [Henricsson *et al.*, 1996] [Mason, 1996] [Nevatia, 1996]), mais aussi sur des primitives plus complexes (comme les coins employés par [Roux *et al.*, 1995]), voire sur des M.N.E. issus d'appariements à bas niveau ou de capteurs laser aéroportés [Dang, 1994] [Baltsavias *et al.*, 1995] [Paparoditis, 1998]. Sur ces données repose la construction d'hypothèses de plans (en considérant éventuellement l'homogénéité radiométrique des faces), assemblés ensuite en objets sur des hypothèses de modèles 3D simples [Dang, 1994] [Kim et Muller, 1995] [Paparoditis, 1998], ou plus généralement sur des règles de symétrie [Roux *et al.*, 1995] [Henricsson *et al.*, 1996]. Ces approches ont montré de très bons résultats à grande échelle, sur de l'habitat pavillonnaire [Henricsson *et al.*, 1996] [Willhun et Ade, 1996], et, à moyenne échelle, sur des zones industrielles [Roux *et al.*, 1995] [Nevatia *et al.*, 1997], ou sur des bâtiments à toit plat de grande taille [Jamet *et al.*, 1995] [Paparoditis, 1998]. Leur aptitude à traiter des milieux urbains denses reste toutefois à démontrer. Des extensions de ces approches utilisant des données cartographiques (plans de ville à grande échelle) ont été proposées par plusieurs équipes [Haala et Hahn, 1995] [Pasko et Gruber, 1996] [Quint, 1997], augmentant la robustesse de ces méthodes vis-à-vis de la complexité de la scène. L'orientation actuelle des recherches tend toutefois à privilégier les approches guidées par les modèles, ou les approches mixtes, pour le traitement des milieux complexes.

Les méthodes à base de recherche de modèle ont débuté avec des techniques simples d'ajustement de modèles paramétriques aux données extraites des images (segments ou M.N.E.). Très vite en butte à l'impossible nécessité de fixer a priori les formes à rechercher, les travaux se sont orientés, d'une part, vers des systèmes interactifs sur lesquels l'opérateur spécifie les modèles à chercher (éventuellement en décomposant les bâtiments en formes élémentaires, ou en les positionnant de façon approximative, comme dans [Lang et Förstner, 1996]), et, d'autre part, vers des approches dans lesquelles la recherche du modèle adéquat est guidée par l'analyse des extractions à bas-niveau. Les modélisations utilisées peuvent rester des familles de modèles paramétriques tant que l'on traite un nombre réduit de formes possibles (comme dans [Weidner, 1996] où les modèles sont déduits automatiquement de l'analyse d'un M.N.E.), ou s'appuyer sur la Géométrie Constructive des Solides, qui décrit les bâtiments comme des assemblages de primitives solides élémentaires (parallélépipèdes rectangles, prismes, etc.). Le problème réside alors, en premier lieu, dans la combinatoire des décompositions possibles. Des systèmes à base de connaissance très complets, intégrant analyse de M.N.E., segmentation radiométrique, et gestion de divers niveaux de description, ont été proposés [Brunn *et al.*, 1997], et ont produit des résultats très convaincants moyennant un contrôle interactif (choix des primitives et localisation grossière). Comme dans les méthodes par reconstruction, l'utilisation de plans 2D améliore les performances, et semble permettre un traitement entièrement automatique, si l'on en juge par les résultats présentés dans [Haala et Anders, 1996] et dans [Haala *et al.*, 1998]. Dans ces derniers travaux, les plans 2D sont utilisés pour décomposer les emprises planimétriques des bâtiments en rectangles, sur lesquels sont émises des hypothèses de modèles 3D ajustés automatiquement dans les images.

Synthèse

Les techniques de reconstruction des bâtiments à moyen niveau ont deux avantages (dans notre contexte) par rapport aux techniques d'appariement à bas niveau. En premier lieu, elles fournissent bien entendu une meilleure définition de la surface $3D$ (parce qu'appuyée sur une meilleure modélisation). Dans notre cadre, la richesse de cette description serait toutefois sans doute surabondante. Deuxièmement, elles intègrent une interprétation de la scène. La seule restitution des formes $3D$ les étiquette comme des bâtiments. En contrepartie, leur robustesse réelle dans un contexte automatique reste discutable. On conçoit qu'elles pourraient intégrer en elles-mêmes des éléments de validation automatique de l'interprétation proposée. Plus la description de la scène est fine, plus on peut espérer trouver des indicateurs de qualité dans la cohérence de cette description. Les travaux actuels n'ont cependant que peu abordé la question.

L'ajustement de modèles paramétriques en tant que tel est connu pour sa capacité à fournir un résultat même en l'absence de la forme cherchée, et les seuls résidus quadratiques de position sont notoirement insuffisants pour trier le bon grain de l'ivraie. La restitution de scènes complètes peut sans doute fournir des indicateurs de cohérence plus élaborés, les formes attenantes ayant des relations d'interdépendance. Des indicateurs de confiance fondés sur ces relations, et sur la vérification des ombres, sont par exemple présentés dans [Nevatia *et al.*, 1997]. Le système proposé n'a toutefois été évalué que sur des scènes relativement simples (bâtiments isolés à toits horizontaux), et la corrélation entre les indicateurs de qualité interne du processus et les erreurs n'est pas discutée. Pour ce qui concerne les autres travaux, force est de reconnaître que très peu d'évaluations quantitatives de la fiabilité des processus proposés sont disponibles, hormis dans le cas des systèmes interactifs qui commencent à faire l'objet d'évaluations sérieuses [Hsieh, 1995] [Brunn *et al.*, 1997] – mais pour lesquels la problématique principale est le temps d'interaction et non la fiabilité des automatismes utilisés (puisque le résultat est toujours supervisé par l'homme).

À l'inverse, les techniques de restitution de M.N.E. par appariement à bas niveau, si elles produisent des données plus grossières, semblent de fiabilité beaucoup plus facilement maîtrisable (par le seul fait de la simplicité de la chaîne de traitement). La production de données non interprétées n'est sans doute pas un obstacle majeur, dans la mesure où plusieurs techniques de classement de M.N.E. en sol et sursol sont disponibles [Baillard *et al.*, 1996b] [Weidner, 1996], et où la séparation entre bâti et végétation semble abordable par analyse des images du couple (e.g. sur un critère d'entropie des directions de gradient, dans [Baillard *et al.*, 1996c]). Le niveau d'interprétation fourni par ces méthodes serait suffisant pour notre application. Quant à leur robustesse, elle est sans doute loin de la perfection, mais là encore, l'incertitude de ces processus nous semble de modélisation plus aisée en raison de leur relative simplicité de conception.

Dans le contexte industriel qui est le nôtre, nous jugeons donc préférable de cantonner notre processus à l'utilisation de techniques algorithmiques éprouvées, même si ce doit être au détriment de la qualité locale de la représentation $3D$ obtenue. Les méthodes d'appariement à bas niveau ont été testées sur des zones beaucoup plus représentatives (au moins en quantité) que les méthodes de reconstruction des bâtiments (voir par exemple [Baillard, 1997] et [Paparoditis, 1998]). Elles conservent des faiblesses notoires, qui seront analysées dans la section 3.2, mais les performances qu'elles atteignent nous laissent penser que la conception d'un processus robuste et de qualité maîtrisée est possible à partir de ce type d'approche.

3.1.2 Mesures de compatibilité

Besoin

Les mesures de compatibilité entre la base de données et l'information extraite dans les images doivent évaluer le respect (ou le non-respect) des spécifications de représentation énoncées au chapitre 2. En l'occurrence, elles doivent permettre la vérification des points suivants¹ :

- emprise planimétrique : le contour externe des îlots définit leur emprise $2D$ à une exactitude de l'ordre du mètre ;
- position altimétrique des arêtes : le contour externe des îlots doit être positionné au niveau des gouttières, à l'exception des cas de décrochements en Z , pour lesquels un segment de droite raccorde un point de la gouttière la plus haute à un point de la gouttière la plus basse, sans suivre le profil en Z du contour ;
- décrochements en Z de la surface $3D$ à l'intérieur des îlots : les décrochements en Z de plus de 5 m doivent être représentés par une arête de la classe « Limite intérieure de toit », s'ils se produisent au sein d'îlots dont la dimension la plus grande dépasse 25 m ;
- cours intérieures : les cours intérieures doivent être représentées par une arête au niveau des gouttières, si leur plus grande dimension dépasse 25 m et leur plus petite dimension, 10 m.

Leur rôle ne se limite donc pas à une qualification directe des vecteurs présents dans la base, mais aussi à une évaluation de la présence potentielle d'éléments omis au sein des îlots examinés.

Existant

Les techniques de comparaison (au sens large) entre vecteurs (ou modèles d'objets) et images apparaissent principalement dans quatre secteurs d'applications (dans les domaines connexes à la cartographie) :

- l'orientation d'image par appariement à des données cartographiques (e.g. [Roux, 1992] ou [Ely *et al.*, 1995]) ;
- la reconnaissance à base de modèles (discutée dans la section précédente) ;
- l'extraction d'objets guidée par des données cartographiques (dont on a également vu des exemples précédemment) ;
- les applications de mise à jour proprement dites.

Les applications à l'orientation d'image se démarquent fondamentalement des autres, au sens où elles peuvent se contenter d'un appariement très partiel des objets connus avec les images. La vérification de la cohérence est en effet globale, reposant uniquement sur le calcul des résidus de mise en place pour l'ensemble de la scène.

1. Les spécifications de la base contiennent, en outre, des consignes de représentation fonction de la classe des bâtiments (en particulier en cas d'îlots à usage mixte d'habitat et de centre commercial). Nous avons renoncé à les prendre en compte dans le cadre de cette étude (cf. section 2.3).

Concernant les autres secteurs, la littérature fournit essentiellement des mesures de qualité de position géométrique. On trouvera, par exemple, des mesures de qualité de correspondance fondées sur les résidus de distance entre contours appariés et modèle dans [Quint et Sties, 1996b], des comparaisons d'emprise au sol de bâtiment entre un plan cadastral et une classification d'image dans [Servigne, 1995], des mesures de résidu d'ajustement $3D$ dans les techniques d'optimisation de modèles paramétriques [Weidner, 1996], des comparaisons de l'orientation des contours extraits à celle des vecteurs recherchés dans [Guérin *et al.*, 1994], [Baumgartner *et al.*, 1996], ou dans [Bordes, 1997], etc.

Les deux premiers exemples cités correspondent à des applications de mise à jour. Si les mesures utilisées se révèlent dans ces cas efficaces (quoique dans le cas de [Servigne, 1995], elles appellent une confirmation par des données exogènes), c'est qu'elles portent sur des descriptions cartographiques assez proches de la réalité (plans à grande échelle). Leur transposition à notre application pourrait à la limite permettre un contrôle des emprises $2D$ des bâtiments, dont la localisation est, au sens des spécifications de la base, définie à une incertitude de position près. Dans l'espace $3D$, par contre, les exceptions constituées par les rattachements d'objets d'altitudes différentes (qui occasionnent des arêtes ne suivant pas la position réelle des gouttières) mettraient en échec de telles comparaisons.

On peut envisager de répondre à ce type de problème par la mise en œuvre de distances entre objets déformables (la BDTopo devant alors être appariée aux primitives contours des images à une déformation près). Ce genre d'approche est largement utilisé en reconnaissance d'objets, par exemple pour la prise en compte d'une inconnue d'angle de vue [Sclaroff et Pentland, 1994]. La comparaison géométrique entre le modèle et les primitives appariées pose alors le problème de la définition d'une distance qui tolère les déformations possibles. Des solutions formelles existent, telles que celles proposées dans [Basri et Weinstall, 1992], toutefois uniquement dans le cas de transformations régulières.

Dans le cas de la BDTopo, les déformations liées à la représentation s'adapteront assez mal à un modèle de déformations continues. Les difficultés qu'elles posent, qui relèvent de la généralisation cartographique, ont été abordées par I. Abbas et P. Hottier dans le cas de l'évaluation de contours $2D$ par comparaison à une référence à plus grande échelle [Abbas et Hottier, 1993]. La solution envisagée utilise la dissymétrie des deux composantes de la distance de Hausdorff entre contours. Les auteurs ont montré qu'un indice de généralisation pouvait être dérivé du ratio de ces deux composantes, et que la distance de Hausdorff elle-même pouvait être calibrée par simulation, pour en tirer une mesure significative de l'exactitude des objets [Abbas, 1994]. Ces idées seraient transposables, en $3D$, pour la comparaison des contours de la BDTopo à des primitives extraites des images. Le problème de la simulation du comportement des distances devrait toutefois, en outre, prendre en compte le caractère lacunaire des extractions. Une telle démarche nous paraît intéressante, mais il n'est pas certain que l'on parvienne à mettre au point un modèle du comportement statistique des primitives suffisamment fin pour en tirer un indicateur de qualité porteur de sens sur chaque objet, considéré individuellement – les extractions dépendant fortement du contenu local des images.

Une autre option peut alors consister à négliger ce phénomène (i.e. accepter l'existence de segments de la base non appariables), les segments représentant des décrochements étant vraisemblablement minoritaires dans le contour des îlots. Cette position nous paraît pourtant gênante si, comme il est raisonnable de le penser, on souhaite également faire intervenir les longueurs de contours reconnus dans la mesure de ressemblance (à l'image des mesures employées par Franz

Quint, par [Baumgartner *et al.*, 1996], ou par [Guérin, 1996], par exemple). En présence de segments manquants, on peut en effet juger du caractère significatif des longueurs appariées, soit simplement au vu de leur pourcentage, soit en prenant également en compte leur répartition sur le pourtour de l'objet (par une modélisation statistique des détections aléatoires possibles, comme le propose [Lindenbaum, 1995] par exemple). La non-prise en compte explicite des segments non appariables de la base introduira un systématisme dans de telles mesures. De plus, une mesure globale par objet reste plutôt adaptée à la reconnaissance sur dictionnaire de forme : dans le processus de vérification de la BDTopo, la seule incohérence (significative) d'une partie du pourtour d'un îlot devrait à elle seule permettre de signaler un changement potentiel.

Notons enfin que le simple appariement des contours de la base à des éléments linéaires nous paraît sensible aux sur-détections inévitables. La possibilité de faux appariements peut être prise en compte en modélisant la présence de primitives parasites, comme dans la technique de détection de changements proposée par [Hoogs et Bajcsy, 1994], qui évalue le caractère significatif des primitives extraites par apprentissage. Une telle méthode n'est toutefois possible de façon formellement admissible que si l'apprentissage repose sur un nombre d'images important, et dont nous ne disposons pas.

Synthèse

Ces considérations n'éliminent pas complètement l'intérêt d'une comparaison à base d'appariement entre segments extraits des images et contours de la base de données. Simplement, il ne nous paraît pas judicieux d'accepter une impasse sur une spécification de représentation, pour le seul bénéfice de l'utilisation d'une méthode connue, mais non éprouvée dans ce type d'application ou à cette résolution des données. Par ailleurs, la vérification du pourtour ne validera qu'une composante des spécifications. Mise en parallèle à l'analyse précédente sur la nature des informations 3D à extraire des images, cette réflexion nous conduit à chercher des mesures différentes, permettant d'évaluer les segments de la base par comparaison directe à des données de type M.N.E. Une telle voie présentera en effet l'intérêt d'une simplification des processus d'interprétation d'image, sachant que l'utilisation du M.N.E. sera de toute façon nécessaire pour la vérification des propriétés internes aux îlots. Nous abordons la discussion de telles mesures au chapitre 5.

3.1.3 Processus de décision

Besoin

Supposant que nous disposons d'un certain nombre de mesures qualifiant l'adéquation entre les images et le modèle BDTopo suivant ses différentes spécifications, le diagnostic de changement, ou de non-changement, devra reposer sur une combinaison de ces mesures, ou sur un jeu de règles de décision. Dans tous les cas, cela revient à doter les mesures effectuées d'un poids, qui doit traduire l'information réelle qu'elles portent. Pour qu'un tel procédé ait un sens, il convient de prendre en compte la confiance dont on crédite ces mesures, en intégrant dans le processus des mécanismes de contrôle de leur incertitude. Le rattachement à une formalisation connue de l'incertain pourra en outre fournir une justification aux calculs mis en œuvre pour combiner ces informations.

L'incertitude liée aux mesures a deux origines principales :

- d'une part, l'incertitude des données extraites des images (M.N.E. utilisé, calculs d'emprises sur ce même M.N.E., etc.) ;
- d'autre part, l'incertitude de la représentation BDTopo elle-même, qui outre son ambiguïté intrinsèque évoquée au chapitre 2, est également qualifiée par des spécifications d'exhaustivité : le modèle BDTopo comporte des erreurs admises en terme de pourcentage de défaut toléré, et qui n'appellent pas forcément une correction pour défaut d'actualité.

Nous discutons dans cette section la prise en compte de ces incertitudes dans le cadre des trois principaux formalismes des probabilités, de la théorie des croyances et des ensembles flous.

Existant

Les formalisations probabilistes ont déjà été utilisées dans le cadre d'applications de détection de changements par des processus de classification d'image. Elles s'avèrent particulièrement adaptées lorsque le classement est lui-même exprimé dans un formalisme homogène (comme dans le cas des classifications bayésiennes [Huet *et al.*, 1996]). Dans notre cas, la formalisation probabiliste de certaines composantes est assez naturelle. Par exemple, l'appartenance au sol ou au sursol, abordée dans [Baillard *et al.*, 1996b] par le biais d'une modélisation markovienne, y est exprimée par une probabilité fonction de la hauteur au dessus du sol, connu à une incertitude en Z près. De même, les extractions initiales dans les images (le M.N.E. lui-même) pourraient ressortir à ce type de formalisme (comme peuvent en témoigner les algorithmes de mise en correspondance à base de probabilités, e.g. [Belhumeur et Mumford, 1992]).

Une formalisation probabiliste homogène de l'ensemble de notre problème n'est toutefois pas évidente. En particulier, la combinaison de plusieurs critères peut poser des difficultés, l'hypothèse d'indépendance, souvent admise dans ce type de modèle (à défaut d'être capable de prendre correctement en compte les interactions entre les mesures), conduisant à une combinaison multiplicative des probabilités (et donc à des valeurs de sorties très faibles, et perdant tout sens physique). Ajoutons que les probabilités modélisent mal l'inconnu, et que, ne serait-ce qu'en raison des parties cachées ou de la végétation, une partie de la scène devra bien être considérée comme telle.

La théorie des croyances a été adoptée par Franz Quint [Quint et Sties, 1996a] dans son système de détection de changements par interprétation simultanée de plans à grande échelle et d'images. L'intérêt de ce formalisme pour la prise en compte de distributions recouvrantes non modélisables par des probabilités est manifeste (voir par exemple les processus de reconnaissance des routes mis en œuvre dans [Moissinac *et al.*, 1994]), de même que son adéquation à la gestion de données hétérogènes dans les techniques de fusion [Moissinac *et al.*, 1995]. Dans le processus qu'il propose, Quint procède à l'interprétation de l'image par l'intermédiaire d'un réseau sémantique optimisant une fonction de décision, dont l'une des composantes est la crédibilité de la correspondance carte-image au sens de Dempster-Shafer [Quint et Sties, 1996b]. Une telle approche se justifie en considérant qu'une mesure locale, qui traduit la correspondance d'une partie du contour carte avec l'image, crédite une portion d'un objet inconnu de l'image, et donc une hypothèse composite (i.e. une multitude d'objets-image potentiels). Elle pose toutefois le problème de l'étalonnage des masses de probabilité. Quint adopte une position pragmatique : il assimile sa mesure de ressemblance à une crédibilité sans volonté de vérification statistique du

bien fondé de cette option (la nature des événements en jeu rend d'ailleurs difficile une telle vérification).

Dans son approche de l'interprétation du milieu urbain guidée par une carte, H. Moissinac adopte une position plus formelle [Moissinac *et al.*, 1994]. Il étudie la modélisation probabiliste d'une caractérisation des routes par leur moyenne radiométrique, et déduit du recouvrement des classes la nécessité de l'introduction d'une hypothèse composite (modélisant l'incertain, c'est à dire l'affectation à l'une quelconque des classes considérées). L'incertitude du modèle est alors naturellement fonction de la variance radiométrique des objets. La masse de l'hypothèse composite est toutefois, in fine, définie par une formule ad hoc.

De tels systèmes ne peuvent être validés que par leurs performances globales (contrairement aux approches probabilistes, pour lesquelles les probabilités peuvent être apprises individuellement sur des échantillons réels, ou pour le moins contrôlées à la recette du système si elles sont résultat d'un calcul).

Quant aux ensembles flous, nous n'en avons pas trouvé d'application directe à un problème comparable au nôtre. La combinaison *min - max* des valeurs floues pèse en leur faveur, traduisant l'approche naturelle de la vérification visuelle : si un îlot présente des changements sous un seul aspect de la vérification, il est considéré comme modifié. Cet avantage n'est pourtant pas incontestable par rapport à l'emploi de la sommation probabiliste évaluant les disjonctions d'événements indépendants ($P(A \vee B) = P(A) + P(B) - P(A)P(B)$), qui fournira le même type de diagnostic. Le second argument à leur emploi, et sans doute le plus important, reste la plus grande souplesse qu'ils offrent par rapport aux probabilités : non normalisés, ils peuvent modéliser l'absence d'information de façon plus adéquate. Ce formalisme souffre cependant des mêmes critiques que le précédent concernant la difficulté d'étalonnage des valeurs floues associées aux mesures.

Synthèse

Nous ne pensons pas que l'application que nous développons puisse bénéficier d'une formalisation parfaitement homogène. Le gain apporté par les formulations probabilistes (en terme de propriétés mathématiques comme de relative facilité à les relier à la réalité) nous incite à les employer autant que faire se peut. Toutefois, la prise en compte de l'inconnu, et la mise en œuvre d'une décision globale de changement sur un îlot (ou sur une partie d'un îlot), demandera sans doute la concession d'une immersion des valeurs d'incertitude disponibles dans un formalisme plus adapté. Ce dernier aspect est abordé au chapitre 5. L'incertitude des extractions primaires sur les images est quant à elle rediscutée dans la section 3.2 ci-après.

Concernant par ailleurs l'incertitude d'exhaustivité de la BDTopo elle-même, une modélisation probabiliste semble assez naturelle puisque les spécifications s'expriment directement en termes statistiques (taux de défaut admis). Ces spécifications devraient être prises en compte pour décider si une différence trouvée doit être considérée comme un changement réel, ou peut être admise dans le taux d'erreur de la base. Nous ne connaissons pas de travaux gérant cet aspect. Dans les travaux de H. Moissinac ou de F. Quint, qui passent par une interprétation automatique de plans, une incertitude sur le modèle cartographique est bien prise en compte, mais elle porte sur les objets en tant que résultat d'un processus d'interprétation, c'est à dire sur les instances des classes du modèle cartographique.

Ici, nous parlons d'une incertitude définie comme un attribut de la classe toute entière. La faire porter sur l'ensemble des objets, pour la combiner aux incertitudes liées aux extractions

sur les images, reviendrait à moduler les seuils de décision globalement, c'est à dire, en fin de compte, à jouer uniquement sur le paramétrage de la décision. La seule façon opérante de prendre en compte cette incertitude de classe est sans doute de gérer une décision à deux niveaux. Au niveau local, on entérine ou non les différences entre les objets de la base et les images. Au niveau régional, une analyse statistique des différences diagnostiquées décide du classement de ces différences en erreurs admises par les spécifications de qualité, ou en défaut d'actualité si le taux de différence dépasse un seuil donné. Les seuils en question doivent bien entendu tenir compte à la fois des taux d'erreurs spécifiés pour la base, et de la vitesse de dégradation admise pour les données.

3.1.4 Stratégie générale

Outre les questions évoquées précédemment, et concernant les composantes de notre processus de détection de changement, quelques points de stratégie générale peuvent également être abordés à ce stade.

Interprétation indépendante ou guidée par la base de données

Concernant l'extraction d'information sur les images, nous nous sommes interrogés sur la place à donner à la BDTopo dans le processus. Lorsque des données cartographiques sont disponibles, il est tentant de les utiliser pour guider les extractions. Dans [Huet *et al.*, 1996], par exemple, les données d'occupation du sol anciennes sont envisagées comme base d'apprentissage en initialisation du classement. De la même manière, [Quint, 1997] préconise l'utilisation du modèle cartographique instancié par interprétation des plans disponibles comme guide de l'interprétation des images. Le risque de telles approches réside dans l'éventualité d'une extraction d'information biaisée par les données cartographiques, lorsque celles-ci ne correspondent plus au contenu de la scène.

Pour pallier ce type de risque dans son processus de détection de routes, G. Bordes préconise, dans un cadre un peu différent, une stratégie au plus facile d'abord, la facilité étant évaluée, entre autres, à partir de la fiabilité estimée de la base de données cartographiques utilisée [Bordes, 1997]. Dans un processus de détection de changement, une telle approche serait possible moyennant une modélisation des évolutions (prédiction du risque d'erreur a priori). Cela nous paraît difficile : même s'il est vrai que l'urbanisme obéit à des règles générales, la validité d'une prédiction par objet est sujette à caution.

Dans son application de détection de changement, F. Quint fait reposer la robustesse de son système sur une mesure assez sévère de la compatibilité entre segments détectés et contours de la base, fondée à la fois sur un critère de distance et de complétude. Le risque d'extraire des segments-leurres n'est limité que par la très bonne correspondance des formes entre les plans et les images utilisées (qui rend la probabilité de diagnostic de bonne correspondance assez faible si les extractions proviennent d'autre chose que le bâtiment cherché). À moyenne échelle, avec une plus grande incertitude sur le niveau de détail représenté dans la base comme sur la visibilité des contours dans les extractions images, nous restons circonspects sur les performances potentielles de cette approche.

Nous sommes donc plus favorables à une interprétation des images indépendante de la base. L'inconvénient d'une moins bonne qualité d'extraction nous paraît compensé par une plus grande certitude d'objectivité dans la décision. Par ailleurs, notre processus doit reposer principalement

sur des techniques d'appariement d'image et de production de M.N.E., dont la relative bonne robustesse en l'absence de données externes nous conforte dans ce choix. L'utilisation de composantes de la BDTopo jugées stables dans le temps (comme le sol, ou les axes routiers en ville) n'est pas pour autant exclue.

Gestion du raisonnement au sein de l'application

Au niveau de la gestion du raisonnement, en dehors des démarches purement algorithmiques comme celles des processus de classification, plusieurs options apparaissent dans la littérature. [Servigne, 1995] propose, par exemple, un système à base de connaissance, dont la construction se justifie par la multiplicité des données gérées (plans de ville, images anciennes, permis de construire, etc.). Dans [Quint et Sties, 1996a], par contre, l'ensemble du système d'interprétation et de décision est intégré dans le formalisme unique des réseaux sémantiques. Si l'homogénéité de l'approche peut séduire, elle présente le défaut (vis-à-vis de nos préoccupations) de répartir la décision, les crédibilités évoluant progressivement au fil de l'interprétation. L'approche de H. Moissinac est plus satisfaisante de ce point de vue : dans son système d'interprétation simultanée de carte et d'image, les incertitudes respectives sur les données topographiques et sur les données image sont calculées simultanément par optimisation d'un champs de Markov [Moissinac *et al.*, 1995]. Cette modélisation se justifie comme processus de fusion multi-sources (tant au plan des supports d'analyse – carte et image – que des algorithmes mis en œuvre – coopération d'extracteurs). Dans notre cas, elle pourra trouver raison d'être si l'on fait coopérer plusieurs techniques d'extraction 3D ou de classement sol/bâti.

Dans un premier temps, nous préférons malgré tout nous en tenir à une architecture séquentielle plus simple, qui permettra une validation plus aisée des étapes, et ceci d'autant plus que les différents aspects des spécifications à vérifier sur chaque îlot (validité du contour, surface intérieure, etc.) peuvent apparaître assez indépendants les uns des autres.

3.2 L'extraction d'information 3D sur couple d'images aériennes

Dans la section précédente, nous avons argumenté le choix d'une technique à bas niveau d'extraction de la surface 3D comme intermédiaire à la comparaison entre la base et les images, invoquant, d'une part, le manque de maturité de l'extraction d'objets à moyen niveau dans le cas de paysages complexes, et d'autre part, la plus grande facilité à maîtriser l'incertitude dans le cas de techniques algorithmiques simples.

C'est ce dernier point que nous nous proposons de discuter ici. Les premières méthodes d'appariements d'images pour la restitution de surfaces 3D sont très anciennes (originellement, dans le cadre de tentative de modélisation de la vision stéréoscopique humaine [Marr et Poggio, 1976], [Marr et Poggio, 1977]), et la littérature est donc extrêmement abondante sur le sujet. On trouvera des revues bibliographiques assez exhaustives dans plusieurs travaux précédant le nôtre [Dang, 1994] [Petit-Frère, 1993] [Lotti, 1996]. Dans cette section, nous abordons ce sujet sous l'angle spécifique de l'analyse des difficultés de la mise en correspondance en milieu urbain (3.2.1), et des indicateurs internes de fiabilité proposés dans les différentes approches (3.2.2).

3.2.1 Multiplicité des problèmes et des solutions

Le milieu urbain, par son hétérogénéité et les multiples discontinuités de surface qu'il comporte, est reconnu pour poser des difficultés importantes aux techniques de mise en corres-

pondance d'images. Une analyse illustrée et assez détaillée de ces problèmes est proposée dans [Baillard, 1997]. Nous pouvons les classer en quatre grandes catégories.

Ambiguïté du problème inverse.

La restitution de la géométrie tridimensionnelle d'une scène par appariement d'image est connue depuis longtemps pour être un problème mathématiquement mal posé (voir par exemple [Paparoditis, 1998]). Sans autre contrainte que celles imposées par la géométrie de la prise de vue, une infinité de solutions est possible, et rien ne garantit l'exactitude du résultat.

Des restrictions quant au modèle géométrique de la scène cherchée sont généralement ajoutées. On suppose la surface sans surplomb, les objets sans transparence, et on en déduit une contrainte d'ordre strict (correspondant unique pour chaque point de part et d'autre) le long des épipolaires du couple comme traduisant approximativement cette condition [Baker et Binford, 1981] [Otha et Kanade, 1985]. Ces restrictions ne lèvent évidemment pas la difficulté fondamentale de l'ambiguïté du résultat.

Pour pallier ce problème, l'espace des résultats possibles est restreint par un modèle des formes cherchées. Il peut s'exprimer comme une contrainte de régularité globale (par exemple dans [March, 1992], ou dans [Sinha et Schunck, 1992]), auquel cas on pourra définir le résultat comme l'optimum d'une fonctionnelle, et assurer l'unicité de la solution (ou une quasi unicité, si la régularisation n'intervient qu'après une phase d'appariement, comme dans [Sinha et Schunck, 1992]). De telles méthodes n'ont toutefois pas donné des preuves d'efficacité convaincantes sur des scènes urbaines réelles.

Il peut également être formulé par un ensemble de contraintes de continuité locale. Dans le cas de milieux bâtis, ces contraintes seront limitées à des objets supposés homogènes en Z (continuité figurale le long de segments extraits des images [Mohan *et al.*, 1989], hypothèse de planarité [Dang *et al.*, 1994], ou plus généralement de régularité [Maître et Luo, 1992], à l'intérieur de régions radiométriquement homogènes, emprise (X, Y) minimale des excroissances du relief produites). Ces contraintes peuvent limiter les zones de recherche pendant l'appariement (comme dans [Kim et Muller, 1995], qui applique un appariement à gradient de disparité limité indépendamment sur chaque toiture), ou être utilisées pour filtrer les erreurs a posteriori (cas le plus courant). Dans les deux cas, leur caractère local ne répond aucunement au problème de l'unicité de la solution. La levée d'ambiguïté est en fait assurée par l'optimisation d'un critère ad hoc (par exemple la somme de mesures de ressemblance locales), souvent sans garantie mathématique d'unicité de la solution.

Au vu des résultats, les méthodes les plus opérationnelles aujourd'hui, en milieu urbain, sont celles qui adoptent un appariement sans contrainte géométrique autre que la contrainte d'ordre (e.g. [Baillard, 1997]), voire en se passant même de celle-ci [Paparoditis, 1998], et appliquent des filtres au résultat. D'une bonne efficacité statistique, elles restent toutefois à la merci de problèmes locaux liés à l'ambiguïté potentielle de l'appariement (e.g. présence de périodicités dans les images), auxquels elles n'apportent pas de solution. Les extractions 3D issues de ces méthodes sont donc conçues comme devant être validées par un processus aval, comme, par exemple, un processus de reconnaissance d'objet dans les stratégies où le modèle numérique d'élévation est calculé en prétraitement de la scène. Ce constat sert de base à l'argumentation de R. Nevatia, qui propose, dans [Nevatia, 1996], d'émettre les hypothèses de formes de bâtiments en 2D, pour ne les appairer qu'ensuite, la robustesse du processus étant garantie par une validation à plus haut

niveau des extractions. Force est de reconnaître qu'aujourd'hui, les techniques d'interprétation d'objet n'ont pas l'exhaustivité suffisante pour généraliser ce type de démarche (cf. section 3.1.1).

Les stratégies multi-échelles (e.g. [Barnard, 1989], [Jordan et Cocquerez, 1995], [Pan, 1996]) tentent de répondre de façon pragmatique à cette difficulté de validation. Concernant par exemple les périodicités, il est a priori rare qu'un tel phénomène se produise à plusieurs résolutions très différentes. Les périodicités sont d'ailleurs extrêmement peu fréquentes aux petites échelles, pour lesquelles le paysage n'est plus principalement organisé par l'homme. Ces stratégies ne résolvent toutefois qu'imparfaitement le problème de la propagation éventuelle des erreurs, même si les travaux les plus récents proposent des stratégies mixtes, ne transmettant une information de disparité que pour les points dont l'appariement est jugé fiable [Cord *et al.*, 1998].

Violations des modèles géométriques utilisés.

Outre l'ambiguïté intrinsèque du problème évoquée précédemment, les conflits entre la réalité et le modèle géométrique adopté pour la scène sont également source de problèmes. La seule contrainte d'ordre, très largement adoptée parce que permettant des algorithmes d'optimisation efficace (comme la technique de programmation dynamique de [Baker et Binford, 1981], reprise par de nombreux auteurs [Otha et Kanade, 1985] [Geiger *et al.*, 1995] [Maître et Luo, 1992] [Baillard *et al.*, 1996a]), peut être violée en l'absence de surplomb, lorsque des objets verticaux sont vus sous de forts angles d'incidence [Baillard, 1997]. Et même lorsque cette contrainte n'est pas utilisée, l'hypothèse d'unicité de la correspondance entre points des images gauche et droite se trouve mise en défaut en présence de surfaces transparentes (e.g. dans le cas des verrières [Lotti, 1996]).

L'abandon des ces contraintes géométriques, qui conviennent en fait à la majorité de la scène, n'est pas pour autant souhaitable (on ne voit plus très bien comment poser le problème sans au moins la contrainte d'unicité). Dans les limites d'un modèle les intégrant, ces phénomènes exceptionnels apparaissent comme des cas particuliers d'ambiguïté (la surface $3D$ épousant soit le sol sous la verrière, soit la surface de la verrière elle-même, par exemple), au même titre que les cas de périodicité (et à la seule différence, qui importe assez peu dans la conception d'une méthode d'appariement, que dans le cas de transparences, il y a physiquement deux surfaces possibles, alors que dans le cas de périodicités, seule une solution correspond à une réalité physique).

Difficultés liées aux caractéristiques radiométriques des images.

La mesure de la ressemblance entre les deux images du couple peut elle-même être mise en défaut par des incohérences radiométriques locales des images. Même sur des prises de vues stéréoscopiques quasi simultanées, les imperfections du capteur et les phénomènes de réflexion liés aux angles de vue peuvent induire des différences notables entre les niveaux de gris des images à apparier (défauts, effets stéréoradiométriques sur les surfaces non lambertiennes, réflexions spéculaires... – voir [Paparoditis, 1998]). Ces effets peuvent être partiellement corrigés moyennant une modélisation des réflectances. Une telle modélisation suppose toutefois la connaissance de la surface, et devrait donc être intégrée à la méthode d'appariement. Nous ne connaissons pas de travaux de ce type sur le milieu urbain à moyenne ou à grande échelle. L'emploi de primitives et de mesures de ressemblance moins sensibles pallie partiellement le problème (mise en correspondance de contours – par appariement de primitives, ou simplement par calcul des mesures de ressemblance sur les gradients des images [Cord *et al.*, 1998] –, voire de régions, comme le fait [Petit-Frère, 1993] pour gérer des problèmes de diachronisme).

Difficultés liées aux discontinuités de la surface 3D.

Les problèmes présentés précédemment peuvent être considérés comme généraux à la stéréovision. Le milieu urbain présente en outre la caractéristique d'une très forte densité de discontinuités, et donc d'occlusions.

Nous avons évoqué ce problème à propos de l'ambiguïté de la restitution : les techniques d'appariement peu contraintes géométriquement s'en trouvent relativement plus efficaces, mais leur robustesse repose alors en plus grande partie sur le choix de la mesure de ressemblance entre les images du couple. La définition de cette mesure est en effet rendue plus ardue. D'une part, les seules toitures, et a fortiori les faces verticales visibles, constituent des zones de gradient de parallaxe potentiellement fort, pour lesquelles les mesures sur des voisinages supposés horizontaux sont pénalisées. D'autre part, au voisinage des discontinuités, ces mêmes mesures intègrent des éléments de parallaxes très différentes dans la même estimation.

Diverses solutions à ces problèmes ont été proposées, soit par le biais du choix de primitives sans dimension le long des épipolaires (mise en correspondance, le long des lignes épipolaires, des passages par zéro du laplacien de l'image dans [Maitre et Luo, 1992] ou des extrema d'un gradient dans [Baillard *et al.*, 1996a], ou appariement de segments ou de lignes en tant que primitives comme dans [Medioni et Nevatia, 1985], [Nasrabadi, 1992], [Lo, 1996], [Kamgar-Parsi et Kamgar-Parsi, 1997]), soit par la modélisation mathématique des causes du problème (modélisation de la pente dans le calcul de l'appariement – e.g. [Rosenholm, 1987], et plus récemment [Grün *et al.*, 1995] –, prise en compte statistique de la répartition des disparités au sein de la fenêtre de calcul de la ressemblance [Kanade, 1994]), soit, enfin, en utilisant des voisinages tronqués pour éviter d'intégrer des éléments de parallaxes trop différentes (mise en correspondance de régions [Lee et Lei, 1990], tests sur fenêtres de taille variables [Kanade, 1994] [Lotti, 1996], ou limitation de l'emprise des fenêtres par les extrema d'un gradient comme dans [Paparoditis, 1998]).

Parmi toutes ces approches, les techniques à base de fenêtres adaptées au contexte sont sans doute les plus intéressantes. Elles peuvent s'appliquer à toute l'image, produire une estimation dense des disparités, et ont montré de bons résultats en milieu urbain [Lotti, 1996], [Paparoditis, 1998].

Les techniques modélisant la pente restent en effet limitées à une mesure de ressemblance fondée sur les différences des niveaux de gris des deux images, si l'on veut pouvoir calculer les positions optimales par moindres carrés. Elles sont généralement employées pour l'optimisation locale des parallaxes calculées [Kanade, 1994] [Grün *et al.*, 1995]. Nous n'en avons pas trouvé d'application à des milieux urbains dense dans la phase d'extraction primaire du modèle, et supposons qu'elles sont plus sensibles aux effets stéréoradiométriques que d'autres méthodes.

Les appariements de contours posent, quant à eux, le problème de la définition d'une mesure de ressemblance. Si celle-ci n'intègre que des critères géométriques, elle reste sensible aux forts gradients de disparité, et si elle prend en compte les radiométries de part et d'autre, elle est mise en échec dans les cas d'inversion de contraste dus aux parties cachées. Elle ne produit, par ailleurs, pas un relief dense. Notons tout de même que de bons compromis ont été proposés, avec une mesure de ressemblance combinant géométrie et radiométrie sur des segments, et un complément d'extraction assuré par corrélation photométrique de voisinages [Baillard *et al.*, 1996a].

3.2.2 Les indicateurs de fiabilité dans les processus d'appariement

Si une stratégie d'appariement optimale de complexité raisonnable peut se dégager des considérations précédentes (par exemple, à base de fenêtres adaptatives, et de mise en correspondance multi-échelle sans contrainte de continuité), on ne pourrait pas prétendre à sa fiabilité absolue : elle resterait sensible, suivant la mesure de ressemblance utilisée, aux effets stéréométriques, aux réflexions spéculaires, aux cas de transparence, etc. Il paraît donc important de rechercher également des possibilités de validation interne des appariements calculés, dans la mesure où l'on exclut de repousser la validation à une phase de reconstruction d'objet.

Gestion de la fiabilité dans les algorithmes d'appariement

Dans toutes les propositions de la littérature, le problème de la fiabilité apparaît en filigrane, l'objet de toute nouvelle méthode étant de répondre à des difficultés particulières non traitées précédemment. Il est par contre rarement traité en tant que tel. Peu d'auteurs présentent une évaluation précise des performances de leur méthode en regard des difficultés qu'ils ont voulu résoudre. Moins encore ont abordé le problème de la prédiction automatique des cas d'échecs.

La raison principale nous paraît être la difficulté à rassembler le matériel expérimental nécessaire. La validation des démarches sur des images réelles pose le problème de constitution de références d'extraction. Une référence cartographique est d'un coût élevé pour les laboratoires, et n'est pas toujours représentative de ce que devrait extraire l'algorithme proposé (comment définir l'extraction optimale? – on retrouve dans cette question une facette moins mathématique de la notion de problème mal posé, et commune à d'autres problématiques de reconnaissance d'objets, e.g. [Heipke *et al.*, 1998]). Une validation sur images de synthèse comme dans [Papadoditis, 1998], ou sur images de laboratoire (e.g. le « Model Board » utilisé par les équipes américaines [McKeown *et al.*, 1996]), a l'avantage de permettre une définition précise du résultat attendu, mais pose le problème du réalisme des images utilisées par rapport à l'application.

La maîtrise de la fiabilité est en conséquence généralement plus abordée sur des arguments intellectuels, que l'on peut rattacher à deux familles. La première rassemblerait les techniques fondées sur une modélisation mathématique. L'adoption d'un formalisme rigoureux pour représenter les difficultés abordées garantit de répondre au minimum aux classes de problèmes correspondantes, et de valider cette réponse sur des simulations de façon licite. L'approche de [Kanade, 1994] appartient, par exemple, à cette classe de méthodes pour ce qui concerne les mesures locales : l'inhomogénéité des disparités au sein d'une fenêtre est prise en compte à travers une modélisation statistique de leur distribution.

La seconde famille regrouperait les techniques garantissant la fiabilité du processus par des stratégies « progressives et prudentes ». Nous rangeons dans cette classe les stratégies multi-échelles telles que [Cord *et al.*, 1998] (où le contrôle de la propagation d'erreur repose essentiellement sur le rejet des correspondances douteuses au niveau précédent), de même que les stratégies par seuillage progressif de la mesure de ressemblance (comme dans [Baillard, 1997]). Les techniques de filtrage a posteriori, telles que les règles de continuité figurale [Mohan *et al.*, 1989], appartiennent également à cette catégorie.

Ces deux types d'approche se justifient sur des considérations de bon sens, et nous ne donnons pas systématiquement la préférence aux approches plus mathématiques, dans la mesure où les modèles employés doivent de toute façon justifier expérimentalement de leur adéquation à des scènes réelles. Les critères premiers pour l'évaluation des risques pris dans l'emploi d'une méthode

nous semblent plus reposer sur le détail, à savoir sur quels estimateurs de l'erreur potentielle repose sa construction, que sur sa stratégie générale, même si la formalisation de celle-ci est toujours un avantage.

Indicateurs ponctuels

Les stratégies d'appariement les moins formalisées sont celles qui précisent le plus clairement les indicateurs de qualité qu'elles utilisent. Elles sont en effet directement contrôlées par des seuils sur les mesures locales, qui sont donc, implicitement ou explicitement, utilisées directement comme estimateurs de la possibilité d'échec ou de succès.

Dans [Baillard *et al.*, 1996a], par exemple, deux mesures sont utilisées. La première est une mesure de ressemblance sur les segments extraits par un gradient, calculée à partir de la comparaison des contrastes de part et d'autre des contours et de leur orientation, et renforcée sur un principe de continuité (une mesure globale à chaque paire de segments possible étant rapportées en chaque point). Cet indicateur est seuillé via la définition d'un coût d'occlusion dans un processus d'optimisation de la somme par programmation dynamique, appelé phase d'appariement géométrique. La seconde est le coefficient de corrélation linéaire croisé sur fenêtres de tailles fixes, également seuillé par le choix de coûts d'occlusion dans une seconde phase de programmation dynamique, exécutée en deux passes, et contrainte par les contours appariés dans la première phase. Cette étape est appelée phase d'appariement photométrique. Dans les deux cas, les mesures de valeurs supérieures au seuil choisi ne sont pas des indicateurs de qualité à proprement parler : la surface est en effet déterminée par calcul d'un optimum global. Par contre, la fonction binaire « être au dessus du seuil » est prise implicitement comme indicateur de fiabilité (ce seuillage étant en fait, dans le cas de la seconde phase, combiné avec l'appartenance à un voisinage raisonnable du résultat de l'appariement de contours, et modulé dans les zones interprétées comme des ombres).

L'algorithme proposé par C. Baillard utilise également, après chacune des deux passes de l'appariement photométrique, les techniques de filtrage déjà évoquées (surface minimale des excroissances), ainsi qu'une sélection des différences radiométriques acceptables entre images gauche et droite pour chaque point apparié (en fonction d'une modélisation sommaire de la répartition de ces différences, calculée sur la population des homologues [Baillard, 1997]). On peut considérer ces critères comme des indicateurs d'erreur complémentaires (également binaires), applicables au sous-ensemble des points sélectionnés.

Le principe de rejet des valeurs faibles d'une mesure de ressemblance est assez courant. On en trouve, dans [Lotti, 1996], une version plus élaborée. Le seuillage porte ici sur la sélection des fenêtres significatives parmi les fenêtres de géométrie variables utilisées pour l'examen d'un même point. Il combine trois indicateurs binaires, l'un portant sur la mesure de ressemblance elle-même (une variante adaptée du coefficient de corrélation linéaire), le deuxième sur l'information de texture portée par la fenêtre (contours exclus – les fenêtres non texturées sont rejetées), le troisième reposant sur une évaluation du bruit (les fenêtres de variance faible en regard du bruit estimé sont rejetées). Cette stratégie permet de calculer ensuite un indicateur global attaché au point traité, en ne prenant en compte que les fenêtres les plus significatives. La sélection finale du point repose alors sur l'existence d'un extremum de cet indicateur global. En ce sens, les mesures proposées jouent plus comme critère de sélection relatif (choix de la base sur laquelle on évalue le point) que comme critère de qualité final (indicateur de la possibilité d'erreur).

La mesure de ressemblance n'est pas le seul critère pour la sélection des points potentiels de la surface $3D$. Dans [Paparoditis, 1998], par exemple, cette sélection est fondée sur un critère de coïncidence entre résultats d'une recherche de maximum maximum de la mesure de ressemblance, à point fixe sur l'image gauche et sur l'image droite. Deux appariements sont calculés, guidés respectivement par les images gauche et droite. Ne sont validés que les appariements pour lesquels les extrema trouvés sont cohérents à une tolérance près en distance. N. Paparoditis choisit ce seuil de tolérance en fonction de résultats expérimentaux sur la précision de l'estimation subpixelaire de la position des homologues.

Le critère proposé dans ces travaux est donc là encore un critère binaire, combinant deux propriétés : « être maximum maximum », et « donner la même estimation par calcul à droite et à gauche ». Cette technique demande une mesure de ressemblance assez discriminante en soi (la sélection des maxima maximum n'ayant aucun sens sinon). Elle est appliquée par l'auteur pour un coefficient de corrélation sur des fenêtres d'assez grande taille et de géométrie bornée par les contours.

Ces exemples montrent deux stratégies opposées. Dans la première, le seuillage élimine les erreurs les plus flagrantes, la sélection des points de la surface $3D$ étant réservée à un calcul d'optimisation. Dans la seconde, le seuillage sélectionne directement les points de la surface. On a donc deux types d'indicateurs binaires : des indicateurs d'erreurs et des indicateurs de surface (l'indicateur de surface dans la stratégie de C. Baillard étant le résultat de l'ensemble du processus). L'efficacité d'un processus tel que celui de [Baillard *et al.*, 1996a] ne démontre toutefois pas l'efficacité de chacune des mesures prise isolément, la sélection opérée par ces indicateurs étant assez faible (rejet des points les moins probables), et progressive.

Nous avons ici fait ressortir les seuillages comme critères de sélection, et donc implicitement de fiabilité. Les critères binaires n'ont toutefois pas beaucoup d'intérêt comme indicateurs de fiabilité de la méthode d'appariement qui les utilise. Tout processus d'appariement fournit en effet, in fine, une indicatrice binaire d'appartenance à la surface $3D$, dont le sens dépend de la fiabilité réelle du processus complet. La mesure de cette fiabilité devrait être donnée par une évaluation numérique de quantification plus riche, et différente, sinon indépendante, du critère binaire de sélection.

Indicateurs des modélisations locales

Les modélisations locales utilisées pour l'estimation de la disparité peuvent proposer des indicateurs plus élaborés de la qualité des appariements. Les techniques les plus courantes d'optimisation de la position des homologues par moindre carrés utilisent généralement comme mesure de ressemblance la somme des carrés des différences de niveaux de gris entre les deux images [Grün *et al.*, 1995]. Bien que cette mesure soit plus sommaire que le coefficient de corrélation linéaire, son optimisation, par estimation de la parallaxe et de son gradient, permet, in fine, d'assurer une comparaison qui n'est plus entachée du systématisme causé par l'horizontalité des fenêtres de corrélation. En ce sens, la mesure de ressemblance optimale doit être plus facile à calibrer, et pourrait être utilisée comme prédicteur de la fiabilité des points.

La qualité de ce prédicteur dépendra cependant de l'adéquation de la réalité au modèle de surface plane adopté. Comme technique d'optimisation, cette méthode donnera en effet des valeurs artificiellement (et aléatoirement) hautes lorsque la surface réelle ne correspond pas au modèle. Dans [Kanade, 1994], le critère optimisé peut répondre partiellement à ce problème. Ce n'est plus la différence des niveaux de gris que l'on cherche à minimiser, mais l'incertitude sur

l'estimation de la parallaxe. Ce critère guide la choix de la forme de la fenêtre d'analyse, dans une stratégie itérative de calcul du modèle (rôle comparable aux critères binaires de [Lotti, 1996]). Le choix des modalités de mesure n'est donc plus directement lié, comme précédemment, à la mesure elle-même. Reconnaissons toutefois qu'un lien indirect (peut-être plus difficilement contrôlable) existe, l'incertitude de l'estimation des disparités étant calculé sur le modèle de l'itération précédente, qui optimise lui-même la mesure de ressemblance entre les images.

Nous retiendrons de ces approches qu'elles peuvent inspirer l'utilisation d'une mesure de ressemblance a posteriori, c'est à dire calculée connaissant la géométrie (supposée) de la scène (à l'image des coefficients de corrélation utilisées dans les processus de mise en correspondance par facettes de P. Julien [Julien, 1995]). Dans une grande partie des cas, de telles mesures peuvent se révéler plus significatives que les mesures de ressemblance a priori. Aucune étude n'a cependant été conduite, à notre connaissance, pour évaluer leur qualité comme prédicteurs d'erreur (hormis, au laboratoire M.A.T.I.S.² de l'I.G.N., les travaux de P. Julien sur le sujet, trop récents pour être exploités dans cette étude).

Indicateurs des modélisations d'objets

Cette extension des mesures de ressemblance peut être prolongée à des faces de plus grande dimension que les voisinages utilisés dans les appariements par moindres carrés. Dans les techniques d'ajustement de plan sur des régions issues de segmentation employées par [Maître et Luo, 1992], [Dissard et Jamet, 1995], ou par [Jordan et Cocquerez, 1995], de même que précédemment, les résidus géométriques d'ajustement donnent une estimation de l'adéquation du modèle à la réalité, tandis qu'une mesure de ressemblance globale à la région (corrélation linéaire sur l'ensemble de sa surface, par exemple) pourrait fournir un indicateur de qualité indépendant du processus d'extraction.

Suivant la même logique, la modélisation complète d'un objet peut permettre le même type d'approche, ainsi que l'extension à des critères de qualité de plus haut niveau, comme la cohérence des ombres avec le modèle, ou la cohérence interne de ses parties cachées [Nevatia *et al.*, 1997].

Ces approches sont prometteuses (ce sont sans doute actuellement les seules propositions de méthodes de validation interne par croisement d'informations indépendantes). Nous ne les avons cependant pas jugées opérationnelles en l'état des méthodes de reconstruction disponibles (cf. section 3.1.1). La simple extraction de plans se trouve trop souvent mise en échec dans les milieux urbains denses pour servir de base à une gestion de la fiabilité des extractions 3D [Dissard et Jamet, 1995].

Indicateurs des modélisations globales

On peut enfin citer, pour mémoire, les critères de qualité utilisés dans les modélisation globales de l'appariement. Dans ce type d'approche, la surface cherchée est définie comme l'optimisation d'une fonction définie pour l'ensemble de la scène, qu'il s'agisse d'une simple somme de qualité locale dans les optimisations par programmation dynamique [Baillard *et al.*, 1996a], d'une énergie fonction des différences de niveau de gris et du gradient des disparités [Barnard, 1989] – ou, plus généralement, de l'adéquation à un modèle de la scène [Fua, 1996] –, ou d'une loi de probabilité de la disparité sachant les intensités gauche et droite comme dans le modèle proposé par [Belhumeur et Mumford, 1992]. Dans tous les cas, l'optimisation de ce critère rend difficile

2. Méthodes d'Analyse et de Traitement d'Images pour la Stéréorestitution

son utilisation comme mesure de la qualité de la surface extraite, pour les mêmes raisons que dans les optimisations locales. On pourrait s'interroger sur l'examen des contributions locales au critère global comme estimateur de qualité relatif. Nous doutons toutefois de ce type de mesure. Les contraintes de régularité imposées dans ce type d'approche sont généralement importantes, et il est probable qu'un tel indicateur ferait ressortir, en particulier, les discontinuités comme les zones les moins fiables (car les plus éloignées de la modélisation), ce qui n'est probablement pas faux, mais n'apporterait pas beaucoup d'information.

Croisement d'information

Même si ces approches sortent des restrictions imposées au sujet de cette étude, il semble difficile d'omettre entièrement de cette bibliographie les méthodes utilisant la redondance comme critère de validation. L'utilisation de données cartographiques exogènes pour asseoir l'estimation de la surface, comme dans [Fua, 1996], comme le croisement de mises en correspondance sur plusieurs couples [Collins *et al.*, 1995], [Faugeras *et al.*, 1995], [Roux *et al.*, 1995], [Maas, 1996], augmente très certainement la fiabilité des processus d'extraction. L'apport de ces données est généralement évalué en terme de qualité globale du résultat final, ou d'évolution des indicateurs de qualité choisis, en fonction du niveau de redondance des données d'entrée. Il serait intéressant d'étudier les critères de cohérence entre extractions redondantes en tant que critères de qualité local. Ceci sort de notre cadre.

3.2.3 Conclusions

De manière générale, cette analyse montre la diversité des approches antérieures dans les réponses qu'elles apportent aux problèmes de la restitution en milieu urbain. Pour autant, même les plus fiables d'entre-elles restent sensibles à des situations particulières, jugées par les auteurs trop rares pour être modélisées. Ce constat était prévisible concernant les travaux relatifs à l'observation de la terre : l'appariement d'un couple est souvent conçu comme l'un des éléments d'une démarche d'interprétation d'images, s'intégrant soit dans une approche de fusion de sources d'information (multi stéréo [Gabet *et al.*, 1994], fusion à des données cartographiques [Haala *et al.*, 1998], ou processus interactif [Brunn *et al.*, 1997]), soit dans une stratégie de focalisation ([Baltsavias *et al.*, 1995], [Baillard, 1997]), dont la validation reposera sur la reconstruction d'objets.

Nous nous sommes donc intéressés aux prédicteurs possibles de la fiabilité du relief produit. Cette question ayant peu été abordée en tant que telle, il n'est pas étonnant que la littérature n'y réponde que très partiellement.

Critères de choix

Le choix de notre processus doit donc participer d'un compromis, pour lequel nous souhaitons revenir sur les spécificités de nos objectifs. En premier lieu, s'agissant du contrôle automatique d'une base de données existante, préalable au traitement de la scène par un opérateur, il est clair que les erreurs potentielles des processus d'extraction n'auront pas toutes le même rôle.

D'une part, l'exactitude géométrique locale de la restitution (précision de pointé de la mise en correspondance) n'est pas prioritaire : la BDTopo est une base de données de résolution métrique, assez schématisée par rapport à la réalité. Cette incertitude correspond dans le meilleur des cas à une précision de pointé de l'ordre du pixel sur les images à l'échelle du 1/30 000 utilisées,

numérisées à la résolution de 15μ . Les stratégies d'optimisation locale (telles que l'appariement par moindres carrés de [Grün *et al.*, 1995]) ne seront donc intéressantes que si elles contribuent à la robustesse, et à l'estimation de cette dernière.

D'autre part, les erreurs d'exhaustivité (sous- et sur-détections) n'ont pas, à ce titre, la même importance. Tant qu'on ne s'applique qu'à la vérification de la base existante, une sous-détection, c'est à dire une lacune de l'appariement (ou omission, i.e. zone étiquetée comme non-appariée), forcera tout au plus à diagnostiquer le changement par précaution, de façon à renvoyer la décision à l'examen de l'opérateur. A l'inverse, une sur-détection, c'est à dire un relief mal restitué (ou manque de fiabilité), risquera de conduire à la validation d'un objet de la base modifié, qui ne sera alors plus remis en cause par examen visuel (l'objectif du traitement automatique étant de soulager l'opérateur de la vérification des objets stables). On peut juger que le risque pour qu'une erreur soit cohérente avec la base ancienne est faible. C'est vrai dans les cas de suppression complète de bâtiment. Pour autant, dans les cas de modifications d'un îlot, de telles coïncidences ne sont pas irréalistes (si une partie d'un bâtiment est surélevée, on peut imaginer que l'intégralité de la restitution se fasse à l'ancienne altitude dans des conditions particulières de qualité image).

En ce sens, les sous-détections ne joueront que sur l'efficacité du traitement, tandis que les sur-détections auront une incidence sur la qualité finale de la mise à jour.

En second lieu, si nous parlons de fiabilité des processus mis en œuvre, c'est avant tout par rapport aux décisions qu'il vont induire dans la détection des changements. En ce sens, il est plus important que la méthode de détection choisie soit déterministe, c'est à dire qu'elle se comporte de façon prédictible, plutôt que dénuée d'erreur. La recherche d'indicateurs de fiabilité interne participe de ce principe : un bon indicateur permettrait idéalement de classer automatiquement toutes les zones erronées en omission, évitant les fautes de diagnostic dans le sens le plus pénalisant.

En troisième lieu, dans un contexte industriel, il nous paraît prudent d'adopter des algorithmes simples, si possible à faible nombre de paramètres, même si ce doit être au détriment du taux d'omissions (pourvu que la fiabilité n'en souffre pas). Que l'on dispose ou non d'indicateurs de qualité interne, il conviendra en effet de valider le processus sur des sites réels. Une plus grande simplicité des algorithmes facilitera cette tâche, l'incidence des conditions de prise de vue, comme du paysage, étant plus aisée à prédire sur des méthodes monolithiques que sur des stratégies intégrant un enchaînement complexe de méthodes d'extractions.

Choix du processus d'appariement

Trois stratégies de construction d'un processus d'appariement robuste nous paraissent envisageables :

- soit on tente d'intégrer l'ensemble des améliorations proposées dans les travaux récents, en supposant qu'une méthode profitant de toutes ces approches peut être considérée comme fiable, au sens de la constance de ses résultats vis à vis des conditions d'imagerie et de paysage ;
- soit on adopte un processus plus simple, de robustesse suffisante, dont les défauts résiduels sont inventoriés (sensibilité aux périodicités, sensibilité au manque de contraste, etc.), et prévisibles moyennant une caractérisation locale externe du contenu des images ;

- soit on se contente d'un processus encore plus simple, éventuellement moins robuste, et on le dote d'une mesure interne de sa qualité permettant de diagnostiquer ses erreurs de façon fiable, c'est à dire indépendamment du contenu des images.

Nous avons écarté la première solution comme trop ambitieuse. L'intégration d'un traitement exploitant une grande variété de techniques nous semble, en l'état actuel des recherches, difficilement compatible avec un processus industriel, en partie pour des raisons formelles (la coopération, ou la compétition, de plusieurs techniques demande des processus de décision complexes, qui ne nous paraissent pas mûrs actuellement), et en partie pour des raisons pratiques relevant du principe de simplicité évoqué plus haut.

La seconde démarche serait illustrée par l'emploi d'algorithmes tels que ceux de C. Baillard [Baillard, 1997] ou de N. Paparoditis [Paparoditis, 1998], qui ont fait leurs preuves sur des zones tests de taille importante. Dénués d'indicateurs de qualité interne à proprement parler, ces méthodes reposent cependant sur des algorithmes bien connus et dont les faiblesses peuvent être répertoriées. Toutefois, leur mise en œuvre demanderait de leur adjoindre divers processus de détection (détection des zones homogènes, des périodicités, des absences de contrastes parallèlement aux épipolaires, des ombres, des inversions de contraste, etc.), et conduirait à une architecture in fine fortement paramétrée.

L'emploi de ces algorithmes reste peut-être possible sans ces précautions. Les défauts connus portent en effet sur des accidents de fréquence parfois très faible, et ne nuiraient peut-être pas excessivement à la robustesse de la détection des changements. La construction d'indicateurs complémentaires de la qualité a posteriori peut par ailleurs être envisagée sur la base des M.N.E. produits. Sans exclure cette voie, nous avons préféré aborder, dans cette recherche, la troisième option. D'une part, concernant l'architecture du processus mis en œuvre, nous souhaitions tester une stratégie plus simple (les méthodes de C. Baillard et de N. Paparoditis enchaînent séquentiellement une détection de contours et un appariement : il était intéressant de comparer ce type de stratégie à des méthodes plus sommaires, et donc moins paramétrées). D'autre part, le problème de la prédiction de l'erreur, peu abordé jusqu'alors, nous a paru présenter un intérêt suffisant dans notre cadre pour justifier de nouveaux développements.

Construction d'un indicateur de la fiabilité du processus d'appariement

La validation automatique d'un processus d'extraction ne peut se faire au sens strict que par confrontation de sources d'informations indépendantes, comme dans les démarches à moyen niveau mentionnées plus haut. Nous avons rejeté ces démarches qui ne s'appliquent pour l'heure qu'à des types de paysage restreints. Nous nous replions donc sur le choix d'un indicateur interne au processus, dont on attend qu'il soit suffisamment corrélé aux erreurs commises par celui-ci pour permettre leur filtrage de façon fiable.

Plusieurs pistes sont intéressantes parmi les critères discutés précédemment. La plus évidente reposerait sur l'utilisation des mesures de ressemblance locale du processus. Considérées pour elles-mêmes, ces mesures sont pertinentes pourvu qu'elles intègrent une information suffisante pour être discriminantes. Le coefficient de corrélation linéaire est ainsi par lui-même un bon critère de sélection de la surface, pourvu qu'il soit calculé sur des fenêtres de taille suffisante, comme en témoigne la stratégie d'extraction proposée dans [Paparoditis, 1998]. L'utilisation de grandes fenêtres pose toutefois le problème de l'hétérogénéité des parallaxes à l'intérieur du voisinage support de l'évaluation. N. Paparoditis propose l'utilisation de fenêtres tronquées

par les contours pour pallier les problèmes d'estimation au voisinage des discontinuités. Cette technique n'élimine pas les effets de la pente. Il faudrait probablement la combiner avec des méthodes d'estimation sur fenêtres à pente variable, comme celles employées dans les stratégies d'appariement par moindre carrés de [Grün *et al.*, 1995]. Une telle approche donnerait un sens plus absolu à la mesure employée. Toutefois, même avec un ajustement de l'orientation $3D$ des fenêtres, l'emploi de voisinages de grande taille est un obstacle au traitement d'images de moyenne résolution. Sur l'habitat pavillonnaire, la faible dimension des faces peut rendre cette technique fragile. Les travaux de [Baillard, 1997] ont montré qu'une extraction de facettes à ces résolutions était parfois possible sur des bâtiments de petite taille. Les techniques proposées restent néanmoins à un stade très précoce. Quant aux tests présentés dans [Paparoditis, 1998], ils portent majoritairement sur des toits horizontaux.

La seconde piste réside dans l'utilisation de mesures annexes, n'intervenant pas directement dans l'appariement. Dans [Paparoditis, 1998], par exemple, l'écart entre l'estimation de la disparité sur un point de l'image gauche et son estimation sur son homologue, seuillé pour sélectionner les bons appariements, est également évoqué comme critère de qualité. L'espérance de cet écart est toutefois directement fonction du gradient de disparité, le rendant plus significatif de l'horizontalité des surfaces que de l'erreur réelle d'appariement (voir annexe B).

D'autres catégories de mesures pourraient être employées. Le critère de continuité figurale défini dans [Mohan *et al.*, 1989], par exemple, employé par de nombreux auteurs pour le filtrage a posteriori des erreurs d'appariement, pourrait être considéré en soi, en utilisant l'erreur d'ajustement de la meilleure droite $3D$ passant par les points des segments extraits des images. Toutefois, comme nous l'avons déjà remarqué, les résidus d'ajustement sont tout autant des indicateurs d'écart à la modélisation choisie que d'erreur de mise en correspondance. En ce sens, leur valeur n'a pas de signification absolue : tout au plus pourrait-on comparer entre elles des hypothèses concurrentes, jugeant que, lorsque qu'une droite $3D$ est admissible, elle a une plus forte probabilité d'être juste qu'une forme plus complexe. Par ailleurs, cette technique ne s'applique qu'à une portion restreinte de la scène.

La troisième piste tenterait d'exploiter les mesures de qualité des surfaces extraites employées dans les techniques d'optimisation. Les méthodes de minimisation d'énergie [Barnard, 1989], de maximisation de probabilité conditionnelle [Belhumeur et Mumford, 1992], ou plus simplement de maximisation d'une somme de contributions locales des points [Baillard *et al.*, 1996a] mettent explicitement en œuvre une définition de la qualité de la surface extraite. Comme nous l'avons dit, cette mesure n'a plus de sens absolu une fois optimisée. Toutefois, on pourrait, là encore, songer à une adaptation de ces techniques, rendant possible la confrontation de ces évaluations entre hypothèses concurrentes, de façon à les exploiter comme des estimateurs relatifs du risque d'erreur.

La démarche que nous proposons dans la suite s'inspire de ces réflexions. Nous pensons que, si les mesures utilisées dans un processus de mise en correspondance ne peuvent en aucun cas fournir un indicateur absolu de la qualité, elles peuvent servir de base à une estimation relative de l'ambiguïté de la décision proposée par le processus. L'estimation de l'ambiguïté n'est bien entendu pas un gage péremptoire de capacité à prédire les fautes d'appariement (un processus fixe décidant que la parallaxe est toujours nulle n'est jamais ambigu, et – presque – toujours faux). Toutefois, nous estimons que les qualités de robustesse montrées par des techniques d'appariement relativement simples autorisent à espérer que leur ambiguïté soit fortement corrélée avec leurs fautes, ceci indépendamment de la scène traitée.

3.3 Conclusion

Les réflexions de ce chapitre nous conduisent à proposer une stratégie de détection de changement d'architecture relativement simple, dont la robustesse devra reposer sur les précautions prises dans les phases d'extraction d'information. Cette stratégie se résume par les principes suivants :

- les bâtiments de la BDTopo sont évalués par comparaison à un modèle de la surface $3D$ issu d'un processus d'appariement à bas niveau du couple de photographies, indépendant de la base, associé à une procédure de classement des zones bâties ;
- les critères de comparaison utilisés traduisent la vérification des quatre composantes principales des spécifications de la base : une validation de l'emprise $2D$, une validation de la position $3D$ des contours, une vérification de l'homogénéité interne en Z des îlots, et un contrôle de l'exhaustivité de la représentation des cours intérieures ;
- la procédure d'appariement est munie d'un indicateur de qualité interne, destiné à pondérer les critères de comparaison au sein d'un formalisme représentant l'incertitude de ces mesures.

Au chapitre 4, nous étudions la mise au point du processus d'appariement, en développant les aspects liés à l'estimation automatique de sa qualité. La démarche suivie consiste à rechercher une mesure de l'ambiguïté des décisions de mise en correspondance, sous la forme d'une loi de probabilité dans l'espace des solutions possibles. Cette approche se démarque assez nettement des travaux précédents, n'abordant plus le problème de la restitution comme la recherche d'une surface, mais comme la recherche d'un estimateur des possibles. Elle nous a donc conduit à proposer nos propres algorithmes, dans un souci de simplification de l'implantation. Nous discutons des possibilités d'intégrer certains éléments des démarches antérieures en conclusion.

Le chapitre 5 aborde ensuite les composantes de la phase de détection des changements à proprement parler. Nous discutons la définition de mesures de comparaison traduisant les spécifications de la base, en analysant, à l'appui des réflexions de la section 3.1.3, la prise en compte de l'incertitude des données sources sur lesquelles elles portent. Un schéma général de l'application est ensuite proposé.

Chapitre 4

Qualification des surfaces 3D extraites

4.1 Introduction

L'objectif de cette phase de l'étude est la mise au point d'indicateurs de qualité internes aux algorithmes de mise en correspondance de couples de photographies aériennes, permettant d'assurer ensuite une meilleure fiabilité au processus de décision des changements par comparaison entre modèle vecteur et modèle numérique d'élévation extrait par appariement.

4.1.1 Démarche générale

La démarche que nous avons adoptée s'est, au départ, appuyée sur deux remarques naïves. La première concerne le comportement remarquable du système visuel humain pour le déchiffrement des stéréogrammes aléatoires. Dépourvus de toute indication de couleur ou de toute ressemblance de la scène avec l'univers appris, les stéréogrammes aléatoires sont (plus ou moins) aisément décodés par les individus aptes à la vision stéréoscopique. Ce constat met en valeur la capacité d'interprétation du relief par le système visuel sur le seul principe de la fusion des deux images (dont on sait bien entendu qu'il n'est pas le seul à intervenir dans la vision 3D – voir [Ninio, 1996], par exemple).

La seconde porte sur les performances moyennes des algorithmes de mise en correspondance. La littérature offre une abondance de méthodes de mise en correspondance d'imagerie aérienne ou spatiale, dont les résultats apparaissent marginalement différents¹. Une simple optimisation par programmation dynamique le long de chaque ligne épipolaire semble suffisante, la plupart du temps, pour obtenir un résultat minimisant presque le nombre de fautes (pourvu que la stratégie de calcul soit assez soigneuse, en particulier au niveau de la cohérence inter-ligne, comme dans [Baillard *et al.*, 1996a]).

La question que nous posent ces deux remarques est la suivante. La restitution de la surface 3D a souvent été présentée comme un problème mal posé, au sens où les contraintes imposées à bas niveau laissent trop de degrés de liberté au problème. Pour autant, l'ambiguïté de ce problème est-elle réelle? Si des stratégies ne faisant intervenir aucun modèle de forme peuvent extraire les volumes principaux avec de rares erreurs, un simple critère de cohérence (pas de trop petite surface isolée) ne suffit-il pas à contraindre le problème de façon satisfaisante?

1. Cette remarque ne remet pas en cause les recherches sur ce sujet : la marge de différence porte sur des points souvent primordiaux en interprétation d'image, comme la précision de restitution des frontières (cf. chapitre 3); par contre, au niveau de la restitution des grandes masses (à l'échelle du bâtiment sur nos images), les faiblesses des algorithmes fonctionnant à bas niveau sont constantes, et largement fonction des mesures de ressemblance locale utilisées.

A l'appui de ces réflexions, l'analyse de la section 3.2.2 nous incite à rechercher une qualification absolue des extractions dans la confrontation de qualités relatives, attribuées aux hypothèses d'extractions concurrentes par une modélisation donnée du problème de l'appariement.

Nous proposons donc ici une étude de l'évaluation de l'ambiguïté de la restitution à bas niveau de la surface $3D$, par confrontation des différentes solutions possibles, et dont l'objectif est de déduire un indicateur de fiabilité permettant la prédiction des fautes.

4.1.2 Modélisation

Pour donner un cadre formel à cette réflexion, nous avons choisi d'aborder une modélisation probabiliste des processus d'appariement ligne à ligne. La définition d'une loi de probabilité nous paraît bien adaptée à l'étude d'un problème dont les solutions sont exclusives : les processus d'appariement d'images aériennes construisent, pour la plupart, des modélisations numériques du terrain pour lesquelles une seule altitude est définie en chaque point de l'espace $2D$ – couramment dénommées modélisations $2D\frac{1}{2}$. Par ailleurs, ce type de formalisme donne accès à des outils mathématiques bien établis.

4.1.3 Plan du chapitre

La figure 4.1 donne un exemple caricatural des situations que nous souhaitons identifier. De telles périodicités sont évidemment assez rares dans les images aériennes. Toutefois, des situations comparables se produiront au voisinage du bord des bâtiments (où il peut y avoir ambiguïté entre un appariement au sol ou au bord du toit), de même que sur les zones à faible contraste (où des homologues contradictoires seront trouvés dans le bruit de l'image), qui sont des cas largement plus courants.

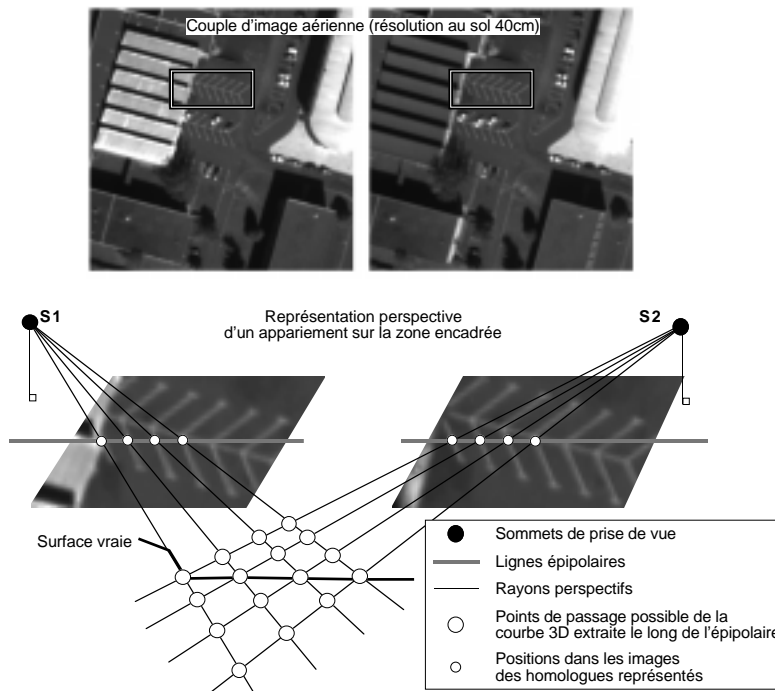


FIG. 4.1: *Effet d'une périodicité sur l'ambiguïté des homologues possibles.*

Dans de tels cas, la seule mesure locale d'une ressemblance entre l'image gauche et l'image droite ne suffit pas pour reconnaître les lieux de passage de la bonne solution. Une modélisation locale de la surface ne lèvera pas plus l'ambiguïté. C'est donc seulement le calcul d'un optimum global qui permettra de faire un choix, la question étant de savoir comment assurer que l'optimum trouvé n'est pas erroné.

Le point de vue que nous adoptons est de conserver l'ensemble des solutions possibles, représentées sous la forme d'un graphe, dont les nœuds sont les extrema locaux d'une mesure de ressemblance telle que le coefficient de corrélation linéaire. Ce chapitre aborde la définition d'un algorithme calculant une loi de probabilité dans ces graphes, en exploitant la concurrence entre les différents chemins du graphe, solutions possibles de l'appariement.

Il se divise en deux parties principales. Dans la première (4.2), nous examinons cette question sur un plan formel. La section (4.2.1) introduit les notations adoptées, et présente les hypothèses de départ qui permettent de démontrer (section 4.2.2) l'exhaustivité d'une représentation sous la forme d'un graphe au nombre d'arcs réduit, et d'établir que les lois de probabilités définies sur de tels graphes obéissent à des relations de flux.

Ces relations, que l'on peut voir comme des contraintes de normalisation, rendent difficile la construction d'une loi de probabilité quelconque. Dans la section 4.2.3, nous abordons donc l'étude des lois markoviennes, pour démontrer d'une part, que le graphe ne peut pas avoir d'orientation privilégiée, et d'autre part que les probabilités conditionnelles dans les deux sens de propagation possibles sont liées par une équation de flux dans le graphe. Les démonstrations rigoureuses s'arrêtent à ce constat, qui nous amène à proposer des méthodes de construction ad hoc.

La section 4.2.4 aborde la question de la construction de lois de probabilité d'ordre 1 sur un plan général, en partant de probabilités conditionnelles locales données : les relations de flux démontrées précédemment rendent incohérentes les probabilités conditionnelles données dans les deux sens, et nous conduisent à proposer la définition ad hoc d'une loi moyenne. Dans la section 4.2.5, le choix des probabilités conditionnelles locales est abordé : nous en proposons une formulation utilisant un modèle autorégressif de la trajectoire cherchée dans le graphe. La section 4.2.6 propose une seconde méthode de construction d'une loi de probabilité, sortant du cadre des lois d'ordre 1 abordées dans la section 4.2.4. Cette partie se conclue par une réflexion sur la nécessité des hypothèses de départ (4.2.7).

Dans la seconde partie du chapitre (4.3), la définition algorithmique d'une modélisation est abordée. L'utilisation des méthodes proposées dans la partie précédente suppose la choix d'une mesure de ressemblance locale (section 4.3.1), la définition d'un modèle autorégressif des trajectoires du graphe (section 4.3.2), et l'ajustement d'un certain nombre de paramètres (section 4.3.3). Ces questions sont abordées de façon détaillée pour justifier l'emploi de la méthode dans un contexte entièrement automatique. La section 4.3.4 précise enfin la mise en œuvre des méthodes proposées.

4.2 Approche théorique

4.2.1 Cadre choisi

Discrétisation de l'espace

La confrontation des différentes solutions possibles pour l'appariement de deux images aériennes suppose que l'on en définisse une représentation. Restreintes aux modélisations $2D\frac{1}{2}$,

ces solutions peuvent être conçues comme une famille de fonctions $Z = f(X, Y)$ définies sur un espace de coordonnées cartographiques. La manipulation directe de ces fonctions paraît pourtant difficile. Si cette formulation a déjà été adoptée dans le cadre de méthodes d'extraction de surfaces $3D$, cela a généralement été au prix d'une restriction de l'espace aux fonctions régulières (par exemple dans les méthodes variationnelles de [March, 1992]). Dans notre cas (restitution d'un environnement bâti), la seule continuité des fonctions pose problème en tant qu'hypothèse contradictoire avec la réalité modélisée.

En pratique, Riccardo March a proposé des solutions à la prise en compte des discontinuités au sein de modélisations continues (et même de classe C^2). Nous constatons cependant que de telles approches n'ont fait leurs preuves que sur des images synthétiques, et qu'à contrario, les méthodes d'appariement d'image aériennes ayant montré des résultats opérationnels sont celles qui ont rejeté l'hypothèse de continuité (e.g. [Gabet *et al.*, 1994], [Baillard, 1997]).

La littérature offre quelques alternatives, soit à base de fonctions discontinues (comme dans le cas de [Polidori, 1991], qui modélise le terrain naturel par des surfaces fractales) ou continues presque partout (comme les fonctions de Lipschitz proposées par [Pollard *et al.*, 1986]), soit fondées sur une décomposition de la scène en objets représentables par des modèles adaptés ([Fua, 1997] emploie des techniques variationnelles pour optimiser l'exactitude de la géométrie $3D$ de ce type de modèle).

Appliquée à l'extraction $3D$, cette dernière solution supposerait une reconnaissance automatique assez complète des objets du site. Nous avons rejeté cette démarche au chapitre 3. Nous n'avons pas exploré les autres approches et avons donc opté pour une représentation en extension, discrète et finie, des solutions.

Discrétisation par la mesure.

Peu de travaux ont abordé la représentation discrète de l'espace des solutions d'une procédure d'appariement. A notre connaissance, les seules recherches s'y rattachant concernent l'utilisation d'une représentation volumique explicite de l'espace $3D$, soit par des Voxels, soit par la représentation de nuages de primitives $3D$ (des points, comme dans les travaux en cours au laboratoire Image de l'E.N.S.T.² sous la direction de H.Maître, ou des segments, comme dans [Henricsson *et al.*, 1996]). Ces méthodes d'extraction mettent en œuvre la reconstruction de la surface $3D$, ou d'objets particuliers [Henricsson *et al.*, 1996], en mettant en concurrence plusieurs hypothèses contradictoires.

Notre approche se rattache à ces dernières méthodes. Nous considérons que le processus d'appariement étudié s'appuie sur une ou plusieurs mesures de ressemblance locale entre les deux images, produisant des primitives que nous appelons hypothèses $3D$. L'ensemble de ces primitives constitue les lieux de passage possible de la surface $3D$ qui n'est pas représentée en tant que telle, mais seulement sur cet échantillon. Ce choix présente deux avantages par rapport à une représentation des surfaces sur des Voxels, c'est à dire comme fonctions échantillonnées en (X, Y) et quantifiées en Z . D'une part, la représentation n'est pas inféodée à un système de projection. Elle pourra être utilisée dans l'espace objet comme dans l'espace image. D'autre part, ce mode d'échantillonnage irrégulier a l'avantage d'une représentation plus compacte, puisque seules les régions de l'espace où une information est mesurable sont représentées.

Ce mode de représentation est limitatif, dans le sens où il repose sur une extraction de primitives $3D$ à bas-niveau, et où il ne donne pas de représentation complète des surfaces (tant

2. École Nationale Supérieure des Télécommunications.

que les fonctions d'interpolation entre les primitives ne sont pas explicitées). Il recouvre cependant la très grande majorité des algorithmes d'appariements, qui peuvent presque toujours se définir en dissociant les mesures locales utilisées et la stratégie de recherche de la surface. Quant au problème de l'interpolation des surfaces, nous préférons l'écartier pour l'instant, à la fois pour des raisons pratiques (il est difficile de proposer un modèle générique d'interpolation pour des scènes réelles), et par rapport à la philosophie de notre démarche (nous souhaitons poser la question de l'ambiguïté de l'appariement en limitant les hypothèses de départ - voir ci-après).

Analyse par sections planes.

Considérer l'ensemble des surfaces possibles s'appuyant sur un nuage de primitives $3D$ conduit de toute évidence à une forte combinatoire. Classiquement, on limite le nombre d'hypothèses explorées en imposant des contraintes liées au type d'objets cherché. Dans le cas du bâti, on cherchera par exemple des facettes planes, assemblées avec des règles de symétrie. La recherche combinatoire de toutes les solutions est alors possible, pourvu qu'elle soit locale, qu'elle repose sur un nombre relativement faible de primitives $3D$, et qu'une stratégie d'abandon des hypothèses trop faibles en cours de construction soit définie (comme dans [Henricsson *et al.*, 1996], par exemple).

Nous avons souhaité aborder cette question sous un angle plus général en nous affranchissant dans un premier temps de toute modélisation de forme. En l'absence de modèle d'objet, les surfaces possibles ne sont pratiquement limitées que par les contraintes photogrammétriques dans les sections épipolaires du couple d'images (contrainte d'ordre sous l'hypothèse de l'absence d'objet transparent). Les sections épipolaires de la scène présentent en ce sens un intérêt particulier, démontré par l'efficacité des algorithmes d'appariement par lignes épipolaires indépendantes (e.g. [Baillard, 1997]).

Nous avons donc choisi de limiter notre étude à l'analyse des sections des surfaces possibles par des surfaces quasi-verticales. Cette limitation ne permettra pas de qualifier complètement les surfaces possibles (l'intégration des relations entre sections n'est pas abordée). Elle permet toutefois, sous certaines hypothèses, de limiter suffisamment la combinatoire pour rendre manipulable une représentation complète des possibles, et d'aborder ainsi une réflexion indépendante des modèles de surface choisis. Le formalisme proposé est général au sens où il s'applique à toute section par une surface pour laquelle les hypothèses $3D$ sont soumises à une contrainte d'ordre - ce pourquoi nous parlons de sections quasi-verticales, puisque l'un des ordres toujours possibles est celui d'une abscisse horizontale arbitraire (modélisation $2D\frac{1}{2}$). En pratique, il est clair que les sections les plus intéressantes restent les sections épipolaires, pour lesquelles la contrainte d'ordre sur les coordonnées image est plus forte.

Dans la suite, les hypothèses $3D$ désigneront donc des points de ces sections, tandis que nous appellerons courbes $3D$ les courbes intersections de la section verticale avec les surfaces $3D$ possibles. Dans les illustrations, les surfaces produites par appariements seront en pratique des collections de courbes $3D$ indépendantes restituées ligne par ligne (ou colonne par colonne).

Univers et notations.

Nous considérons donc un ensemble $\Omega = \{h_i\}$ d'hypothèses $3D$, lieux possibles de passage des courbes $3D$, réalisations de la surface $3D$ dans la section verticale considérée. Plus précisément, ces courbes sont assimilées à leur fonction indicatrice ε définie sur Ω et à valeur dans $\{0, 1\}$. Nous

parlerons donc indifféremment des courbes $3D$, des courbes ε , ou des indicatrices ε . E désignera dans la suite l'ensemble de ces indicatrices.

La restitution d'une courbe ε est considérée comme la réalisation d'une variable aléatoire $\tilde{\varepsilon}$. Pour simplifier les notations, et dans le mesure où le contexte n'est pas ambigu, l'événement $\tilde{\varepsilon} = \varepsilon$ sera noté ε . Dans le même esprit, l'événement $\tilde{\varepsilon}(h_i) = 1$, qui désigne l'appartenance de h_i à la courbe $3D$ réalisation du processus aléatoire, sera noté h_i .

On écrira ainsi en particulier, pour $\varepsilon \in E$ et pour $h_i \in \Omega$:

$$\begin{aligned} P(\tilde{\varepsilon} = \varepsilon) &= P(\varepsilon) \\ P(\tilde{\varepsilon}(h_i) = 1) &= P(h_i) \end{aligned}$$

Les indicatrices ε définissent un ensemble d'événements disjoints l'un de l'autre. La probabilité de l'événement h_i s'écrit donc :

$$\begin{aligned} P(h_i) &= P(\tilde{\varepsilon}(h_i) = 1) = P\left(\bigvee_{\varepsilon \in E, \varepsilon(h_i)=1} (\tilde{\varepsilon} = \varepsilon)\right) \\ &= P\left(\bigvee_{\varepsilon \in E, \varepsilon(h_i)=1} \varepsilon\right) = \sum_{\varepsilon \in E, \varepsilon(h_i)=1} P(\varepsilon) \end{aligned} \quad (4.1)$$

cette relation s'étendant naturellement à toute conjonction de points de Ω :

$$\forall O \subset \Omega, P\left(\bigwedge_{h_i \in O} h_i\right) = \sum_{\substack{\varepsilon \in E \\ \forall h_i \in O, \varepsilon(h_i)=1}} P(\varepsilon) \quad (4.2)$$

Nous nous intéressons particulièrement à la définition des mesures $P(h_i)$, qui qualifient les hypothèses $3D$ issues des mesures de ressemblances locales entre les images. Nous supposons que les h_i sont partiellement ordonnés par une relation R , dite relation de compatibilité, réflexive (toute hypothèse est compatible avec elle-même), antisymétrique et transitive. Dans le cas d'une section quasi-v verticale pour laquelle une abscisse x a été définie, R peut être définie par (pour $h_1 \neq h_2$) :

$$h_1 R h_2 \iff x(h_1) < x(h_2)$$

et dans le cas d'une section épipolaire pour laquelle deux abscisses x_g et x_d sont définies sur chacune des images du couple, la relation R sera classiquement la relation traduisant la contrainte d'ordre (toujours pour $h_1 \neq h_2$) :

$$h_1 R h_2 \iff (x_g(h_1) < x_g(h_2)) \wedge (x_d(h_1) < x_d(h_2))$$

La relation de compatibilité non orientée $((h_1 R h_2) \vee (h_2 R h_1))$ sera notée R^* . La négation de R sera notée \overline{R} , et la négation de R^* , $\overline{R^*}$.

Hypothèses de départ

Les h_i sont en pratique des primitives $3D$ qualifiées à l'issue de leur extraction par un vecteur de mesure μ . Dans les démarches classiques de modélisation probabiliste, on s'intéresse à la définition d'une loi de probabilité $P(\varepsilon(h_i)|\mu)$, connaissant ces mesures en tout point h de Ω , et avec l'appui éventuel d'un modèle de la surface cherchée. Sans exclure une démarche similaire, nous nous intéressons ici en premier lieu aux contraintes de normalisation de la loi P .

La première hypothèse faite dans cette approche est sous-jacente à la définition même de l'univers de travail. Le choix de l'ensemble E des indicatrices binaires, et donc mutuellement exclusives, cache une modélisation de la notion d'incompatibilité comme une relation certaine (en cohérence avec la définition de la relation R comme une relation certaine). Comme nous l'avons dit, cette notion repose sur l'existence d'un ordre dans le plan d'analyse, ordre lié à la fois aux contraintes photogrammétriques et à la modélisation $2D\frac{1}{2}$. Considérer cet ordre comme certain, c'est faire abstraction simultanée de l'incertitude géométrique sur la position des primitives extraites, et de l'inadéquation du modèle $2D\frac{1}{2}$ à la réalité :

$$\text{Les relations de compatibilité géométrique sont considérées comme certaines} \quad (\text{H0})$$

Ce choix se justifie dans le cadre de nos objectifs, en admettant que, pour une tâche de mise à jour, l'exactitude géométrique des surfaces extraites par appariement peut être reléguée au second plan. L'efficacité des méthodes de programmation dynamique, qui reposent sur une définition stricte de la relation d'ordre, montre, par ailleurs, que cette hypothèse ne semble pas trop handicaper l'extraction grossière des corps de bâtiment. Nous sommes toutefois conscients que cette option constituera une réelle limitation à l'extension du modèle aux approches par fusion multi-échelles, pour lesquelles toutes les primitives n'ont pas une exactitude géométrique cohérente avec la résolution de travail.

Nous émettons de plus les deux hypothèses suivantes :

- premièrement, nous supposons que la surface vraie est non-contradictoire vis à vis de la relation d'ordre de compatibilité ;
- deuxièmement, nous supposons le processus d'extraction exhaustif : nous entendons par là qu'une hypothèse $3D$ pour laquelle aucune hypothèse contradictoire n'aurait été extraite appartient nécessairement à la courbe $3D$, ou, autrement dit, que toute hypothèse $3D$ n'appartenant pas à la courbe est contredite par au moins une hypothèse $3D$ de cette dernière.

Plus formellement, ces hypothèses peuvent s'écrire :

$$\forall \varepsilon \in E, [P(\varepsilon) > 0] \implies [\forall \{h_i, h_j\} \in \Omega^2, (\varepsilon(h_i) = 1 \wedge \varepsilon(h_j) = 1) \implies (h_i R^* h_j)] \quad (\text{H1})$$

$$\forall \varepsilon \in E, [P(\varepsilon) > 0] \implies [\forall h_i \in \Omega, (\varepsilon(h_i) = 0) \implies (\exists h_j \in \Omega, (\varepsilon(h_j) = 1) \wedge (h_i \overline{R^*} h_j)))] (\text{H2})$$

L'hypothèse $H1$ est naturelle, dans la mesure où elle traduit simplement la non contradiction du modèle. L'hypothèse $H2$ peut paraître plus contestable. Il n'existe pas de processus d'extraction de primitive réellement exhaustif. Elle reste admissible dans cette étude dans la mesure où nous cherchons une probabilité qualifiant un processus d'extraction de façon interne : le domaine des possibles est ainsi par définition limité aux extractions effectuées. Elle signifie donc que la loi de probabilité cherchée caractérisera l'ambiguïté des courbes $3D$ observables par le processus, définie par comparaison des hypothèses $3D$ contradictoires entre elles, plutôt que leur probabilité d'erreur dans l'absolu. En ce sens, l'hypothèse $H2$ doit être prise comme une limitation consentie de notre étude. Nous verrons cependant qu'elle ne constitue pas une limitation théorique à notre propos dans la section 4.2.7.

4.2.2 Propriétés fondamentales

Points consécutifs et réalisations de la courbe 3D

Définition 1 Nous nommons points consécutifs pour la relation R toute paire d'hypothèses (h_i, h_j) vérifiant :

$$h_i R h_j \\ \text{et } \forall h \in \Omega, [(h_i R h \implies h \overline{R} h_j) \wedge (h R h_j \implies h_i \overline{R} h)]$$

Nous dirons que h_j est le successeur de h_i , et que h_i est le prédécesseur de h_j .

Propriété 1 Les fonctions ε de probabilité non nulle sont les fonctions dont le support est une suite de points consécutifs commençant et finissant en des points terminaux, c'est à dire sans prédécesseur dans Ω pour le premier point, et sans successeur dans Ω pour le dernier.

Cette propriété résulte directement des hypothèses $H1$ et $H2$. En premier lieu, l'hypothèse $H2$ impose l'appartenance de points terminaux au support de ε . En effet, par l'absurde, en considérant le dernier point h_n du support de ε , et en le supposant non-terminal :

$$h_n \text{ non-terminal, dernier point du support } \implies \exists h \in \Omega, (h_n R h) \wedge (\varepsilon(h) = 0)$$

et d'après $H2$:

$$(\varepsilon(h) = 0) \implies \exists h' \in \Omega, (\varepsilon(h') = 1) \wedge (h' \overline{R}^* h)$$

et,

$$\begin{aligned} \text{par transitivité de } R, (h' \overline{R}^* h) \wedge (h_n R h) &\implies (h' \overline{R} h_n) \\ \text{et d'après } H1, (\varepsilon(h') = 1) \wedge (h' \overline{R} h_n) &\implies h_n R h' \end{aligned}$$

ce qui contredit l'affirmation définissant h_n comme le dernier point du support. On démontre de la même manière que le premier point du support est terminal.

En second lieu, on démontre la propriété pour les points non terminaux également par l'absurde. En effet, s'il existe un point du support de ε , supposé non terminal, et dont aucun successeur n'appartient au support, alors :

$$\exists (h_1, h_3) \in \Omega^2, (\varepsilon(h_1) = 1, \varepsilon(h_3) = 1) \wedge (\forall h | (h_1 R h R h_3), \varepsilon(h) = 0)$$

or, d'après $H2$,

$$(\varepsilon(h) = 0) \wedge (P(\varepsilon) \neq 0) \implies \exists h_2 \in \Omega, (\varepsilon(h_2) = 1) \wedge (h \overline{R}^* h_2)$$

et R étant transitive,

$$(h \overline{R}^* h_2) \implies (h_2 \overline{R} h_1) \wedge (h_3 \overline{R} h_2)$$

L'hypothèse $H1$ assure alors :

$$(P(\varepsilon) \neq 0) \wedge ((h_2 \overline{R} h_1) \wedge (h_3 \overline{R} h_2)) \implies (h_1 R h_2 R h_3)$$

ce qui est contradictoire avec la prémisse.

Les suites de points consécutifs représentent ainsi les seules réalisations possibles de la courbe 3D. Cette conséquence de l'hypothèse d'exhaustivité en donne également une traduction. On

peut démontrer réciproquement que les lois dont toutes les indicatrices ε de probabilité non nulle ont des supports constitués de points consécutifs, et allant jusqu'aux extrémités de la scène, vérifient nécessairement $H2$. Nous verrons dans la section 4.2.7 que l'hypothèse $H2$ peut ainsi être généralisée, en l'exprimant en fonction des caractéristiques des chemins de probabilité non nulle.

Dans la suite, nous désignons par E^* le sous-ensemble de E des fonctions ε de probabilité non nulle.

Représentation des courbes 3D par un graphe.

La propriété précédente permet d'adopter une représentation implicite de l'ensemble des courbes 3D possibles. La relation « est successeur de » définit en effet, sur Ω , un graphe orienté, que nous complétons arbitrairement d'un point initial et d'un point final (par ajout éventuel d'hypothèses 3D fictives, $\inf(\Omega)$ et $\sup(\Omega)$ pour la relation R), et dans lequel les supports des réalisations ε de probabilité non nulle sont les chemins reliant le point final au point initial.

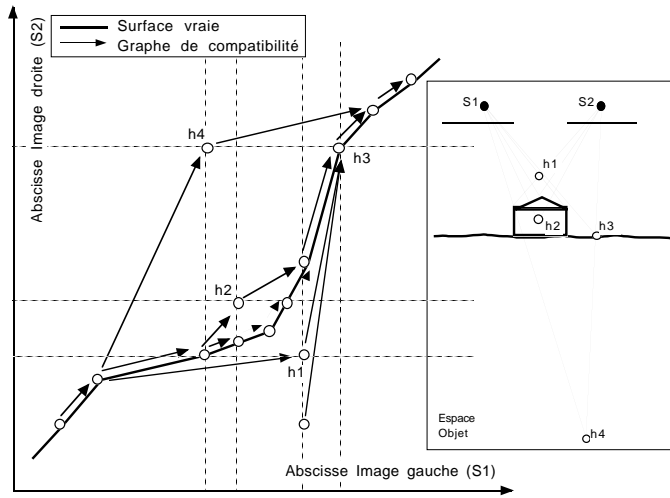


FIG. 4.2: Graphe de compatibilité représentant l'ensemble des courbes 3D possibles dans le cas d'un appariement épipolaire.

Cette représentation que nous appelons graphe de compatibilité de la relation R , noté G_R , et illustrée par la figure 4.2, permet de manipuler l'ensemble des courbes 3D possibles sans avoir à les instancier (ce que la forte combinatoire du problème ne permettrait pas).

Flux conservatifs des probabilités

Propriété 2 Dans le graphe orienté de compatibilité G_R , les probabilités des hypothèses 3D h peuvent être considérées comme les valeurs d'un flux conservatif dont les coefficients de transmission le long des arcs sont les probabilités conditionnelles $P(h|v_i^-(h))$, où $v_i^-(h)$ désigne pour chaque arc i de nœud final h , le prédécesseur de h , nœud initial de l'arc. La même propriété est vérifiée pour le graphe orienté en sens inverse.

En effet, de ce qui précède, on déduit, en notant $V^-(h)$ l'ensemble des prédécesseurs de h ,

$$P(h) = \sum_{\varepsilon \in E, \varepsilon(h)=1} P(\varepsilon) \text{ d'après 4.1}$$

$$\begin{aligned}
&= \sum_{h_i \in V^-(h)} \left(\sum_{\varepsilon(h_i)=1 \wedge \varepsilon(h)=1} P(\varepsilon) \right) \text{ les conditions } \varepsilon(h_i) = 1 \text{ étant exclusives} \\
&= \sum_{h_i \in V^-(h)} P(h_i \wedge h) \text{ par définition de la probabilité des bipoints} \quad (4.3) \\
&= \sum_{h_i \in V^-(h)} P(h|h_i)P(h_i) \text{ par application de la loi de Bayes} \quad (4.4)
\end{aligned}$$

le flux étant par ailleurs conservatif, puisque, en notant $V^+(h)$ l'ensemble des successeurs de h ,

$$\begin{aligned}
\sum_{h_i \in V^+(h)} P(h_i|h) &= \frac{1}{P(h)} \sum_{h_i \in V^+(h)} P(h_i|h)P(h) \\
&= \frac{1}{P(h)} \sum_{h_i \in V^+(h)} P(h_i \wedge h) = 1.0 \quad (4.5)
\end{aligned}$$

car symétriquement à l'équation 4.3

$$P(h) = \sum_{h_i \in V^+(h)} P(h_i \wedge h) \quad (4.6)$$

On montre de la même manière que :

$$P(h) = \sum_{h_i \in V^+(h)} P(h|h_i)P(h_i)$$

avec

$$\sum_{h_i \in V^-(h)} P(h_i|h) = 1.0 \quad (4.7)$$

Autrement dit, tout événement h implique à la fois l'un de ses prédécesseurs et l'un de ses successeurs, et les ensembles de ses prédécesseurs (resp. de ses successeurs) constituent des événements disjoints.

Cette propriété exprime la double causalité liant les hypothèses $3D$ du graphe G_R , dans les sens croissant et décroissant. Elle nous munit par ailleurs d'une analogie physique (les flux) qui traduit les conditions de normalisation de la loi dans le graphe G_R sans plus nécessiter l'explicitation des probabilités des courbes $3D$.

En particulier, le caractère conservatif des flux assure à lui seul que toute somme des probabilités de points incompatibles entre eux tels que toute courbe $3D$ passe par au moins l'un d'eux sera normalisée à 1.0. On dira plus simplement que la loi de probabilité est normalisée sur toute section du graphe.

La donnée de deux flux conservatifs dans les sens croissant et décroissant de R vérifiant une condition d'égalité aux nœuds n'est toutefois pas suffisante pour définir la loi (c'est à dire attribuer une mesure de probabilité à tout chemin reliant les extrémités du graphe). Le nombre de chemins possibles est en effet exponentiellement plus grand que le nombre de nœuds et d'arcs (nombre d'équations du type de 4.1 disponibles). L'étude de lois de probabilités particulières va nous donner les outils nécessaires à leur construction complète.

4.2.3 Lois à causalité d'ordre fini

La prise en compte de la compatibilité entre hypothèses $3D$ au sens strict ($H0$) n'est pas sans incidence sur le conditionnement a posteriori des lois de probabilité définies sur l'univers de travail. En effet (en notant \setminus la différence ensembliste),

$$\begin{aligned} P(h \mid \Omega \setminus \{h\}) &= P(\tilde{\varepsilon}(h) = 1 \mid \tilde{\varepsilon}_{\Omega \setminus \{h\}}), \tilde{\varepsilon}_{\Omega \setminus \{h\}} \text{ désignant la restriction de } \tilde{\varepsilon} \text{ à } \Omega \setminus \{h\} \\ &= \begin{cases} 0, & \text{si } h \text{ n'appartient pas au support} \\ P(\tilde{\varepsilon}(h) = 1 \mid \tilde{\varepsilon}_{\{h_i \mid \varepsilon(h_i)=1\}}) = P(h \mid h_i, \tilde{\varepsilon}(h_i) = 1), & \text{si } h \text{ sur le support} \end{cases} \end{aligned}$$

Cette remarque nous conduit à envisager chaque chemin $\varepsilon \in E^*$ du graphe G_R comme une chaîne causale, dans le sens croissant ou décroissant, indépendante du reste du graphe.

Nous appelons voisinage amont d'ordre n d'un point h du support de ε , et notons $V_\varepsilon^{-n}(h)$ le sous-ensemble $\{h_i\}_{i \in [1, n]}$ du support de ε constitué de points consécutifs, et dont le dernier est prédécesseur de h . Par convention, h_1 notera le prédécesseur de h , h_2 , le prédécesseur de h_1 , etc. La notation $V_\varepsilon^{-\infty}(h)$ désigne par analogie l'ensemble ordonné $\{h_i \in \Omega \mid \varepsilon(h_i) = 1 \wedge h_i R h\}$.

Symétriquement, nous appelons voisinage aval d'ordre n d'un point h du support, noté $V_\varepsilon^{+n}(h)$, l'ensemble des n points consécutifs du support $\{h_i\}_{i \in [1, n]}$ vérifiant $h R h_1 R h_2 R \dots R h_n$, et nous notons $V_\varepsilon^{+\infty}(h)$ l'ensemble de tous les points du support de ε supérieurs à h .

Définition 2 *Nous appelons lois à causalité croissante d'ordre n les lois de probabilité sur E pour lesquelles la probabilité de tout point h conditionnelle au passé s'exprime :*

$$\forall \varepsilon \in E^*, \quad \forall h \mid \varepsilon(h) = 1, P(h \mid V_\varepsilon^{-\infty}(h)) = P(h \mid V_\varepsilon^{-n}(h)) \quad (4.8)$$

Symétriquement, les lois à causalité décroissantes d'ordre n sont celles qui vérifient :

$$\forall \varepsilon \in E^*, \quad \forall h \mid \varepsilon(h) = 1, P(h \mid V_\varepsilon^{+\infty}(h)) = P(h \mid V_\varepsilon^{+n}(h)) \quad (4.9)$$

Ces deux propriétés définissent chaque chemin du graphe comme une chaîne de Markov orientée. Les lois à causalité croissante (resp. décroissante) sont donc en d'autres termes les lois définies par un treillis dont tous les sous-ensembles ordonnés seraient des chaînes de Markov liées par les conditions de normalisation globales évoquées dans les sections précédentes.

Propriété 3 *La probabilité de toute réalisation $\varepsilon \in E^*$ de la courbe $3D$ d'une loi à causalité croissante d'ordre n s'exprime comme le produit des probabilités de chaque point du support de ε conditionnées par le voisinage amont d'ordre n du point sur le support :*

$$\forall \varepsilon \in E^*, P(\varepsilon) = \prod_{h \in \Omega, \varepsilon(h)=1} P(h \mid V_\varepsilon^{-n}(h)) \quad (4.10)$$

Symétriquement, les lois à causalité décroissante d'ordre n vérifient :

$$\forall \varepsilon \in E^*, P(\varepsilon) = \prod_{h \in \Omega, \varepsilon(h)=1} P(h \mid V_\varepsilon^{+n}(h)) \quad (4.11)$$

Cette propriété est immédiate comme conséquence de la loi de Bayes dans le formalisme adopté, pour lequel le graphe a été complété de points terminaux dont la probabilité est égale à 1.0 (puisque toutes les réalisations de la courbe $3D$ passent par ces points), et en considérant que les voisinages amont des premiers points (resp. aval des derniers points) de chaque support sont complétés à n points par la répétition du premier (resp. dernier) point du graphe pour simplifier les notations. Notons également que par convention (et pour compléter la définition des points fictifs que nous notons h_0 pour $\inf_R(\Omega)$ et h_∞ pour $\sup_R(\Omega)$) :

$$\forall h \in \Omega, P(h \mid h_0) = P(h) = P(h \mid h_\infty) \quad (4.12)$$

Théorème. *Toute loi causale à causalité croissante (resp. décroissante) d'ordre n est causale à causalité décroissante (resp. croissante) d'ordre n . Les probabilités des courbes 3D possibles se calculent à une constante près comme les produits d'une fonction de gain positive sur ses cliques d'ordre $n + 1$ le long des chemins de son graphe de compatibilité.*

Réciproquement, toute fonction de gain positive définie sur les cliques d'ordres $n + 1$ du graphe de compatibilité définit, en attribuant aux courbes 3D possibles une probabilité proportionnelle au produit des gains le long des chemins du graphe, une loi de probabilité à causalité croissante et décroissante d'ordre n .

Cette propriété montre que les lois à causalité croissante (resp. décroissante) sont en fait non orientées, de même que les chaînes de Markov qui les constituent. Elle fournit par ailleurs une méthode de construction possible de telles lois, par simple affectation d'une fonction de gain aux cliques. Nous en proposons, dans la suite, une démonstration par récurrence sur l'ordre de la causalité, tout en abordant les propriétés calculatoires de telles lois.

Causalité d'ordre 1

À l'ordre 1, les cliques d'ordre 2 de la loi causale, que nous supposons croissante pour les besoins de la démonstration, sont les arcs du graphe de compatibilité G_R . De façon évidente, en notant les arcs du graphe $a_{i,j} = a(h_i, h_j)$, avec h_j successeur de h_i , et en définissant le gain $g_{i,j} = g(h_i, h_j) = g(h_j, h_i)$ de chaque arc $a_{i,j}$ par :

$$\forall \varepsilon \in E^*, \forall (h_i, h_j) \in \Omega^2 \mid \varepsilon(h_i) = 1 \wedge h_j \in V_\varepsilon^{+1}(h_i), g_{i,j} = P(h_j \mid h_i)$$

il vient à la suite de 4.10 :

$$\forall \varepsilon \in E^*, P(\varepsilon) = \prod_{(h_i, h_j) \in \Omega^2, \varepsilon(h_i) = 1 \wedge h_j \in V_\varepsilon^{+1}(h_i)} g_{i,j}$$

La loi de probabilité étant entièrement déterminée par la connaissance de la probabilité de ses chemins (cf. relation 4.1), les probabilités des suites consécutives de points se calculent en fonction des $g_{i,j}$ de la manière suivante.

Nous appelons flux dans le sens croissant de la fonction de gain g en un point h , et notons $f^+(h)$ la valeur obtenue récursivement en affectant à h le produit des flux de ses prédécesseurs dans le sens croissant par les gains de ses arcs entrant correspondants. En reprenant la notation des voisinages employée au paragraphe 4.2.2 :

$$f^+(h) = \sum_{h_i \in V^-(h)} g(h_i, h) \cdot f^+(h_i)$$

$$\text{avec } f^+(h_0) = 1.0 \text{ par convention}$$

Symétriquement, le flux $f^-(h)$ dans le sens décroissant en un point est défini par :

$$f^-(h) = \sum_{h_i \in V^+(h)} g(h, h_i) \cdot f^-(h_i)$$

$$f^-(h_\infty) = 1.0$$

On vérifie aisément en utilisant 4.2 que, pour toute suite ordonnée dans le sens croissant $\{h_i\}_{i \in [1, n]}$ de points consécutifs du graphe,

$$P\left(\bigwedge_{i \in [1, n]} h_i\right) = f^+(h_1) \cdot \left(\prod_{i=1}^{n-1} g(h_i, h_{i+1})\right) \cdot f^-(h_n) \quad (4.13)$$

et donc que, pour $n \geq 3$

$$\begin{aligned}
P\left(h_1 \mid \bigwedge_{i=2}^n h_i\right) &= \frac{P\left(\bigwedge_{i=1}^n h_i\right)}{P\left(\bigwedge_{i=2}^n h_i\right)} \text{ (loi de Bayes)} \\
&= \frac{f^+(h_1) \cdot \left(\prod_{i=1}^{n-1} g(h_i, h_{i+1})\right) \cdot f^-(h_n)}{f^+(h_2) \cdot \left(\prod_{i=2}^{n-1} g(h_i, h_{i+1})\right) \cdot f^-(h_n)} \\
&= \frac{f^+(h_1)}{f^+(h_2)} \cdot g(h_1, h_2) \tag{4.14} \\
&= \frac{f^+(h_1) \cdot g(h_1, h_2) \cdot f^-(h_2)}{f^+(h_2) \cdot f^-(h_2)} \\
&= \frac{P(h_1 \wedge h_2)}{P(h_2)} \\
&= P(h_1 \mid h_2) \tag{4.15}
\end{aligned}$$

Cette propriété assure que la loi est causale d'ordre 1 dans le sens décroissant, et démontre le théorème.

Sa réciproque est une conséquence directe de ces relations. Les égalités 4.14 et 4.15 se retrouvent sous l'hypothèse d'une probabilité définie par un gain sur les arcs du graphe – dans le sens croissant comme dans le sens décroissant par symétrie des calculs – et il vient :

$$P(h_1 \mid h_2) = \frac{f^+(h_1)}{f^+(h_2)} \cdot g(h_1, h_2) \tag{4.16}$$

$$P(h_2 \mid h_1) = \frac{f^-(h_2)}{f^-(h_1)} \cdot g(h_1, h_2) \tag{4.17}$$

Ces équations assurent, par le même développement de la probabilité conditionnelle à l'ordre n que précédemment, que toute loi construite sur une fonction de gain multiplicative des arcs est à causalité croissante et décroissante d'ordre 1.

Il est intéressant de noter que le conditionnement d'un point par l'un de ses prédécesseurs dépend du flux f^- , c'est à dire de l'avenir potentiel des deux points et non de leur passé.

Causalité d'ordre supérieur

La généralisation à l'ordre 2 (et aux ordres supérieurs) est immédiate si l'on considère que pour toute suite de trois points consécutifs $\{h_1, h_2, h_3\}$ ordonnée par R , le conditionnement à l'ordre 2 de h_3 par h_1 et h_2 est équivalent à un conditionnement à l'ordre 1 sur les cliques à deux points (h_1, h_2) et (h_2, h_3) : $P(h_3 \mid h_1 \wedge h_2) = P(h_2 \wedge h_3 \mid h_1 \wedge h_2)$.

On peut ainsi rapporter le problème à un nouvel espace de travail, pour lequel les hypothèses h seront les cliques à deux points consécutifs de G_R , et la relation de compatibilité R sera obtenue par développement du graphe de compatibilité G_R en un graphe G_R^2 , dont les arcs lieront les cliques successives sur les chemins de G_R (représentant ainsi les cliques à trois points consécutifs du graphe G_R). La loi de probabilité à l'ordre 2 étudiée sur G_R est directement transposable en une loi à l'ordre 1 sur G_R^2 , les chemins des deux graphes étant par construction en correspondance bijective.

Le même procédé montre par récurrence le théorème pour tout ordre n .

4.2.4 Construction d'une loi

Difficultés

Le théorème démontré dans les sections précédentes fournit un résultat pratique intéressant : toute loi d'ordre fini est représentable par un graphe dans lequel les probabilités se calculent comme des flux, c'est à dire avec une complexité linéaire en fonction du nombre d'arcs du graphe.

Même si ce résultat n'est opératoire qu'aux ordres faibles, le nombre d'arcs du graphe de compatibilité étant, lui, fonction exponentielle de l'ordre de la loi, il ouvre des possibilités concrètes d'utilisation de lois de probabilités sur l'espace des courbes $3D$ possibles.

Cependant, la construction des ces lois nous replace devant l'alternative classique rencontrée dans les modélisations markoviennes :

- soit on définit la loi de probabilité par des grandeurs mathématiques aisément manipulables, mais d'interprétation physique difficile (le potentiel des cliques dans le cas markovien, la fonction de gain des arcs, dans le nôtre) ;
- soit on s'appuie sur une modélisation physique, mais les grandeurs que l'on en tire sont numériquement plus difficilement exploitables (les probabilités conditionnelles).

Cette difficulté nous a conduit à choisir une méthode de construction empirique, réalisant un compromis entre interprétation physique et facilité calculatoire. La démarche que nous avons suivie s'applique à la construction de lois d'ordre 1, sachant qu'elle permet d'aborder les ordres supérieurs par un changement d'espace. Nous abordons également l'approximation d'une loi quelconque par une loi d'ordre 1, comme ouverture possible à une réduction de la combinatoire.

Méthode générale proposée

Partant du principe qu'il est plus aisé de modéliser les probabilités d'une hypothèse $3D$ conditionnées par les prédécesseurs de celle-ci (que directement les gains des arcs), nous proposons de construire les lois à l'ordre 1 de la façon suivante.

Dans un premier temps, les probabilités conditionnelles $\tilde{P}(h_2 | h_1)$ et $\tilde{P}(h_1 | h_2)$, définies par leur formulation générale (modèle physique) pour tout couple de points consécutifs (h_1, h_2) , donnent lieu à la construction de deux lois d'ordre 1 sur le graphe : P^+ , loi dans le sens croissant, construite sur les valeurs $\tilde{P}(h_2 | h_1)$, et P^- , construite sur les conditionnements dans le sens décroissant. P^+ et P^- sont également définies par leurs conditions initiales, respectivement en amont et en aval du graphe, par la formule 4.12. Le développement complet de ces lois permet de calculer les conditionnements par les formules 4.16 et 4.17 :

$$P^+(h_2 | h_1) = \tilde{P}(h_2 | h_1) \quad (4.18)$$

$$P^+(h_1 | h_2) = \frac{f_{P^+}^-(h_2)}{f_{P^+}^-(h_1)} \tilde{P}(h_2 | h_1) \quad (4.19)$$

avec $f_{P^+}^-$, flux défini sur la fonction de gain $g(h_1, h_2) = \tilde{P}(h_2 | h_1)$, et :

$$P^-(h_2 | h_1) = \frac{f_{P^-}^+(h_1)}{f_{P^-}^+(h_2)} \tilde{P}(h_1 | h_2) \quad (4.20)$$

$$P^-(h_1 | h_2) = \tilde{P}(h_1 | h_2) \quad (4.21)$$

avec $f_{P^-}^+$, flux défini sur la fonction de gain $g(h_1, h_2) = \tilde{P}(h_1 | h_2)$.

Ces deux lois sont généralement incompatibles, puisque rien n'assure a priori l'égalité de $P^+(h_1 | h_2)$ et de $P^-(h_1 | h_2)$ (ou inversement).

Dans un second temps, la loi P est donc construite comme loi moyenne entre P^+ et P^- . Sur un plan théorique, on pourrait tenter de donner une définition optimale de P comme la loi d'ordre 1 minimisant un écart simultanément entre les probabilités des courbes 3D définies par P et respectivement les probabilités des courbes 3D définies par P^+ et par P^- . Nous avons écarté cette formulation qui exigerait, a priori, la résolution d'un système d'optimisation explicitant les courbes 3D, et nous sommes contents d'une définition pratique de P justifiée par son caractère opératoire, en choisissant comme fonction de gain sur les arcs,

soit

$$g_P(h_1, h_2) = [P^+(h_2 | h_1) P^-(h_1 | h_2)]^{\frac{1}{2}} \quad (4.22)$$

soit

$$g_P(h_1, h_2) = [P^+(h_2 | h_1) P^+(h_1 | h_2) P^-(h_2 | h_1) P^-(h_1 | h_2)]^{\frac{1}{4}} \quad (4.23)$$

Ces deux formulations sont équivalentes (on utilisera donc la première), puisqu'elles définissent les mêmes probabilités sur les courbes ε du graphe. On vérifie en effet que, pour toute suite croissante de points consécutifs $\{h_i\}_{i \in [1, n]}$ telle que $h_1 = h_0$ et $h_n = h_\infty$, et pour toute loi P d'ordre 1 :

$$\prod_{i=1}^{n-1} P(h_{i+1} | h_i) = \prod_{i=1}^{n-1} P(h_i | h_{i+1}) = \prod_{i=1}^{n-1} \sqrt{P(h_{i+1} | h_i) \cdot P(h_i | h_{i+1})}$$

Bien que n'étant, de toute évidence, pas les seules possibles, elles sont motivées par les considérations suivantes :

- d'une part, elles définissent une probabilité des courbes ε qui vérifie le relation $P(\varepsilon) = \sqrt{P^+(\varepsilon) \cdot P^-(\varepsilon)}$, ce qui revient à calculer une moyenne des deux lois sur une échelle logarithmique ;
- d'autre part, la loi construite est également d'ordre 1, puisque définie par une fonction de gain sur les arcs du graphe, ce qui ne serait pas le cas si l'on avait choisi, par exemple, la combinaison additive $P(\varepsilon) = \frac{1}{2}(P^+(\varepsilon) + P^-(\varepsilon))$;
- enfin, cette loi ne dépend que de $P^+(h_2 | h_1)$ et de $P^-(h_1 | h_2)$, et donc directement du modèle physique utilisé (cf. équations 4.18 et 4.21), ce qui, là encore, ne serait pas le cas de la combinaison additive, dont le calcul demanderait l'explicitation des conditionnements inverses $P^+(h_1 | h_2)$ et $P^-(h_2 | h_1)$ par les équations 4.19 et 4.20 respectivement³.

Dans la suite, nous appelons la loi de probabilité construite suivant l'équation 4.22 loi « Ad Hoc », par opposition à la seconde méthode de construction discutée ultérieurement dans la section 4.2.6.

3. Cet avantage peut se discuter ; les conditionnements $P^+(h_1 | h_2)$ et $P^-(h_2 | h_1)$ peuvent traduire une partie des propriétés de structure du graphe ; disons qu'il participe d'un principe de réduction de la redondance des calculs.

Remarque

Les équations 4.19 et 4.20 font ressortir l'idée d'une information portée par le graphe lui-même, ou, autrement dit, par la répartition des hypothèses $3D$ dans l'espace. D'une certaine manière, si l'on suppose les hypothèses h qualifiées par un vecteur de mesure μ , la modélisation à l'ordre 1 de P^+ définirait le conditionnement au passé comme :

$$P^+(h_2 | h_1) = P^+(h_2 | \mu(h_2), \text{position}(h_1), \mu(h_1))$$

tandis que le conditionnement à l'avenir, non modélisé mais déduit par calcul, traduirait une dépendance globale du type :

$$P^+(h_1 | h_2) = P^+(h_1 | G_R^-(h_2), \mu^-(h_2))$$

où, d'après la formulation 4.16, $(G_R^-(h_2), \mu^-(h_2))$ traduirait la connaissance de la répartition spatiale des mesures pour tout le passé de h_2 .

Cette réflexion montre que les conditions de normalisation des lois de probabilités sur le graphe apportent une information que l'on pourrait considérer comme un conditionnement par la structure. Beaucoup plus simplement, ce conditionnement est déjà apparent dans la définition imposée de $P^+(h_2 | h_1)$: on peut faire reposer cette définition sur un modèle local de surface, donnant une dépendance de h_2 à la position dans l'espace de h_1 et à sa mesure, mais, in fine, il faudra aussi respecter la condition locale de normalisation à 1 de tous les conditionnements à h_1 (cf. équation 4.5), et donc une dépendance au nombre de successeurs de h_1 .

Cette dernière propriété montre qu'il n'y a pas de modélisation (au sens de cette étude) d'ordre 0 dans le graphe : tout point dépend au moins du nombre de ses prédécesseurs et de ses successeurs du seul fait de la restriction apportée aux courbes $3D$ possibles par l'hypothèse $H2$.

4.2.5 Exemples

Loi des points indépendants

Modèle physique. Chaque hypothèse $3D$ h est qualifiée par un vecteur de mesures μ (mesures de ressemblances locales entre images gauche et droite). La modélisation physique se limite à une définition de la probabilité $\tilde{P}(h | \mu)$, qui peut être soit apprise en confrontant les mesures à une référence d'extraction, soit calibrée par une technique du type de celle que nous présentons dans la section 4.3.

Conditionnement à l'ordre 1. Les probabilités conditionnelles à l'ordre 1 sont obtenues par normalisation de $\tilde{P}(h | \mu)$ comme décrit précédemment. L'importance relative entre la normalisation et les valeurs initiales de \tilde{P} (ou en d'autres termes, l'importance de la structure par rapport à la mesure) peut être paramétrée en considérant que les probabilités conditionnelles sont données par une fonction croissante \mathfrak{F} de la loi des points indépendants :

$$P^+(h_2 | h_1) = \frac{\mathfrak{F}(\tilde{P}(h_2 | \mu(h_2)))}{\sum_{h \in V^+(h_1)} \mathfrak{F}(\tilde{P}(h | \mu(h)))}$$

avec \mathfrak{F} croissante à valeurs positives

P^- étant définie symétriquement, le reste de la modélisation en découle.

Utilisation de modèles autorégressifs

Le principe de construction d'une loi sur des mesures indépendantes a été exposé ici par souci didactique. Une telle loi ne présente, en soi, pas grand intérêt, sa robustesse étant a priori douteuse. Il peut être étendu à toute autre manière de qualifier les hypothèses $3D$ indépendamment de la structure complète du graphe. En particulier, on peut chercher à qualifier chaque point, non pas simplement par une mesure locale, mais par une estimation de la qualité potentielle de la courbe $3D$ le traversant.

Une telle méthode revient en fait à employer une mesure de qualité adaptée à des cliques d'ordre potentiellement très élevé, qui sera rapportée indépendamment en chaque point (par exemple en lui affectant la mesure de la meilleure clique passant par lui). En aucun cas le modèle n'aura la même puissance qu'une véritable modélisation d'ordre équivalent – puisqu'il pourra même être inconsistant, la meilleure courbe $3D$ étant définie sans contrôle sur les cliques qui la composent. On peut toutefois s'attendre à ce que l'utilisation de propriétés non limitées aux points isolés augmente sa robustesse.

Cette approximation permet d'éviter l'explicitation combinatoire de toutes les cliques, pourvu que l'on dispose d'une technique d'extraction efficace de la meilleure clique de chaque point. C'est en particulier le cas si l'on se définit une modélisation autorégressive de la qualité des courbes $3D$.

Nous limitons cet exposé aux modèles auto-régressifs d'ordre 1, pour lesquels la qualité d'une courbe $3D$ en un point est fonction du point lui-même et de cette même qualité sur son prédécesseur (l'extension aux ordres supérieurs ne pose pas d'autre problème que la combinatoire du passé de chaque hypothèse $3D$). Dans un tel cas, un algorithme de programmation dynamique dans le graphe, appliqué dans le sens croissant (resp. décroissant), permet de définir pour chaque point son meilleur prédécesseur (resp. successeur), ainsi que la qualité de la meilleure courbe $3D$ générée jusqu'à lui.

On peut alors envisager la définition des probabilités conditionnelles de deux manières.

Modèles par extrapolation du passé. Le principe sera ici de définir la probabilité conditionnelle $P^+(h_2 | h_1)$ en fonction des meilleures courbes $3D$ arrivant en h_1 et/ou en h_2 . On peut envisager plusieurs solutions, qui peuvent intégrer les qualités de ces courbes elles mêmes, la comparaison de leur géométrie, la distance de h_2 à une extrapolation mathématique de la courbe $3D$ de h_1 , la distance de h_1 à une interpolation de la courbe $3D$ de h_2 ...

Nous n'avons pas étudié ces possibilités, la démarche suivante s'avérant de principe beaucoup plus simple.

Modèles par prédiction de l'avenir. L'idée de cette seconde formulation est de définir les probabilités conditionnelles comme des fonctions des qualités calculées par le modèle autorégressif, leur faisant jouer le même rôle que la mesure $\mu(h_2)$ dans le cas de la loi des points indépendants. Si $q(h)$ désigne la qualité d'un point, on pose alors :

$$P^+(h_2 | h_1) = \frac{\mathfrak{F}(\tilde{P}(h_2 | q(h_2)))}{\sum_{h \in V^+(h_1)} \mathfrak{F}(\tilde{P}(h | q(h)))}$$

avec \mathfrak{F} croissante à valeurs positives

Notons $q^+(h_2)$ (resp. $q^-(h_1)$) la qualité du meilleur chemin arrivant au point h_2 (resp. h_1), et $q^+(h_1, h_2)$ (resp. $q^-(h_1, h_2)$) la qualité du meilleur chemin arrivant en h_2 (resp. h_1) en passant

par h_1 (resp. h_2), dans le sens croissant (resp. décroissant). La figure 4.3 illustre les trois options possibles pour le choix de q .

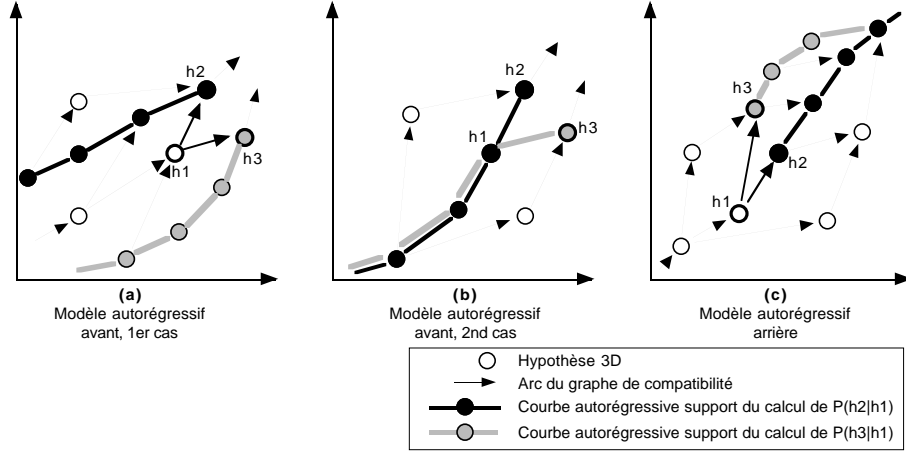


FIG. 4.3: Trois possibilités pour la définition des probabilités conditionnelles comme fonction de la qualité du meilleur chemin arrivant en un point.

Soit on qualifie l'hypothèse 3D h_2 par la qualité de la meilleure courbe 3D entrante $q^+(h_2)$ (figure 4.3 (a)). Lorsque le point h_1 est sur la courbe 3D vraie, il y a de fortes chances (si le modèle est bon) pour que la meilleure courbe 3D arrivant en h_2 passe également par h_1 , et que $q^+(h_2) = q^+(h_1, h_2)$. Cette option est discutée ensuite. Dans les autres cas, la courbe 3D entrante en h_2 est incompatible avec h_1 , et la définition de P^+ est paradoxale.

Soit on s'impose de considérer la meilleure courbe 3D passant par h_1 , en attribuant à h_2 la qualité $q^+(h_1, h_2)$ (figure 4.3 (b)). Les probabilités conditionnelles $P^+(h_2 | h_1)$ seront alors très peu discriminantes, puisque tous les successeurs de h_1 seront évalués par la qualité de courbes ayant tous leurs points communs jusqu'à h_1 (si le modèle autorégressif est d'ordre 1).

Soit enfin, la mesure de qualité associée à h_2 est $q^-(h_2)$ (figure 4.3 (c)). Dans ce dernier cas, la probabilité $P^+(h_2 | h_1)$ prend un sens particulier : elle est fonction de l'avenir potentiel du point h_2 tel que le définit le modèle autorégressif de courbe employé. Cette formulation ne pose plus les problèmes évoqués dans les autres cas, l'avenir de h_2 étant à la fois indépendant de h_1 et compatible avec celui-ci au sens de R . Pour que le conditionnement ait un sens, il faut bien entendu que les qualités propres de l'arc (h_1, h_2) (longueur, gradient de parallaxe, etc) interviennent dans le calcul. Cette prise en compte pourrait être assurée par une définition de \tilde{P} indépendante du modèle autorégressif. Il nous est apparu plus simple d'utiliser l'évaluation qu'en donne le modèle autorégressif lui-même, en qualifiant h_2 non pas par $q^-(h_2)$, mais par $q^-(h_1, h_2)$.

Nous adoptons donc la formulation ci-dessous et appelons une telle modélisation du conditionnement « modèle par prédiction de l'avenir ».

$$P^+(h_2 | h_1) = \frac{\mathfrak{F}(q^-(h_1, h_2))}{\sum_{h \in V^+(h_1)} \mathfrak{F}(q^-(h_1, h))} \quad (4.24)$$

Outre la simplicité offerte par la possibilité d'utiliser directement les valeurs de q , cette formulation élimine les problèmes de définition des conditions initiales aux extrémités du graphe : les probabilités conditionnelles dans le sens croissant (resp. décroissant) ne seront mal définies

qu'au voisinage de la borne supérieure (resp. inférieure) du graphe, et donc sans trop d'incidence sur les autres points.

4.2.6 Problème des conditions initiales

Même si au niveau formel, la définition des conditions initiales aux extrémités du graphe ne pose pas de problème, ni dans le modèle des points indépendants, ni dans l'utilisation de modèles autorégressifs par prédiction de l'avenir, nous nous sommes interrogés sur la validité (et la stabilité) de probabilités de courbes 3D calculées par conditionnement arrière, et donc étroitement dépendantes des conditions au bord.

Modélisation focalisation/propagation

Pour répondre à ces problèmes éventuels, nous proposons ici un détournement des modèles d'ordre 1, permettant de répartir l'initialisation de la probabilité des chemins du graphe sur l'ensemble de ses points, ou, à loisir, sur une sélection parmi ceux-ci.

L'idée directrice de cette extension de la modélisation repose sur la remarque suivante. Soit h_i une hypothèse 3D quelconque du graphe, et soit ε une courbe passant par ce point. La probabilité de la courbe ε conditionnée par h_i se développe, P étant supposée d'ordre 1 :

$$P(\varepsilon | h_i) = \left[\prod_{\varepsilon(h)=1, hRh_i, h \neq h_i} P(h | V_\varepsilon^{+1}(h)) \right] \cdot \left[\prod_{\varepsilon(h)=1, h_iRh, h \neq h_i} P(h | V_\varepsilon^{-1}(h)) \right] \cdot P(h_i)$$

Cette expression peut inspirer la construction d'un processus de tirage aléatoire des courbes 3D en deux temps, par tirage d'un point, puis tirage de la courbe sachant ce point :

- premièrement, on choisit un point h_i par tirage aléatoire indépendant dans Ω , suivant une loi P_f ($\sum_{\Omega} P_f(h_i) = 1$) ;
- deuxièmement, le choix de la courbe 3D passant par h_i est gouverné par la loi P .

Dans un tel procédé, la probabilité P^* d'une courbe ε s'écrira :

$$P^*(\varepsilon) = \sum_{h_i \in \Omega} \left(\left[\prod_{\varepsilon(h)=1, hRh_i, h \neq h_i} P(h | V_\varepsilon^{+1}(h)) \right] \cdot \left[\prod_{\varepsilon(h)=1, h_iRh, h \neq h_i} P(h | V_\varepsilon^{-1}(h)) \right] \cdot P_f(h_i) \right) \quad (4.25)$$

et sera normalisée par construction ($\sum_{E^*} P^*(\varepsilon) = 1$).

Cette formulation en apparence complexe présente l'avantage de construire une loi sur la seule connaissance des probabilités conditionnelles de la loi P , sans faire intervenir ses conditions initiales, l'initialisation étant assurée par la loi P_f qui répartit les erreurs sur l'ensemble des points. En outre, elle permet de faire éventuellement intervenir soit des données externes, soit des procédés de reconnaissance locale plus élaborés, en fonction desquels P_f peut être modulée (la connaissance d'un objet permet de moduler P_f avec des modèles simples, la probabilité de tirage d'un point étant par exemple très naturellement fonction de la certitude locale des points et de la surface couverte par le tirage).

Nous appelons cette technique modélisation par « Focalisation/Propagation » pour exprimer le fait que la loi P_f traduit, en quelque sorte, la probabilité pour que l'œil se pose sur l'un des points de Ω (focalisation), cet événement se propageant ensuite dans le graphe par le conditionnement défini par P .

Calcul de la loi P^*

La loi P^* n'est évidemment plus une loi d'ordre 1 (on vérifie aisément par extrapolation des formules ci-après que la probabilité n'est pas markovienne). Le calcul des probabilités des courbes $3D$ n'est donc plus réductible à une fonction de gain sur les arcs, et l'extraction de la meilleure courbe demanderait une algorithmie plus complexe que dans les cas précédents (nous n'avons pas abordé ce problème).

Toutefois, les conditionnements aux ordres faibles, et en particulier à l'ordre 1, sont calculables sans plus de complexité que dans les modèles précédents. Qualitativement, l'équation 4.25 montre que la probabilité d'une courbe $3D$ est la somme d'un flux circulant de P_f dans le graphe. La probabilité d'un arc s'exprimant comme une somme de probabilités de chemins, et les flux étant additifs, elle va pouvoir s'exprimer également comme un flux.

Plus concrètement, on vérifie que, si l'on note $\Phi^+(h)$ le flux de focalisation dans le sens croissant défini par :

$$\Phi^+(h) = \sum_{h_i \in V^-(h)} (\Phi^+(h_i) + P_f(h_i)) \cdot P(h | h_i)$$

et $\Phi^-(h)$ le flux symétrique calculé dans le sens décroissant, alors :

$$P^*(h) = P_f(h) + \Phi^+(h) + \Phi^-(h) \quad (4.26)$$

et :

$$P^*(h_1 \wedge h_2) = [\Phi^+(h_1) + P_f(h_1)] \cdot P(h_2 | h_1) + P(h_1 | h_2) \cdot [P_f(h_2) + \Phi^-(h_2)] \quad (4.27)$$

Les probabilités des conjonctions de plusieurs points consécutifs s'expriment de façon analogue, et les probabilités conditionnelles s'en déduisent par la loi de Bayes.

Remarques

On peut noter que, du fait que les conditionnements amont et aval par P sont utilisés indépendamment pour le calcul de flux dans les sens croissant et décroissant respectivement, il n'est pas nécessaire de définir une loi P normalisée sur le graphe. On peut se contenter d'utiliser les probabilités conditionnelles P^+ et P^- issues du modèle physique. On aura alors :

$$P^*(h) = P_f(h) + \Phi_{P^+}^+(h) + \Phi_{P^-}^-(h) \quad (4.28)$$

$$P^*(h_1 \wedge h_2) = [\Phi_{P^+}^+(h_1) + P_f(h_1)] \cdot P^+(h_2 | h_1) + P^-(h_1 | h_2) \cdot [P_f(h_2) + \Phi_{P^-}^-(h_2)] \quad (4.29)$$

où $\Phi_{P^+}^+$ sera construit sur P^+ et $\Phi_{P^-}^-$ sur P^- .

Le modèle « Focalisation/Propagation » se justifie alors comme méthode de combinaison de deux lois conditionnelles incohérentes entre elles, à titre d'alternative à la démarche exposée au paragraphe 4.2.4, et avec l'agrément supplémentaire de générer une loi manipulable (au moins

pour le calcul des probabilités des points et des arcs) combinant deux modèles physiques, sur la considération d'un modèle de tirage raisonné.

Notons toutefois que cette approche est a priori plus sensible aux effets de bords que la formulation fondée sur les gains de l'équation 4.22. En effet, au voisinage de l'extrémité supérieure du graphe (par exemple), la probabilité des points dépend essentiellement des flux entrants, et donc des coefficients de flux calculés sur les qualités des courbes autorégressives postérieures (i.e. sortant partiellement de l'emprise du graphe). Ces problèmes sont abordés dans la partie expérimentale de l'étude (chapitre 6).

Comme pour toute loi de probabilité définie sur le graphe, la loi P^* peut être approchée par une loi d'ordre 1 (en suivant la méthodologie de la section 4.2.4). Dans le cas d'une construction sur P^+ et P^- , cette approximation est naturelle comme simplification calculatoire. Dans les autres cas de construction sur une loi P déjà d'ordre 1, la ré-approximation à l'ordre 1 de P^* peut poser question, et la modélisation « Focalisation/Propagation » ne présentera probablement d'intérêt que si la loi P_f intègre effectivement une connaissance externe. Nous n'avons toutefois pas eu le temps d'étudier cette question.

4.2.7 Remarque sur l'hypothèse d'exhaustivité

Nous avons admis, en prémisses aux démonstrations qui précèdent, l'hypothèse de l'exhaustivité de l'extraction des points $3D$ ($H2$), en justifiant ce choix par la volonté de mesurer l'ambiguïté d'un processus d'appariement construit sur les extractions locales disponibles (et que nous considérons donc comme définissant entièrement l'espace des possibles). Cette propriété d'exhaustivité est supposée au sens fort : toute hypothèse $3D$ n'appartenant pas à la courbe $3D$ cherchée est sensée être contredite (au sens de R) par au moins une hypothèse située sur la courbe.

Il est clair que cette propriété n'est pas toujours vérifiée. Une zone homogène sans appariement ponctuel possible dans les images, par exemple, n'empêchera pas la présence d'hypothèses issues de la mise en correspondance du bruit.

En pratique, le choix de $H2$ était nécessaire pour introduire le graphe de compatibilité comme structure de données économique représentant l'ensemble de toutes les courbes $3D$ possibles. Considérons maintenant le graphe complet de la relation R (non limité aux arcs entre successeurs) illustré par la figure 4.4 (a), que nous notons \widehat{G}_R . En restreignant les hypothèses de départ à $H0$ (relation R certaine) et à $H1$ (courbe $3D$ solution compatible avec R), toute courbe ε de probabilité non nulle ($\varepsilon \in E^*$) définit un chemin unique de \widehat{G}_R . Les points de son support sont en effet totalement ordonnés par R , et toute paire de points consécutifs dans cette liste ordonnée correspond à un arc.

Complétons \widehat{G}_R , comme dans la section 4.2.3, par deux points terminaux h_0 et h_∞ à ses extrémités, connectés à tous les points de Ω , et appartenant conventionnellement à toutes les courbes $3D$ possibles. Les chemins de \widehat{G}_R reliant h_0 à h_∞ sont en correspondance bijective avec les indicatrices ε de E^* .

Bien que cette nouvelle définition de E^* contredise la propriété 1 (les solutions ne sont plus des suites de points contigus), la propriété 2 des flux conservatifs reste vraie sur \widehat{G}_R : les événements

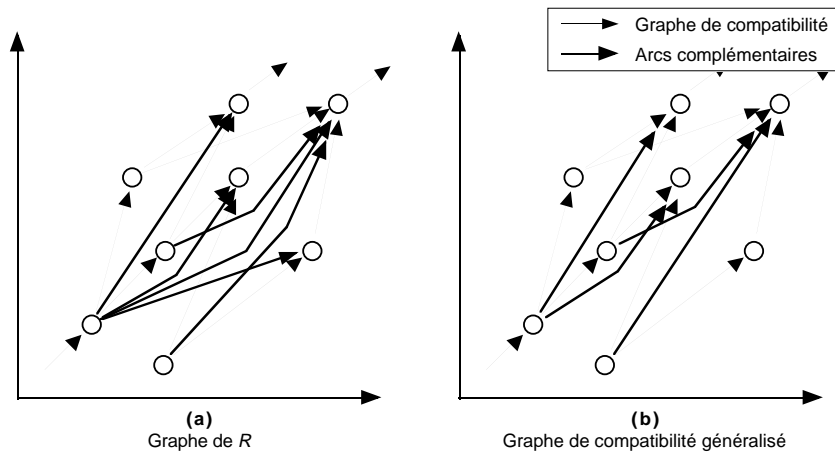


FIG. 4.4: *Graphe de compatibilité généralisé*

ε étant disjoints, les arcs sortant d'un même point sont donc exclusifs, ce qui garantit la validité de l'équation :

$$P(h) = \sum_{h_i \in V^-(h)} P(\overrightarrow{h_i h})$$

avec une notation vectorielle des arcs de \widehat{G}_R .

On peut considérer cette nouvelle équation comme homologue de l'équation 4.3, et l'équation 4.4 des flux qui lui succède devient :

$$P(h) = \sum_{h_i \in V^-(h)} P(\overrightarrow{h_i h} | h_i) . P(h_i)$$

avec, en raison de l'exclusivité entre eux des arcs sortant d'un même point :

$$\sum_{h_i \in V^+(h)} P(\overrightarrow{h h_i} | h) = 1$$

qui remplace l'équation 4.5.

Le théorème de la section 4.2.3 se démontre sur ces bases de la même manière que précédemment. La seule différence entre les deux modèles, c'est que les conditionnements associés aux coefficients de flux seront les conditionnements des probabilités des arcs par leurs sommets et non plus des points entre eux.

La démarche peut être généralisée à tout graphe orienté construit sur Ω , dont les nœuds sont tous reliés par un chemin à chacune des extrémités conventionnelles h_0 et h_∞ .

Ainsi, l'espace des possibles peut être défini, non plus par une propriété générale comme $H2$ (ou par l'absence d'hypothèse complémentaire conduisant à \widehat{G}_R), mais par les choix locaux des suites licites de points consécutifs. On peut ainsi parler de graphe de compatibilité généralisé, le graphe de compatibilité G_R n'étant qu'un cas particulier de sous-graphe de \widehat{G}_R vérifiant les propriétés minimales de connexions à h_0 et à h_∞ . La figure 4.4 (b) présente un exemple de graphe de compatibilité généralisé, pour lequel on autorise les chemins connectant les points à leurs successeurs à l'ordre 2 dans G_R .

Cette généralisation est intellectuellement satisfaisante, dans la mesure où elle valide notre approche sous des hypothèses plus facilement acceptables ($H0$ est un choix fondamental de

modélisation dont $H1$ découle tout à fait logiquement). Elle reste toutefois toute théorique. Nos tests nous ont montré que, pour l’implantation choisie du modèle (cf. section 4.3), et pour des domaines de recherche de points homologues de taille raisonnable (75 pas de parallaxe), le nombre moyen d’hypothèses $3D$ extraites par pixel image était compris entre 10 et 40 (suivant le pouvoir discriminant de la mesure de ressemblance locale), le nombre de prédécesseurs (dans G_R) de chaque hypothèse $3D$ étant du même ordre. Un graphe généralisé par connexion à l’ordre 3 dans G_R conduirait donc au stockage de 1 000 à 64 000 arcs par pixel image. Une implantation minimale nécessite le stockage, pour chaque arc, de deux coefficients de flux et d’une valeur de gain en double précision, ainsi que de deux pointeurs vers ses sommets (32 octets par arc). Dans les pires cas, le traitement d’une ligne image de 512 pixels conduirait donc à la manipulation d’une structure de données de plus d’un gigaoctet en mémoire vive.

Il est donc difficile d’envisager, en l’état actuel du matériel informatique disponible, des généralisations au delà de l’ordre 2, qui ne présente probablement pas beaucoup d’intérêt. Dans cette étude, nous avons restreint l’implantation à la construction du graphe G_R .

4.3 Un exemple de modèle

La modélisation probabiliste que nous avons implantée repose sur le principe, exposé précédemment, d’utilisation d’un modèle autorégressif de la qualité des courbes $3D$. L’objet de ce travail n’étant pas l’amélioration des procédés de restitution automatique, nous avons choisi d’utiliser des outils simples à la seule fin de mettre en œuvre les calculs de probabilité dans le graphe. La présentation que nous en faisons ici ne cherche donc pas à justifier cette proposition comme optimale, mais seulement à donner les éléments techniques des outils que nous avons développés.

4.3.1 Choix des mesures de ressemblance locale

Les mesures de ressemblance locales sont utilisées pour l’extraction des hypothèses $3D$, définissant par là l’univers des courbes $3D$ possibles. Toute méthode d’extraction de primitives homologues (voir tout ensemble de méthodes) peut servir de base à la construction du graphe, pourvu qu’elle fournisse un ensemble de points dans la section verticale analysée. Pour cette étude, nous nous sommes limités à l’utilisation de mesures de corrélation sur des fenêtres rectangulaires de taille fixe :

- d’une part, cette mesure de bas-niveau peut opérer sur tout type d’image – à l’inverse des méthodes à base d’extraction de contour dont l’efficacité est limitée sur les zones fortement texturées – et fournit des extractions denses sur toute la surface traitée (en dehors des zones homogènes) ;
- d’autre part les méthodes de mise en correspondance utilisant cette mesure sont nombreuses [Heipke, 1996], plusieurs d’entre elles ayant prouvé une certaine opérationnalité sur les images aériennes (par exemple [Gabet *et al.*, 1994]) : les qualités et les faiblesses de la mesure elle-même sont ainsi bien connues, et il sera ainsi plus aisé de juger de la pertinence de notre modélisation en comparant les surfaces de plus forte probabilité (obtenues par extraction des courbes $3D$ optimales sur un ensemble de sections verticales) aux résultats d’autres méthodes d’appariement.

Les points homologues considérés sont les extrema locaux symétriques du coefficient de corrélation linéaire le long des lignes épipolaires (extrema du coefficient de corrélation comme fonction de la position sur l'image droite de l'homologue d'un point de l'image gauche, et inversement). La condition de symétrie imposée rejoint celle qu'applique N. Paparoditis [Paparoditis, 1998]. Un maximum (resp. minimum) sur l'image gauche est sélectionné s'il existe un maximum (resp. minimum) au voisinage de l'homologue qu'il définit sur l'image droite. La taille du voisinage est fixée à 1 pixel pour un corrélateur discret (N. Paparoditis propose un seuil de 1,22 pixels sur des considérations expérimentales).

La prise en compte des minima (c'est à dire des corrélations négatives) a été jugée utile, dans la mesure où les images aériennes peuvent présenter des inversions locales de contraste aux abords des parties cachées. L'extraction des maxima n'est pas seuillée. L'extraction des minima peut être limitée aux plus significatifs (seuil utilisé compris entre 0 et $-0,3$), par souci d'économie sur le temps de calcul.

Cette définition des hypothèses $3D$ du modèle pourra être améliorée. Les avantages que présente la combinaison d'appariements de contours et de techniques de corrélation sont démontrés [Baillard *et al.*, 1996a] [van der Merwe et Rütther, 1996], de même que les améliorations que l'on peut apporter à la mesure de corrélation elle-même en l'appliquant sur des fenêtres de taille variable [Kanade, 1994] [Lotti, 1996] ou de géométrie contrôlée par les contours [Paparoditis, 1998]. Ces apports de travaux récents s'intégreront, pour la plupart, sans difficulté dans notre proposition. Le temps nous a manqué pour effectuer les développements nécessaires à leur prise en compte dans nos algorithmes.

4.3.2 Modèle autorégressif des courbes $3D$

Nous avons opté pour une modélisation autorégressive d'ordre 1 pour des raisons d'efficacité des calculs, sachant par ailleurs que, dans les plans épipolaires, nombre de méthodes d'extraction de surface à base de programmation dynamique, fondées implicitement sur le même type de modèle, se sont révélées efficaces [Heipke, 1996]. Nous avons développé notre propre modèle afin de l'appliquer directement à la structure de graphe que nous utilisons pour représenter les courbes $3D$ possibles, plutôt qu'à une représentation maillée externe du plan analysé. A notre connaissance, cette représentation vecteur est originale, d'où la nécessité d'un développement spécifique.

Le modèle de courbe que nous proposons s'inspire directement des travaux existant sur les représentations maillées.

Démarche

La qualité d'une courbe $3D$ est assimilée, dans la plupart des travaux, à la somme d'une fonction croissante des coefficients de corrélation des points (généralement le coefficient de corrélation lui-même) et d'un coût forfaitaire s'appliquant à chaque pas franchi en occlusion sur l'image gauche ou sur l'image droite. Ce coût d'occlusion peut être choisi en fonction d'un modèle de probabilité de présence des occlusions dans l'image [Dang *et al.*, 1994], ou comme seuil sur les appariements acceptés [Baillard *et al.*, 1996a]. Certains auteurs ont remarqué que ce coût strictement proportionnel à la longueur des occlusions pouvait être un obstacle à leur franchissement, et ont proposé une implantation plus directe des sauts d'occlusion en leur affectant un coût proportionnel à la racine de la distance [Geiger *et al.*, 1995].

Ce type de formulation est strictement adapté aux algorithmes en mode maillé, pour lesquels les directions de déplacement sont discrètes (2 directions d’occlusion, une direction d’appariement). Implicitement, elle rend la qualité des courbes 3D fonction de la longueur de la courbe extraite, puisque tout déplacement porte un gain.

Dans notre cas, les points sont connectés par des vecteurs traduisant des déplacements quelconques sur l’image gauche et sur l’image droite. Nous avons donc conservé le principe d’une qualité des courbes 3D dépendant de la somme d’une fonction des coefficients de corrélation, mais avons été conduit à traiter différemment ce cumul pour prendre en compte les longueurs et les orientations quelconques des déplacements. Les choix que nous avons faits ont été guidés par deux considérations :

- premièrement, nous avons souhaité limiter la pénalité infligée aux occlusions, dans le même esprit que [Geiger *et al.*, 1995], afin que l’algorithme se comporte bien sur des zones bâties ;
- deuxièmement, nous avons voulu réduire la portée du modèle à un voisinage (passé) de taille finie.

Ce dernier choix est en réalité une contrainte, liée à l’application que nous souhaitons faire des qualités calculées. Pour traduire les probabilités conditionnelles de l’ensemble des hypothèses 3D par une fonction unique (cf. équation 4.24), il importe que les valeurs des qualités des courbes 3D entrantes soient normalisées. Toute définition de ces qualités par une fonction strictement croissante des coefficients de corrélations accumulés sur un passé infini (comme la simple somme des coefficients) est en ce sens inadéquate, ne serait-ce que parce qu’elle n’est pas bornée. En outre, la limitation à un passé de taille fini présente l’avantage de traduire l’idée naturelle que la qualité des courbes 3D a une signification locale.

De manière générale, nous avons donc défini la qualité de la courbe ε arrivant en h_2 et passant par h_1 , prédécesseur de h_2 , par la formulation suivante (avec les conventions de désignation des voisinages de la section 4.2.3, la désignation q^+ introduite dans la section 4.2.5, et les notations explicitées sur la figure 4.5) :

$$q^+(h_1, h_2) = \sum_{h \in V_\varepsilon^{-\infty}(h_2)} \mu(h) \cdot C(\lambda(h), \theta(h), \Lambda(h, h_2))$$

C étant une fonction à valeurs positives définissant la contribution de h à la qualité du chemin ε .

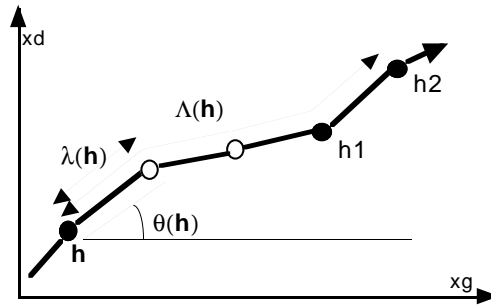


FIG. 4.5: Paramètres géométriques du modèle autorégressif de la courbe 3D.

L'introduction d'une fonction de la longueur du chemin reliant h au point terminal h_2 est liée à la nécessité de limitation de la taille du voisinage passé pris en compte. Le caractère autorégressif à l'ordre 1 de la formule souhaitée impose en effet que la taille du voisinage n'apparaissent pas explicitement, mais soit la conséquence d'un amortissement rendant nulle la contribution des points éloignés. Nous définissons naturellement cet amortissement comme fonction de la distance, et non du rang, des points sur le chemin considéré.

Compte tenu de ce fait, l'intérêt à faire figurer la longueur des arcs elle-même dans la définition de la qualité n'est plus évident. Cette longueur pourrait être prise en compte pour traduire qu'un chemin sur lequel les points sont proches est meilleur qu'un chemin présentant une densité faible d'hypothèses. Cette idée est déjà exprimée par l'amortissement en fonction de la distance (plus les points seront éloignés les uns des autres, plus la qualité du chemin sera faible).

Quant à l'orientation, en dehors des phénomènes d'occlusion, nous ne voyons pas de raison péremptoire pour lui donner un rôle significatif (même si les expériences psychovisuelles contredisent cette idée [Prazdny, 1985]) : si l'on suppose la surface décomposable en facettes planes, le gradient de disparité, assimilable à leur pente, peut être seuillé (les pentes pouvant être considérées comme bornées dans le cas de prises de vue verticales), mais ne doit pas moduler la qualité des courbes, toutes les pentes étant admissibles en deçà du seuil. Ce point de vue pourrait être tempéré sur des considérations statistiques utilisant une densité de probabilité définie sur les valeurs de pente. Nous n'avons pas abordé plus avant cette question.

La formulation précédente se résume donc à :

$$q^+(h_1, h_2) = \sum_{h \in V_\varepsilon^{-\infty}(h_2)} \mu(h) \cdot C(\Lambda(h, h_2))$$

avec, par ailleurs, si h_1, h_2 et h_3 sont trois points consécutifs, et en notant A_n les fonctions définissant les relations autorégressives dans les équations ci-après :

$$q^+(h_2, h_3) = A_1(q^+(h_1, h_2), \mu(h_3), \Lambda(h_2, h_3))$$

La validité de ces équations pour tout chemin impose alors pour tout point la relation :

$$\forall h \in V_\varepsilon^{-\infty}(h_2), \mu(h) \cdot C(\Lambda(h, h_3)) = A_2(\mu(h) \cdot C(\Lambda(h, h_2)), \mu(h_3), \Lambda(h_2, h_3))$$

et cette relation devant se vérifier pour toute valeur de la mesure μ , conduit à :

$$\forall h \in V_\varepsilon^{-\infty}(h_2), C(\Lambda(h, h_3)) = A_3(C(\Lambda(h, h_2)), \Lambda(h_2, h_3))$$

C étant une fonction décroissante de Λ (amortissement).

Cette condition conduit naturellement à choisir une formulation de type exponentiel de l'amortissement, en posant par exemple :

$$C(\Lambda(h, h_3)) = e^{-a\Lambda(h, h_3)} \quad (4.30)$$

Fonctions d'amortissement.

Dans la formulation précédente, la notion de longueur des arcs du graphe sur laquelle est construite la fonction Λ est une notion ambiguë, pouvant être mesurée sur l'image gauche comme sur l'image droite, comme dans l'espace objet. Plus généralement, rien n'exige d'adopter pour

A une distance au sens mathématique du terme. Tout au plus doit-on s'assurer d'une fonction croissante des distances mesurables dans l'espace physique.

L'amortissement exprimé par l'équation 4.30 peut alors être interprété de deux manières. D'une part, par analogie aux techniques de programmation dynamique maillées, il peut être compris comme un coefficient de transmission définissant le poids relatif du passé comme une fonction de la longueur de l'arc. D'autre part, considéré globalement, il peut apparaître comme une fonction d'influence définissant le crédit que donne chacun des points du passé au point courant.

Cette notion de fonction d'influence (ou de fonction d'encouragement – « support function » en anglais) a déjà été étudiée, soit dans le cadre de modélisations probabilistes locales de l'appariement [Kanade, 1994], soit dans les tentatives de modélisation de la vision stéréoscopique humaine [Prazdny, 1985]. K. Prazdny a en particulier montré qu'une fonction d'encouragement inversement proportionnelle à la distance séparant les points, et décroissant avec leur différence de parallaxe, ceci d'autant plus qu'ils sont proches, était compatible avec plusieurs expériences psychovisuelles. Il en déduit la formulation normalisée (d'intégrale 1) suivante de la fonction d'encouragement (avec nos notations) :

$$C(h_1, h_2) = \frac{1}{k \cdot |\Delta x_{gauche}| \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{|\Delta x_{droite} - \Delta x_{gauche}|^2}{2k^2 |\Delta x_{gauche}|^2}} \quad (4.31)$$

La formulation adoptée par T. Kanade est légèrement différente mais conduit approximativement à la même forme de fonction.

L'emploi direct de ce type de formulation dans notre cadre nous paraît contestable pour deux raisons. D'une part, la dépendance aux différences de parallaxes nous la fait juger adaptée aux surfaces continues. T. Kanade en fait une utilisation locale, et intègre par ailleurs la gestion des discontinuités dans son approche. Dans une modélisation autorégressive (orientée), le franchissement d'une discontinuité entraînerait la perte complète de toute influence du passé, le pénalisant ainsi a priori au dépend des chemins continus.

D'autre part, le calcul autorégressif de l'encouragement apporté par les points du passé n'est pas compatible avec l'équation 4.31. Une fonction d'encouragement autorégressive devrait assurer que l'encouragement d'un point par l'un des points de son passé ne dépende pas du chemin parcouru entre les deux points. Un tel choix conduirait à une formulation telle que :

$$C(h_1, h_2) = k \cdot e^{-a(x_{gauche} + x_{droite})} \quad (4.32)$$

qui perd toute justification psychovisuelle.

Nous nous sommes donc intéressés à la définition de l'amortissement comme coefficient de transmission, indépendamment de considérations psychovisuelles, en cherchant une formulation qui permette le franchissement des discontinuités. Nous avons en premier lieu considéré les distances communes de l'espace (x_{gauche}, x_{droite}) , afin de permettre un calcul du modèle dans l'espace image : (d_1 employée dans la formule 4.32, et d_2 , qui nous semble favoriser suffisamment

la continuité). Ces deux distances peuvent être considérées comme deux cas particuliers d'une famille de fonctions, en posant⁴ :

$$C(h_1, h_2) = e^{-a \cdot d_\alpha(h_1, h_2)}, \alpha \in]0, 2]$$

$$\text{avec } d_\alpha(h_1, h_2) = \left(\frac{\Delta x_{gauche}^\alpha + \Delta x_{droite}^\alpha}{2} \right)^{\frac{1}{\alpha}}$$

Pour $\alpha < 1$, ces fonctions ne vérifient plus l'inégalité triangulaire ; elles gardent toutefois les propriétés de croissance requises. Nous avons écarté la fonction d_0 (fonction min) pour laquelle l'amortissement aux discontinuités ne dépend plus du tout de la différence des parallaxes, et les distances $d_\alpha, \alpha > 2$, la distance d_2 nous paraissant privilégier déjà suffisamment la continuité.

Les remarques faites par D. Geiger [Geiger *et al.*, 1995], qui préconise une fonction de coût concave de la différence des parallaxes pour privilégier les sauts importants sur les suites de sauts plus faibles (et qui emploie un coût fonction de la racine du gradient de parallaxe) encourageraient l'utilisation des fonctions $d_\alpha, \alpha < 1$.

Ces remarques peuvent également être prises en compte dans d'autres formulations de l'amortissement. Nous en avons examiné deux. D'une part, pour obtenir une expression plus fidèle à l'idée de Geiger, on peut proposer un changement de coordonnées illustré par la figure 4.6, et choisir une fonction du type :

$$d'(h_1, h_2) = \sqrt{\Delta x'^2 + |\Delta p|}$$

D'autre part, on peut envisager de systématiser la dépendance à la racine des sauts de parallaxe par une formulation symétrique, dans le repère (x_{gauche}, x_{droite}) , du type :

$$d''(h_1, h_2) = \sqrt{\Delta x_{gauche} \cdot \Delta x_{droite}}$$

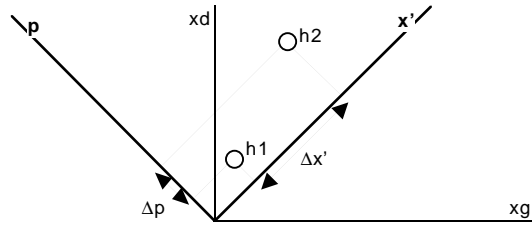


FIG. 4.6: Repère « abscisse, parallaxe » ($x' = \frac{x_g + x_d}{2}$; $p = x_d - x_g$)

Ces expressions ne sont bien sûr pas les seules possibles. Elles représentent le champ d'investigation auquel nous nous sommes limités, tout en offrant un panel déjà important de possibilités. La figure 4.7 présente les coefficients de transmission obtenus par ces différentes formulations en fonction de $(\Delta x_{gauche}, \Delta x_{droite})$, ainsi que la fonction d'encouragement de Prazdny. Les surfaces correspondantes calculées par le modèle autorégressif dans le sens croissant, le long de chacune des lignes épipolaires, font l'objet de la figure 4.8.

Les résultats de la figure 4.8 montrent que les fonctions d_α préservent davantage les sauts de parallaxe lorsque α décroît. La valeur $\alpha = 0,5$ fait cependant apparaître quelques instabilités

4. La division par 2 intervenant dans ces formules vise à rendre les différentes distances comparables ; ainsi exprimées, les distances d_α valent toutes 1 pour un déplacement de 1 pixel sur l'une des images et à parallaxe constante

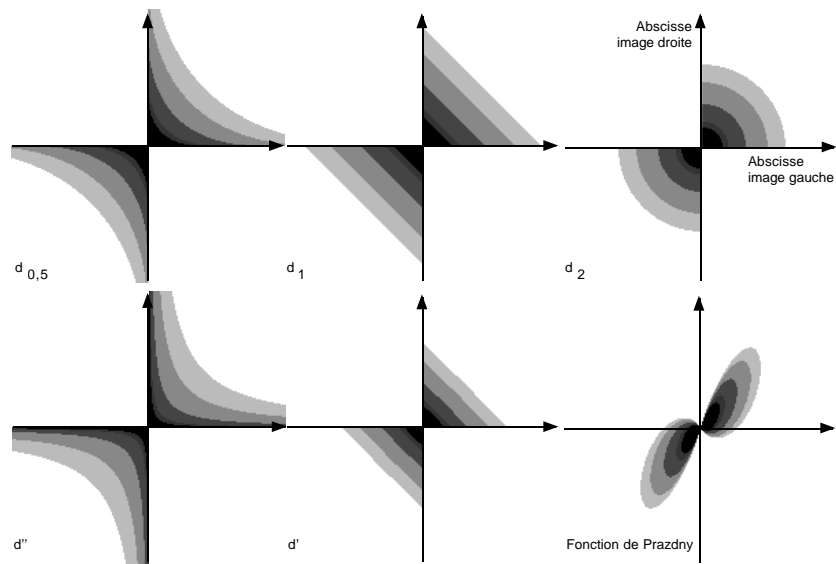


FIG. 4.7: Coefficients de transmission pour les différentes distances étudiées

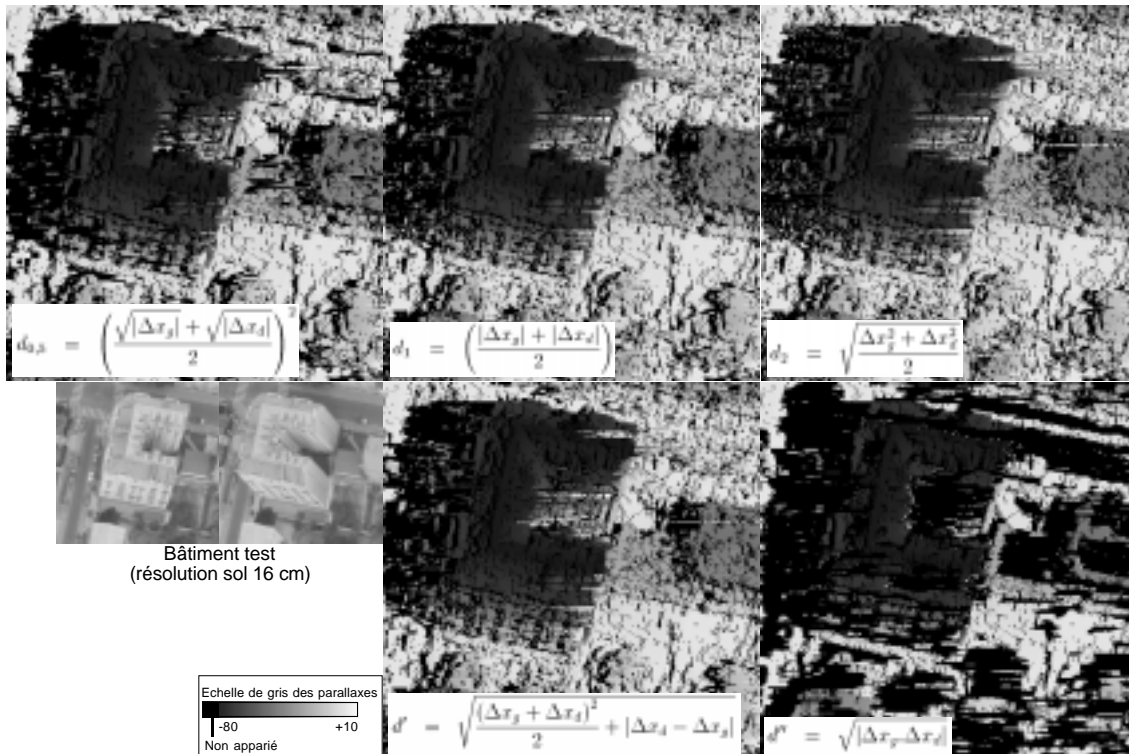


FIG. 4.8: Surfaces des modèles autorégressifs des différentes distances étudiées

(même comportement que d'' , dans une moindre mesure). La fonction d' fournit une surface proche de celle obtenue avec la distance d_1 . La fonction d'' est sans aucun doute celle qui favorise le plus les sauts. De toute évidence, elle ne peut toutefois pas être utilisée telle-quelle : une forte proportion de la surface n'est en effet pas restituée, le passage par deux discontinuités successives, comme illustré sur la figure 4.9, restant très fréquemment le moins coûteux.

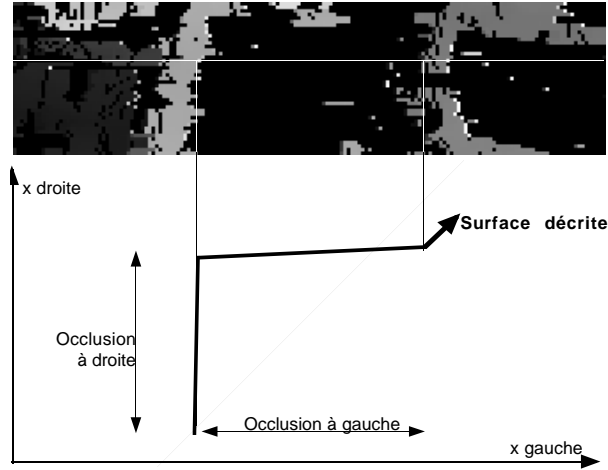


FIG. 4.9: Exemple de double discontinuité

Choix de la fonction d'amortissement.

Ces remarques nous ont conduit à étudier des formulations moyennes qui puissent simultanément tirer parti de la souplesse de la pseudo-distance d'' , et garantir une bonne stabilité de la surface extraite. Nous proposons donc les deux formulations complémentaires de l'amortissement suivantes :

$$C(h_1, h_2) = e^{-a \cdot (t \cdot d'_2(h_1, h_2) + (1-t) \cdot d''(h_1, h_2))} \quad (4.33)$$

$$\text{et } C(h_1, h_2) = t \cdot e^{-a \cdot d'_2(h_1, h_2)} + (1-t) \cdot e^{-a \cdot d''(h_1, h_2)} \quad (4.34)$$

$t \in [0, 1]$ étant un paramètre de tension

$$\text{avec } d'_2(h_1, h_2) = \sqrt{\Delta x_{gauche}^2 + \Delta x_{droite}^2}$$

$$\text{et } d'' = \sqrt{\Delta x_{gauche} \cdot \Delta x_{droite}}$$

L'équation 4.33 revient à adopter une fonction définie comme une moyenne des fonctions d'_2 , adaptée aux surfaces continues, et d'' , favorisant les discontinuités. L'équation 4.34 utilise le même type de moyenne sur les amortissements eux-mêmes. La figure 4.10 présente les amortissements définis par ces deux formules pour les tensions 0,3, 0,5 et 0,7.

Dans ces expressions, la distance d_2 , notée d'_2 pour éviter toute confusion, reprend son expression habituelle : la combinaison avec d'' n'a en effet de sens que si cette dernière n'entraîne pas une pénalisation des sauts, ce qui impose de donner aux deux fonctions des valeurs proches sur les discontinuités, et non plus sur la diagonale.

Critère de choix. Le critère adopté pour la sélection de la formule d'amortissement la plus adéquate est présenté sur la figure 4.11. On considère les valeurs de l'amortissement au voisinage

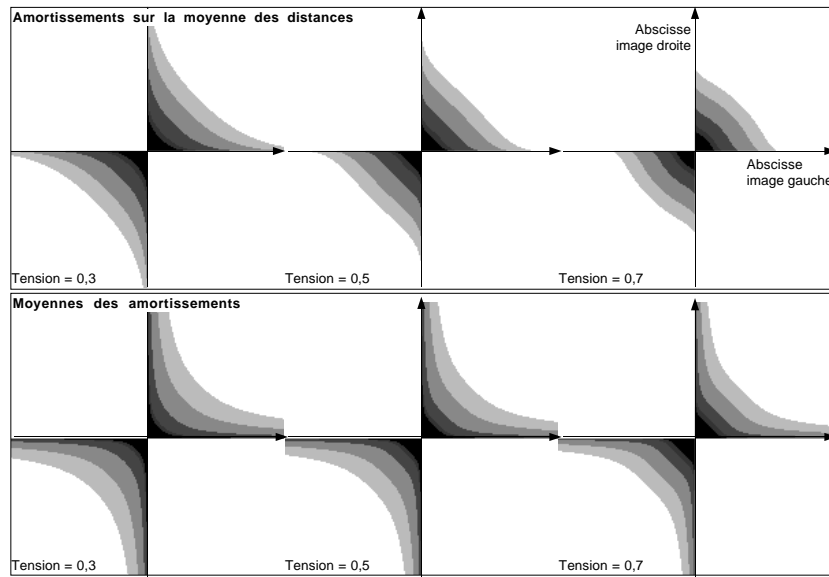


FIG. 4.10: Coefficients de transmission des formulations d'amortissement contrôlés par une tension

d'une discontinuité, en s'intéressant à la différence entre l'amortissement obtenu pour franchir la discontinuité, depuis un point h_1 en amont, par connexion directe à un point h_3 situé en aval du bord, et le produit des amortissements correspondant aux connexions de h_1 au point du bord h_2 , puis de h_2 à h_3 . Cette différence est positive lorsque l'éviction du point du bord h_2 diminue le coût de la connexion. Inversement, le modèle respecte d'autant plus facilement les discontinuités qu'elle est faible et négative.

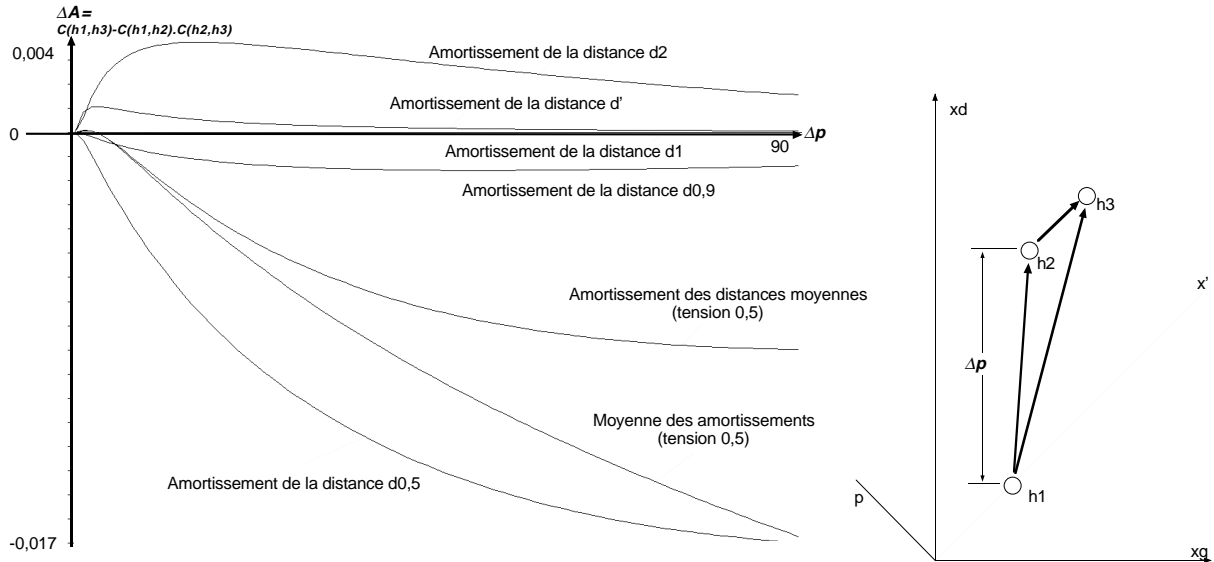


FIG. 4.11: Comportement des coefficients de transmission au voisinage d'une discontinuité

La figure 4.11 montre que les formulations 4.33 et 4.34 encouragent davantage les discontinuités que les distances d_1 et d_2 , et que l'amortissement calculé dans le repère (x', p) . Nous retenons la seconde comme se révélant légèrement meilleure (notons en outre que cette définition

produit des amortissements pénalisant légèrement les discontinuités de faible ampleur, ce qui peut également être un avantage pour la stabilité du modèle autorégressif).

Les fonctions d_α demeurent les plus avantageuses pourvu que le paramètre α soit assez faible ($\alpha = 0,5$ sur la figure 4.11).

Stabilité du modèle. La formulation 4.34 fait intervenir un paramètre de tension. Plus la tension est faible, mieux les discontinuités sont rendues – le cas extrême $t = 0$, illustré par la figure 4.8 (surface obtenue avec la fonction d''), montrant que les valeurs trop faibles ne sont pas admissibles. Le même type de comportement favorisant les doubles sauts est également observé pour les fonctions d_α . Le choix du paramètre (valeur de α ou de t) est donc contingent à la définition choisie : c'est la valeur minimale pour laquelle le modèle autorégressif est « stable ». Cette notion de stabilité peut être définie numériquement en étudiant le cas des doubles discontinuités (figure 4.12). Une modélisation sera stable tant que la connexion directe entre deux points h_1 et h_3 produira un coefficient de transmission plus fort que le coefficient résultant de deux discontinuités successives de h_1 à h_2 , et de h_2 à h_3 , c'est à dire tant que :

$$\forall h_2, (h_1, h_2) \text{ discontinu et } (h_2, h_3) \text{ discontinu} \implies C(h_1, h_3) - C(h_1, h_2) \cdot C(h_2, h_3) > 0 \quad (4.35)$$

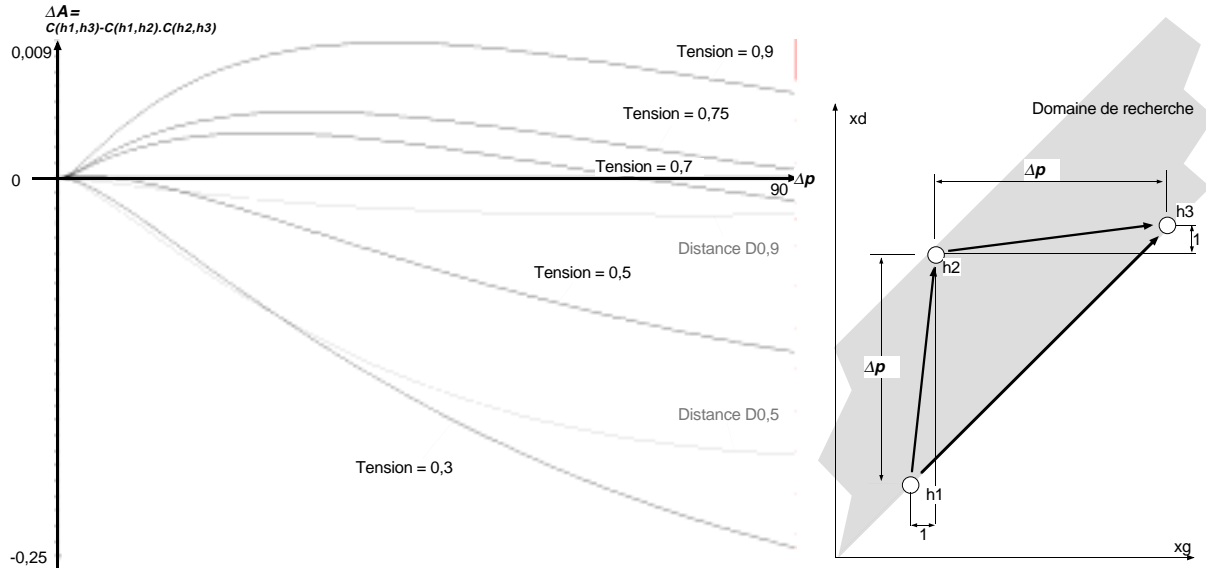


FIG. 4.12: *Comportement des coefficients de transmission sur une double discontinuité*

La figure 4.12 présente la variation de ce critère pour les formulations proposées, et pour des sauts de parallaxe variant de 1 à 90. Nous constatons que, contrairement aux formulations moyennes entre d'_2 et d'' , les fonctions d_α pénalisent toujours la connexion directe par rapport aux doubles discontinuités, et qu'il est donc difficile de garantir leur bon comportement.

Nous adoptons donc la formulation de l'amortissement comme moyenne, contrôlée par une tension, des amortissements de d'_2 et de d'' , qui reste la plus intéressante. La condition de stabilité détermine alors le choix de la tension de la façon suivante.

La condition 4.35 peut admettre une expression simple. L'étude des expressions $C(h_1, h_3) - C(h_1, h_2) \cdot C(h_2, h_3)$ en fonction de la position de h_2 dans le rectangle englobant du segment (h_1, h_3) montre qu'elle atteint son minimum aux angles (e.g. dans la position de la figure 4.12).

Cette même expression décroît par ailleurs avec l'augmentation des longueurs (h_1, h_2) et (h_2, h_3) . Pour un intervalle de recherche bornant les variations de la parallaxe à une valeur Δp , la relation 4.35 est donc toujours vérifiée dès que (avec une notation des hypothèses 3D en coordonnées cartésiennes dans le repère (x_{gauche}, x_{droite})) :

$$C((0, 0), (\Delta p, \Delta p)) - C((0, 0), (0, \Delta p)) \cdot C((0, \Delta p), (\Delta p, \Delta p)) = 0$$

Dans le cas d'un appariement discret, on pourra adopter la formulation moins exigeante (illustrée par la figure 4.12) :

$$C((0, 0), (1 + \Delta p, 1 + \Delta p)) - C((0, 0), (1, \Delta p)) \cdot C((1, \Delta p), (1 + \Delta p, 1 + \Delta p)) = 0$$

Ces deux équations permettent de calculer la tension au travers d'une équation du second degré à solution unique dans l'intervalle $[0, 1]$. La figure 4.13 donne les valeurs de tension adoptées pour des intervalles de recherche variant de 10 à 100 pas de parallaxes.

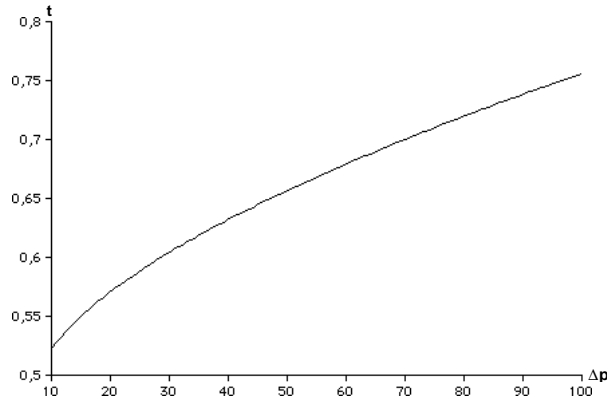


FIG. 4.13: Variation de la tension en fonction de la largeur de l'intervalle de recherche des homologues

Définition du modèle

En résumé, le modèle autorégressif utilisé est donc défini par les équations suivantes. h_1 et h_2 étant deux points consécutifs du graphe, Δp étant la largeur du domaine de recherche en parallaxes :

$$q^+(h_2) = \mu(h_2) + q^+(h_1) \cdot \left[t \cdot e^{-a\sqrt{(x_g(h_2)-x_g(h_1))^2+(x_d(h_2)-x_d(h_1))^2}} + (1-t) \cdot e^{-a\sqrt{(x_g(h_2)-x_g(h_1)) \cdot (x_d(h_2)-x_d(h_1))}} \right]$$

la tension t étant définie par (formulation discrète du critère de stabilité) :

$$t \cdot e^{-a \cdot \sqrt{2} \cdot (1+\Delta p)} + (1-t) \cdot e^{-a \cdot (1+\Delta p)} - \left[t \cdot e^{-a\sqrt{1+\Delta p^2}} + (1-t) \cdot e^{-a\sqrt{\Delta p}} \right]^2 = 0 \quad (4.36)$$

4.3.3 Paramétrage

Le paramétrage de cette modélisation comprend le paramétrage de la recherche des points homologues (corrélation) et du modèle autorégressif des courbes $3D$, ainsi que le contrôle de la définition des probabilités conditionnelles en fonction de la qualité des courbes $3D$ (fonction \mathfrak{F} du paragraphe 4.2.5). Nous avons entièrement paramétré la modélisation autorégressive des courbes $3D$ sur des considérations physiques, de façon à réduire le nombre de paramètres effectifs de l'ensemble de la méthode. Quant à la fonction \mathfrak{F} nous avons réduit son contrôle à un seul paramètre pour lequel nous proposons une méthode de calcul automatique. La mise en œuvre des calculs de probabilités dans ces conditions a montré une bonne stabilité des résultats, ce qui laisse penser qu'elle sera utilisable dans un environnement entièrement automatique (sans intervention opérateur). Le paramètre contrôlant \mathfrak{F} est toutefois sensible. En l'état des tests que nous avons faits, nous ne saurions garantir que l'ajustement automatique proposé est le plus adéquat.

Corrélation

La corrélation est contrôlée par la taille de la fenêtre et la définition du domaine de parallaxes. Ce dernier est entièrement prédictible dans le cadre de notre application : les images sont orientées par rapport à un repère cartographique, et l'on dispose de la base de données à la date précédente pour estimer le sol (que l'on peut sans risque considérer comme inchangé). Le domaine de recherche des homologues est donc fonction de la seule hauteur des bâtiments, dont un maximum est toujours connu.

La taille de la fenêtre de corrélation doit quand à elle être choisie en fonction du compromis souhaité entre la résolution de la modélisation et sa robustesse (cf. chapitre 6).

Modèle autorégressif.

Le modèle autorégressif des courbes $3D$ est contrôlé par une fonction (contribution μ des points en fonction de leur coefficient de corrélation) et par un paramètre d'amortissement.

Choix de la fonction μ La contribution des points corrélés à la fonction définissant la qualité des chemins peut raisonnablement être étalonnée sur des considérations statistiques. Il est en effet assez naturel que la qualité des courbes $3D$ soit fonction de la probabilité a priori de ses points d'être justes. Nous choisissons donc de définir μ comme :

$$\mu = P(\text{surface} | \text{coef}) = \frac{P(\text{coef} | \text{surface}) \cdot P(\text{surface})}{P(\text{coef})}$$

et adoptons, pour l'estimation des probabilités, la méthode suivante.

Pour des fenêtres de corrélation assez grandes, la seule sélection des maxima maximorum fournit généralement une bonne approximation de la surface cherchée. On peut donc considérer que la population ainsi sélectionnée permet d'estimer $P(\text{coef} | \text{surface})$ par simple calcul, sur cette sélection, de l'histogramme des coefficients, tandis que le cardinal de cette population fournit une estimation de $P(\text{surface})$, et qu'un calcul d'histogramme identique sur l'ensemble des points donne accès à une estimation de $P(\text{coef})$.

Une telle démarche avait déjà été utilisée pour estimer le bruit dans une problématique d'extraction de contours [Busch, 1996]. Bien qu'il soit alors plus contestable, nous utilisons également ce mode calcul pour les fenêtres de corrélation de petite taille.

Dans la modélisation que nous proposons, les minima de la fonction de corrélation sont également pris en compte. La recherche des maxima maximorum est en conséquence conduite sur la valeur absolue des coefficients de corrélation. Dans le cas de fenêtres de corrélation de grande taille, l'évaluation de la probabilité a priori des minima par ce procédé peut tout de même conduire à la considérer toujours nulle. Les probabilités a priori sont donc seuillées, en leur attribuant forfaitairement la valeur minimale 0,1. En tout état de cause, les probabilités a priori des extrema négatifs sont toujours faibles. Une telle approche n'est pas complètement satisfaisante ; nous pensons toutefois qu'elle peut permettre l'extraction de la surface dans les cas d'inversion de radiométrie, au moins comme hypothèse secondaire. Une prise en compte plus appropriée de ces phénomènes exceptionnels demanderait probablement de sortir du cadre probabiliste.

Coefficient d'amortissement L'amortissement de la contribution des points à la fonction définissant la qualité doit logiquement dépendre de l'autocorrélation estimée de la scène. Nous considérons que les pâtés de maisons séparés par des rues sont quasi indépendants, et donc que la contribution des points doit s'amortir significativement au bout d'une distance de l'ordre de grandeur de la dimension des blocs de bâtiments. Ce paramètre a été fixé pour qu'un point contribue pour 10% de sa valeur au bout de 25 mètres.

Calcul des probabilités

Les paramètres précédents ont été fixés a priori sur les considérations physiques évoquées en vue d'une automatisation de la méthode. Ils mériteraient sans aucun doute une étude expérimentale pour valider leur choix. Les expériences que nous avons conduites ne nous les font pas considérer comme sensibles. Leur étude ne fera toutefois pas l'objet de ce rapport (la qualité de la modélisation des courbes $3D$ étant un problème a part entière). Nous nous contenterons d'aborder la validation de la loi de probabilité au chapitre 6.

Le modèle des courbes $3D$ étant défini, le calcul d'une probabilité conditionnelle fonction des qualités affectées à chaque point fait intervenir une fonction croissante \mathfrak{F} . Qualitativement, pour reprendre l'analogie des flux, cette fonction est destinée à rendre suffisant le contraste entre la qualité des différents chemins issus d'un point pour que les flux se concentrent sur des courbes $3D$ privilégiées.

Nous avons choisi de façon entièrement arbitraire une formulation exponentielle paramétrée par une température en posant :

$$\mathfrak{F}(q) = q^{\frac{1}{T}}$$

Le choix de la température adéquate a en premier lieu été expérimental, pour constater que, pour des graphes faiblement complexes (5 à 7 prédécesseurs par point), les températures de l'ordre de 0.01 à 0.06 donnaient des résultats intéressants (figure 4.14, p. 73 – ces seules valeurs justifient d'ailleurs le choix d'une exponentielle, puisqu'elles montrent la nécessité d'augmenter drastiquement le contraste entre les qualités).

Ces valeurs expérimentales montrent que, si le paramètre T est sensible, il n'a toutefois pas besoin d'être ajusté très finement. Nous avons donc implanté une sélection automatique de la température sur les considérations suivantes. Soient un graphe pour lequel tout point aurait n prédécesseurs, et dans ce graphe un chemin constitué d'arcs présentant un contraste donné par rapports aux autres arcs possibles. Sous l'hypothèse que les $n - 1$ autres arcs portent tous la même qualité q (bruit uniforme), et que l'arc nous intéressant ait la qualité αq , avec $\alpha > 1$, le flux

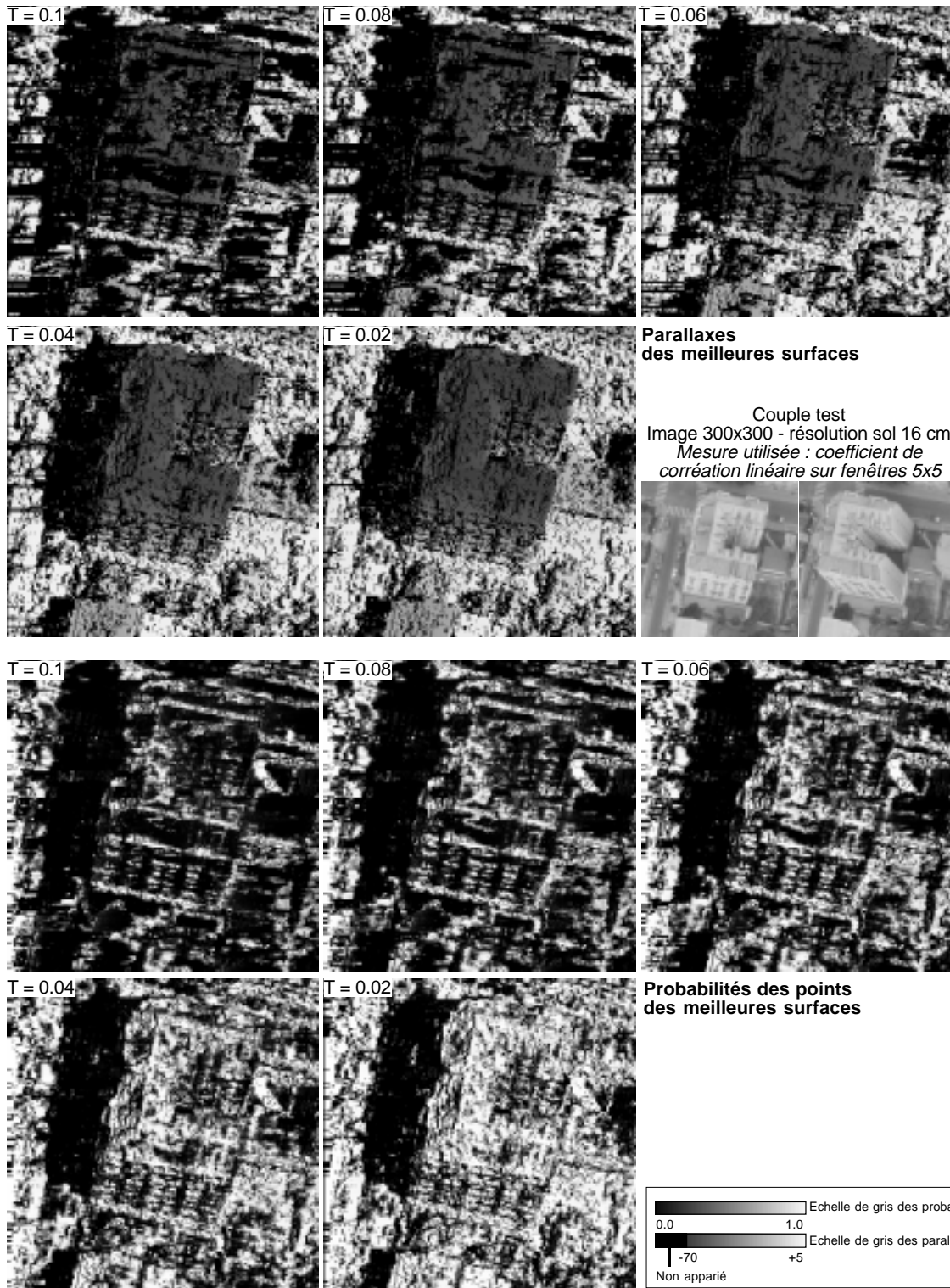


FIG. 4.14: Évolution de la meilleure surface et de la probabilité de ses points en fonction de la température

transmis le long d'un chemin de longueur l (en nombre d'arcs présentant la même configuration), s'exprime :

$$flux(l) = \left[\frac{(\alpha q)^{\frac{1}{T}}}{(\alpha q)^{\frac{1}{T}} + (n-1)q^{\frac{1}{T}}} \right]^l$$

d'où l'on déduit :

$$T = \frac{\log(\alpha)}{\log(n-1) + \log\left(\frac{flux(l)^{\frac{1}{l}}}{1 - flux(l)^{\frac{1}{l}}}\right)} \quad (4.37)$$

T peut donc être ainsi déterminée en fonction du nombre moyen de prédécesseurs de chaque point. En pratique, nous avons admis que d'un faible contraste ($\alpha = 1.05$) devait résulter une transmission faible ($flux = 0.01$) au bout de 3 arcs (les choix du contraste de référence et de la longueur de calcul étant arbitraires, et la valeur de la transmission ayant été choisie pour obtenir une température d'environ 0.04 pour les graphes à 5 prédécesseurs).

4.3.4 Mise en œuvre

Calcul des probabilités sur une section verticale

La mise en œuvre du calcul des probabilités suivant la modélisation proposée est décrite par l'organigramme de la figure 4.15, en application directe des équations précédentes. Les gains caractérisant les arcs, produits de probabilités conditionnelles, ont des valeurs inférieures à 1.0, et peuvent donc être considérés plus proprement comme des coûts. Aux températures très basses, leur combinaison peut poser quelques difficultés numériques lors des calculs de flux, voire lors de la seule normalisation des probabilités conditionnelles (les gains des arcs passant alors en « underflow »). Ces problèmes restent maîtrisables. D'une part, les dépassements numériques intervenant dans la normalisation des probabilités conditionnelles (et dans l'application de la température) peuvent être contrôlés (rééchelonnement des valeurs et calculs effectués partiellement sur une échelle logarithmique). D'autre part la précision numérique des flux peut être contrôlée a posteriori en vérifiant la cohérence des flux sortant aux deux extrémités du graphe.

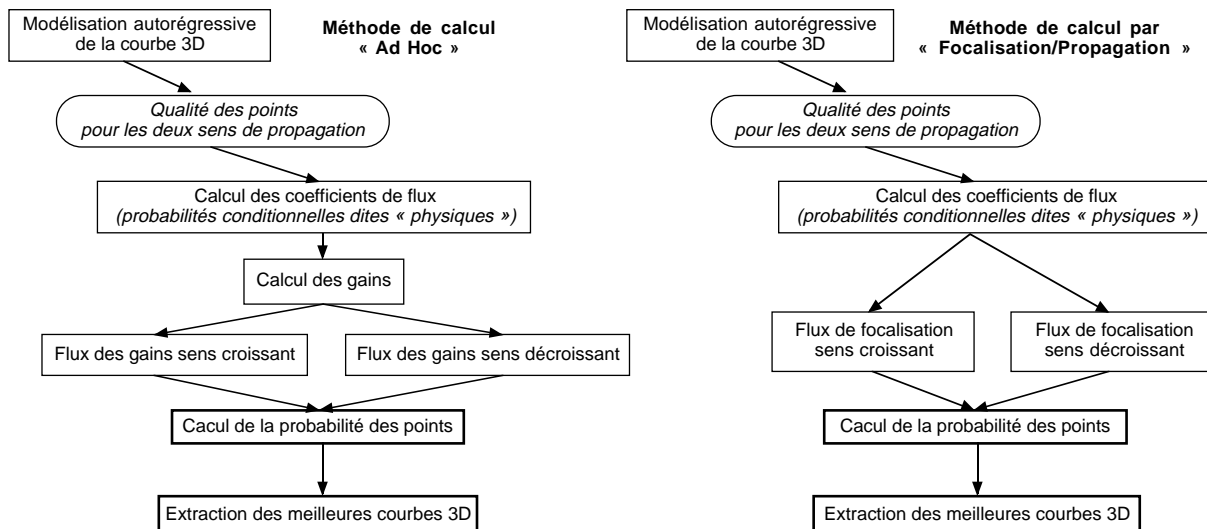


FIG. 4.15: Organigramme de la construction du modèle probabiliste de l'espace des courbes 3D possibles

Croisement d'analyses par sections verticales

La méthode restant valide pour toute section quasi-verticale, nous proposons une analyse sur trois sections complémentaires. En premier lieu, deux calculs de probabilités sont effectués indépendamment le long des colonnes des images gauche et droite. Ils permettent d'affecter à chaque point une probabilité normalisée au sens où, pour chaque point de l'image gauche (resp. droite), la somme des probabilités des homologues potentiels sur l'image droite (resp. gauche) est égale à 1.

Nous considérons ces deux lois de probabilités comme indépendantes. En effet, comme les concurrents d'un même point 3D, en fonction desquels est calculée la loi, appartiennent à deux sections différentes, on peut considérer que les deux calculs de la probabilité du point – sur les colonnes gauches et droites – sont conditionnés par deux contextes indépendants (figure 4.16).

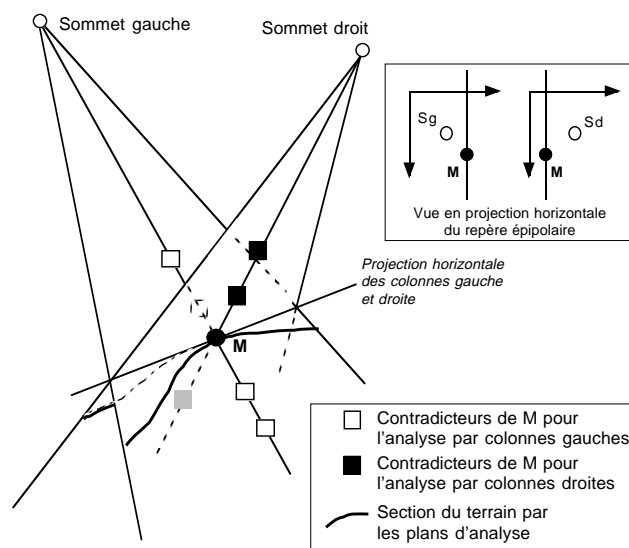


FIG. 4.16: Sections d'analyse suivant les colonnes des images

Cette propriété n'est bien sûr par tout à fait exacte : d'une part, les deux sections possèdent une droite commune, et d'autre part, les bâtiments ont une dimension suffisante pour qu'on puisse considérer les sections comme corrélées. Toutefois, cette propriété d'indépendance nous semble admissible en ce qui concerne les erreurs possibles causées par les parties cachées, qui, par définition, ne sont visibles que sur l'une des images.

A l'issue de ce traitement, les points sont donc qualifiés non plus par la probabilité issue de leur coefficient de corrélation, mais par le produit de leur probabilités dans les contextes des colonnes gauches et droites (figure 4.17). La loi de probabilité est alors calculée en fonction de ce nouvel attribut le long des épipolaires.

Cette mise en œuvre d'une analyse par plusieurs sections n'est bien sûr qu'un avatar d'un vrai modèle bidimensionnel. Elle permet toutefois de prendre en compte la cohérence interligne tout en conservant une algorithmie de complexité réduite. Sa justification pratique relève des mêmes arguments que ceux évoqués dans le cas des méthodes de programmation dynamique prenant en compte la cohérence interligne a priori, en l'intégrant dans les mesures de ressemblance entre

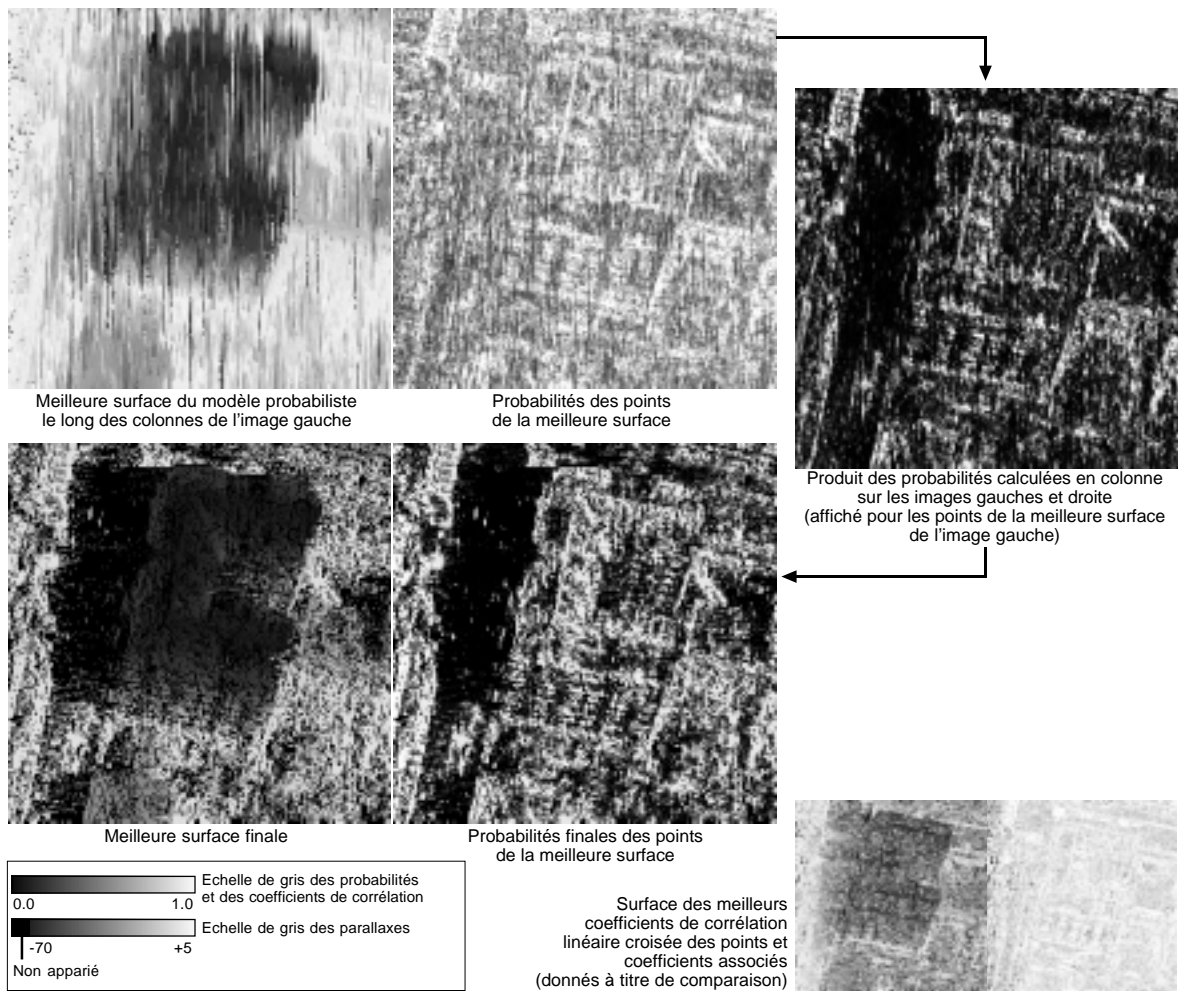


FIG. 4.17: Probabilités calculées par traitement des colonnes des images gauche et droite (mesure utilisée : coefficients de corrélation linéaire sur des fenêtres 3×3).

primitives (comme dans [Baillard *et al.*, 1996a]) – l’analyse épipolaire finale étant motivée par le fait que ces sections particulières maximisent les contraintes photogrammétriques.

Extraction d’hypothèses de surfaces successives

Le modèle probabiliste mis en œuvre permet de qualifier l’ensemble des hypothèses $3D$, mais aussi d’attribuer une probabilité à toute hypothèse de courbe $3D$ que l’on souhaiterait évaluer (équation 4.13), voire à tout faisceau de courbes $3D$ possibles comprises dans un domaine d’incertitude donné (par calcul d’un flux dans le « tube » défini par ce domaine $3D$). La très forte combinatoire des chemins possibles du graphe rend toutefois les valeurs de ces probabilités difficilement interprétables. Les meilleures courbes $3D$ du modèle ont, dans nos tests, des probabilités de l’ordre de 10^{-4} à 10^{-15} suivant les modélisations (tout en restant cependant supérieures de facteurs variant entre 10^{300} et 10^{500} aux probabilités des chemins aléatoires du graphe). De plus, les valeurs obtenues dépendent de la longueur des lignes traitées (plus une ligne est longue, plus le nombre de courbes $3D$ possibles est grand).

Nous proposons donc de réduire les hypothèses de courbe prises en compte dans notre application à un ensemble restreint de courbes $3D$ possibles. La sélection des meilleures courbes $3D$ reste toutefois une difficulté, dans la mesure où un très grand nombre de courbes proches les unes des autres ont des probabilités voisines. Nous proposons la méthode empirique suivante :

- dans un premier temps, les hypothèses $3D$ sont classées dans l’ordre des probabilités décroissantes ;
- les courbes $3D$ sont ensuite sélectionnées comme meilleure courbe passant par le premier point non déjà proche d’une courbe $3D$ trouvée.

Cette méthode est contrôlée par deux seuils : un seuil de distance définissant la distance minimale d’un point à une courbe $3D$ trouvée pour permettre la génération d’une nouvelle courbe, et un seuil de probabilité (critère d’arrêt) portant sur la probabilité des points.

Les courbes $3D$ sont bien entendu extraites indépendamment sur chaque ligne. Les lignes peuvent ensuite être groupées à la plus faible médiane des différences des parallaxes des points voisins en colonne (gauche et droite), calculée sur les portions non communes entre courbes successives, afin de structurer les extractions obtenues en un ensemble de surfaces $3D$ possibles.

Choix du modèle probabiliste

Nous avons proposé plusieurs techniques de calcul de la loi de probabilité à partir d’un modèle autorégressif de courbe donné. Les tests que nous avons effectués montrent que les formulations les plus efficaces sont la combinaison ad hoc des probabilités conditionnelles primaires de l’équation 4.22 pour la définition d’une loi d’ordre 1, et la modélisation « Focalisation/Propagation », que nous avons implantée en adoptant les mesures μ normalisées sur Ω comme probabilités de focalisation (cf. section 4.3.3).

Les autres formulations, en particulier la réduction à l’ordre 1 de la loi « Focalisation/Propagation » par la formule 4.22, ont montré des résultats plus instables, comme l’illustrent les surfaces optimales présentées sur la figure 4.18.

On ne peut pas attribuer cette instabilité à des problèmes de précision numérique dans les calculs de flux. Nous avons en effet vérifié, par exemple, que les formules 4.22 et 4.23 donnent bien numériquement les mêmes probabilités. Il s’agit donc d’un problème de fond : la réduction à

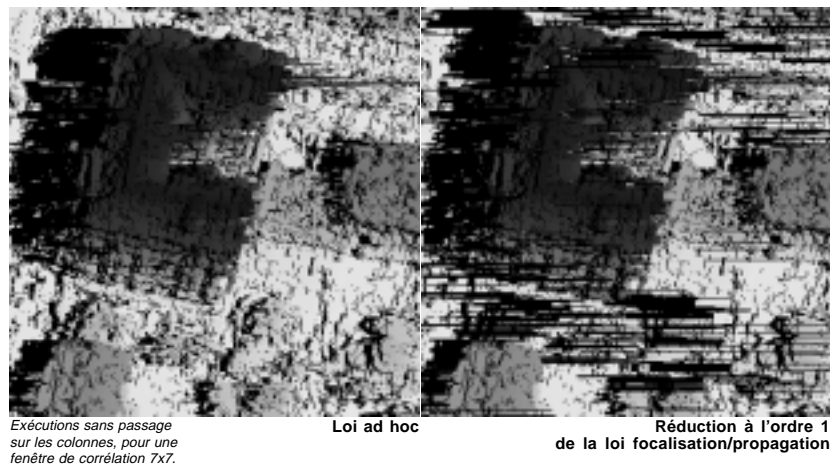


FIG. 4.18: *Surfaces optimales obtenues par les différentes techniques de construction de loi de probabilité (traitement par ligne uniquement)*

l'ordre 1 proposée, est, dans le cas de la loi de « Focalisation/Propagation », trop approximative. Il serait intéressant d'évaluer des réductions à des ordres supérieurs. Nous n'en avons pas eu le temps.

La modélisation « Focalisation/Propagation » présente, sur la loi « Ad Hoc », l'avantage de délivrer des probabilités plus sensibles aux ambiguïtés. Compte tenu de notre objectif, c'est donc cette formulation que nous avons adoptée. Cependant l'extraction de ses courbes 3D optimales pose problème.

On peut facilement proposer des majorants de la formule 4.25 qui pourraient servir de base à une recherche dans le graphe par un algorithme de type meilleur d'abord. Cette recherche n'est toutefois pas réductible à un algorithme A^* , ni même Z^* , la fonction à optimiser n'étant pas croissante pendant la progression. Une recherche risquant le parcours de tous les chemins étant exclue pour des raisons de temps de calcul, il conviendrait probablement d'utiliser une fonction heuristique pour guider l'exploration. Nous n'avons pas trouvé de solution acceptable (les solutions sous-optimales donnant des résultats assez bruités).

Dans le cadre de cette étude, nous nous sommes cantonnés à un compromis pragmatique (encore un). Nous conservons la modélisation « Focalisation/Propagation » pour le calcul des probabilités locales (probabilité des points, conditionnement entre voisins, etc...), mais fondons la stratégie d'extraction des courbes 3D successives sur la loi « Ad Hoc ».

Complexité algorithmique

Les algorithmes décrits ici restent de complexité relativement faible. Tous les calcul de probabilité, y compris le modèle autorégressif des courbes 3D sont de complexité linéaire par rapport au nombre d'arcs du graphe de compatibilité. Quant à la construction de ce dernier, moyennant une structure d'accès aux hypothèses 3D adéquate, elle s'effectue également avec une complexité du même ordre.

Rapportée aux dimensions des images, cette complexité est environ $O(s \cdot \Delta p^2)$, s désignant la surface de l'image et Δp la largeur du domaine de recherche (domaine de variation de la parallaxe entre images gauche et droite) : on vérifie en effet, sur des considérations statistiques simples aussi bien qu'expérimentalement, que le nombre d'arcs par hypothèse 3D varie à peu

près linéairement en fonction du nombre d'hypothèses $3D$ par point image ; quant à ce dernier, à images données et taille de fenêtre de corrélation fixée, il dépend de toute évidence linéairement de la largeur du domaine de recherche des homologues.

Cette complexité est relativement faible (les algorithmes de programmation dynamique en maillé sont de complexité $O(s.\Delta p)$). Les algorithmes n'en restent pas moins très lourds en temps de calcul, dans la mesure où ils nécessitent la manipulation de structures de données complexes (et donc des accès aléatoires en mémoire par des pointeurs), et des calculs en double précision. A titre indicatif, avec des algorithmes non optimisés, le temps de calcul du modèle sur une image 512×512 peut prendre 30 minutes à une heure sur un micro-ordinateur séquentiel de puissance raisonnable (processeur R.I.S.C.⁵ récent).

Ce fait rend peu probable l'utilisation opérationnelle directe de cette méthode sous un délai bref. Le calcul d'une scène entière – couple de photographies aériennes de dimensions $12\,000 \times 6\,000$ pixels demanderait la bagatelle d'une vingtaine de jours CPU dans les pires cas (gestion de recouvrements comprise) ; quant au calcul d'une feuille cartographique entière, qui représente une cinquantaine de couples, il totaliserait 3 années CPU ! Toutefois, nous estimons que les algorithmes proposés restent réalistes pour l'avenir. D'une part, nous avons vérifié qu'une optimisation simple des algorithmes (tabulation des exponentielles, réduction du nombre de parcours du graphe, limitation du nombre d'appels de fonctions) permettait de gagner un facteur 1,5 à 2 sur le temps d'exécution. D'autre part, rappelons que le temps de travail manuel sur un couple est d'une vingtaine d'heures en restitution, soit 3 jours-opérateur (une tâche prenant 3 jours CPU peut donc être synchronisée à la chaîne manuelle, moyennant l'affectation d'une machine par opérateur). Le gain nécessaire sur les puissances de calcul n'est en conséquence que d'un facteur 3,5 à 4, ce que l'on peut s'attendre à voir d'ici peu.

Notons enfin que l'ensemble des étapes de calcul du modèle, fondé sur des flux, est partiellement parallélisable sur une machine de type S.I.M.D.⁶, moyennant toutefois la possibilité d'effectuer un contrôle complexe de synchronisation des processeurs.

4.4 Intérêt de l'approche

De nombreux travaux se sont intéressés à la modélisation probabiliste de processus d'extraction. Les lois de probabilité mises en œuvre dans ces cadres ont toutefois un autre objet que le nôtre : elles servent de base à la définition d'un critère d'optimalité, support de la recherche de la meilleure hypothèse. C'est en particulier le cas dans les techniques de recherche du maximum a posteriori des modèles markoviens. La loi de probabilité, optimisée par le processus, n'est alors plus en soi une mesure objective de la qualité des extractions.

Dans notre cas, l'objectif poursuivi était la construction de la loi elle-même afin de permettre la mesure de n'importe quelle hypothèse. En ce sens, nous aurions pu nous contenter d'utiliser les lois a priori proposées par d'autres auteurs. Il nous a cependant paru intéressant de tenter de cerner les conditions nécessaires à la définition d'un loi cohérente.

Sous des hypothèses réduites ($H0$ et $H1$), nous avons montré que l'ensemble des courbes $3D$ possibles était représentable par un graphe orienté, et que dans ce graphe, toutes les lois causales d'ordre fini étaient en fait à causalité double (dans les deux sens), et représentables par une fonction de gain sur les arcs du graphe développé des cliques.

5. « Reduced Instruction Set Computing »

6. « Single Instruction, Multiple Data »

Cette dernière propriété est en fait une tautologie : la probabilité d'une chaîne markovienne finie de cliques à deux points peut toujours s'exprimer de la sorte. Son intérêt réside dans ses propriétés calculatoires, qui permettent de mettre en évidence une relation entre les probabilités conditionnelles entre nœuds, dans les deux sens, par des mécanismes de flux. Ces propriétés nous ont ensuite simplement inspirés pour proposer une méthodologie de construction de lois de probabilité d'ordre faible dans le graphe.

Pour l'implantation de ce modèle, nous avons ensuite proposé une modélisation simple auto-régressive des courbes cherchées en nous efforçant d'en rattacher les paramètres à des grandeurs physiques. Cette modélisation ne bénéficie pas de justifications théoriques péremptoires, mais plutôt d'une construction de bon sens, et nous a paru suffisante pour mettre en œuvre nos tests.

Le caractère assez formel de ce chapitre ne doit donc pas masquer la part d'empirisme sur laquelle repose notre démarche. Tout au contraire, nous nous sommes efforcés de mettre en lumière les hypothèses fondant notre analyse, et de bien dégager les éléments arbitraires de cette construction. Le résultat de cette démarche n'a bien entendu de loi de probabilité que les propriétés formelles de normalisation (qu'est-ce que la probabilité en soi d'un point d'appartenir à la surface cherchée?). Sa validation ne peut donc être qu'expérimentale. Elle est abordée dans le chapitre 6.

Chapitre 5

Calcul d'un indicateur d'évolution

L'analyse des spécifications de contenu de la BDTopo (chapitre 2) a montré qu'il était difficile de considérer ses objets comme des représentations $3D$ à proprement parler, dont il conviendrait de contrôler l'exactitude géométrique. Nous avons souligné l'incertitude attachée à l'interpolation des altitudes au sein des îlots, et avons proposé leur vérification suivant quatre composantes (cf. sections 3.1.2 et 3.3) : leur emprise planimétrique, la position altimétrique de leurs arêtes, la représentation des décrochements internes en Z , et la représentation des cours intérieures.

Une telle approche revient à considérer la BDTopo comme une représentation planimétrique à laquelle sont attachés des attributs d'altitude : les contours extérieurs des îlots et les cours intérieures définissent une partition de l'espace $2D$ en deux classes (bâti / non-bâti), tandis que les consignes de représentation des décrochements en Z internes aux îlots, par des arêtes qui définissent un découpage des îlots eux-mêmes, peuvent être comprises comme une contrainte d'homogénéité en Z des faces $2D$ du modèle. Les altitudes portées par les vecteurs sont, de ce point de vue, des attributs indépendants, contraints par une spécification d'exactitude.

Cette reformulation du modèle des données traduit la notion de modélisation $2D\frac{1}{2}$, couramment utilisée en cartographie (en particulier, à l'I.G.N., pour qualifier la BDTopo), et n'a, en cela, rien d'original. Nous nous bornons ici à en proposer une définition formelle, exploitable dans le cadre de notre application (section 5.1).

Dans la suite de ce chapitre, nous abordons une réflexion préliminaire au choix des indicateurs d'évolution portant sur chacun des aspects des spécifications. L'avancement de cette recherche ne nous a pas permis d'élaborer un processus complet. Nous proposons ici essentiellement une analyse des sources d'incertitude pouvant nuire à la décision, tout en présentant les axes de développement qui sont actuellement les nôtres pour la construction de l'application. La section 5.2 présente les éléments communs à notre démarche (données utilisées, méthodologie). Nous développons les aspects attachés à la construction des indicateurs dans la section 5.3, en analysant successivement la vérification du contenu planimétrique de la base (validation des emprises des îlots – section 5.3.1), et la validation de son contenu altimétrique (section 5.3.2). La section 5.4 propose un schéma général pour le processus complet. Une synthèse de l'avancement des travaux est présentée en conclusion (section 5.5).

5.1 Modélisation $2D\frac{1}{2}$ des bâtiments

Dans les sections qui suivent, nous considérons les bâtiments de la BDTopo comme définis par la donnée d'un graphe planaire orienté du plan cartographique horizontal (X, Y) , dont la topologie est la topologie induite par la géométrie (figure 5.1). Les arcs sont orientés arbitrairement, et

sont dédoublés pour permettre leur parcours dans les deux sens. Leur géométrie, comme dans la base de données, est définie par des suites de segments, appuyés eux-mêmes sur un ensemble de points qui portent chacun une altitude. Dans ce graphe, les cycles élémentaires minimaux de surface positive, associés au cycles maximaux de surface négative qu'ils contiennent – et qui forment des îles –, définissent un système de faces constituant une partition du plan (ceci moyennant de compléter conventionnellement le graphe par des arcs aux bords de la zone de travail, lorsqu'ils n'existent pas). Ces faces portent un attribut d'occupation du sol binaire (« nature » de la face : bâtie ou non-bâtie).

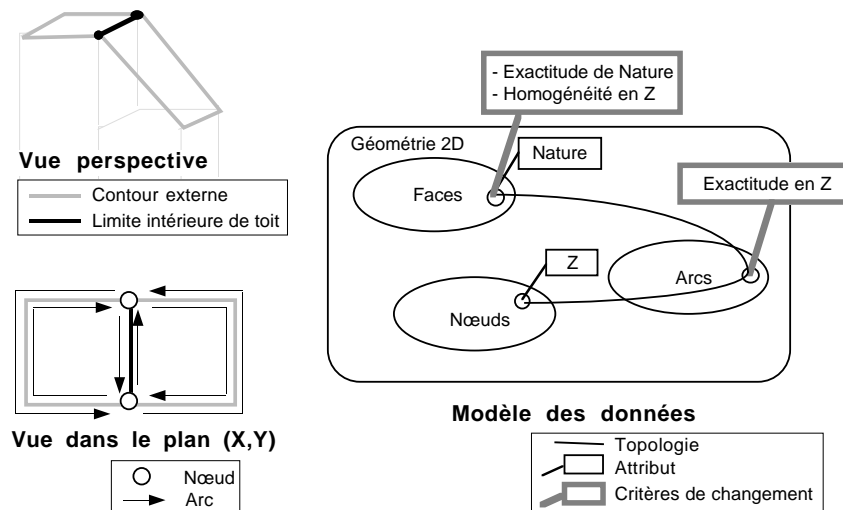


FIG. 5.1: Modélisation $2D\frac{1}{2}$ des bâtiments de la *BDTopo*

Une telle définition est rendue possible par les spécifications de contenu de la *BDTopo*, qui stipulent qu'au sein d'une même couche thématique, deux points distincts ne peuvent avoir la même position planimétrique (et qui définit la topologie de chacune des couches de la base comme planaire). Elle reprend le modèle des cartes topologiques introduits par Benoît David [David, 1991].

La construction d'un tel graphe peut être conduite suivant deux modalités. Soit l'on considère les objets de la classe « limite intérieure de toit » comme partie intégrante des arcs du graphe, et les îlots de grande taille peuvent alors être découpés en plusieurs faces (ex. de la figure 5.1) – nous parlerons de topologie complète. Soit on limite la construction de la topologie aux contours externes des îlots, et l'on considère les limites intérieures comme des attributs (géométriques) des faces.

Dans les deux cas, la détection des non-changements se traduit naturellement par la vérification de propriétés d'intégrité de cette structure de données, qui traduisent le respect des spécifications de contenu de la base (figure 5.1) :

- validité des attributs des faces : la vérification de l'emprise au sol des bâtiments se résume au contrôle de l'attribut d'occupation du sol des faces ;
- homogénéité en Z des faces : dans le cas de la topologie complète, l'absence de rupture d'altitude omise à tort peut être traduite par un critère d'homogénéité calculé sur la

fonction $Z(X, Y)$; dans le second cas, cette condition d'homogénéité se traduit par une mesure de la cohérence entre les ruptures d'altitude observables et les ruptures représentées dans la base ;

- exactitude planimétrique de la position des arêtes : la vérification de la position planimétrique des contours extérieurs des bâtiments est déjà induite par le contrôle des attributs des faces ; dans la première option de représentation (topologie complète), les limites intérieures de toit, quant à elles, doivent en outre effectivement représenter des ruptures d'altitude (cette vérification étant induite par la condition d'homogénéité dans le second cas) ;
- exactitude altimétrique de la position des arêtes : ce contrôle reste purement géométrique et peut être mis en œuvre sur chaque segment, indépendamment du reste de la base.

La représentation topologique complète fait appel à une condition supplémentaire, pour la vérification de la cohérence planimétrique des limites internes. Il est toutefois possible de définir cette vérification sur la base du critère d'homogénéité interne en Z des faces. Les arcs concernés peuvent en effet être validés si, d'une part, leurs deux faces voisines sont homogènes, et si, d'autre part, leur suppression génère une face inhomogène. Cette dernière condition est sans doute plus coûteuse en temps de calcul qu'une vérification directe de la présence effective d'une rupture d'altitude au voisinage de l'arc contrôlé, mais elle permet de réduire le nombre de critères utilisés, garantissant une meilleure cohérence au processus.

Les indicateurs de changement à définir sont donc toujours réductibles à trois (vérification de l'emprise, et de l'homogénéité en Z , des faces, et contrôle de l'exactitude altimétrique des arcs). Nous les discutons dans les sections suivantes.

5.2 Démarche générale

Données disponibles

Outre la représentation vecteur des bâtiments de la BDTopo, sommairement décrite par la figure 5.1, les données supposées disponibles pour cette étude recouvrent :

- les éléments de la BDTopo ancienne supposés invariants (tels que l'orographie, ou même le réseau routier, qui peut être considéré comme invariant, au moins pour ce qui concerne l'estimation qu'il donne de l'altitude du sol) ;
- un ensemble d'hypothèses 3D ponctuelles issues d'un processus d'appariement de photographies récentes, tel que celui décrit au chapitre 4, organisé en un nombre restreint de surfaces 3D possibles (cf. section 4.3.4) ;
- une interprétation sommaire de la scène en deux classes (bâti/non-bâti), construite également sur des données récentes.

Nous n'avons pas abordé l'interprétation de la scène dans le cadre de cette recherche pour des raisons de temps. La classification des bâtiments peut être obtenue par plusieurs voies, aussi bien par analyse directe des images – soit par des processus de classification complets de la scène [Huet et Philipp, 1998], soit par l'extraction d'une caractéristique discriminante (comme l'entropie des directions du gradients [Baillard *et al.*, 1996c]), ou encore par des procédés dédiés à la

détection du bâti (comme l'analyse de la répartition des contours et des ombres dans [Jung, 1996]) – que par l'intermédiaire d'une extraction du sursol sur des critères morphologiques appliqués à un modèle numérique d'élévations [Baltsavias *et al.*, 1995], [Weidner et Förstner, 1995].

Disposant d'une estimation de l'altitude du sol au travers de la BDTopo, nous nous sommes limités à l'emploi d'une caractérisation simple du sursol (cf. section 5.3.1), en supposant acquise la possibilité de séparation du sursol en bâti et végétation arborescente. Concrètement, cela revient à dire que cette étude fait usage d'un masque de la végétation supposé donné (en pratique, dans le cadre de nos expériences, une saisie manuelle), en complément de la séparation sol/sursol que nous mettons en œuvre.

Quant aux hypothèses $3D$ extraites des images, elles peuvent être considérées sous plusieurs angles. Dans le chapitre 4, nous avons proposé une famille de techniques d'appariement, dont l'objectif est de qualifier les extractions par une probabilité d'appartenance à la surface $3D$ vraie. Les méthodes mises en œuvre s'appliquent à une représentation discrète, ponctuelle, de l'espace des surfaces possibles. En ce sens, le résultat de tels processus est un ensemble de points plutôt qu'un ensemble de surfaces à proprement parler (notons que c'est le propre de toute technique d'appariement ponctuel qui ne définit pas de processus d'interpolation a posteriori). Ce point de vue volontairement réducteur n'exclut pas, pour autant, d'utiliser ces résultats pour construire des hypothèses de surface proprement dites (ou des hypothèses de modèles numériques d'élévations – ou M.N.E.), puisque ces points sont structurés en ensembles cohérents, au sens des contraintes géométriques du problème.

Ces remarques peuvent aider à une meilleure délimitation des données $3D$ supposées accessibles pour le processus de contrôle : nous considérons que nous disposons d'un ou de plusieurs M.N.E. sous la forme de représentations discrètes (à maillage régulier ou non), et dont les points sont qualifiés par une probabilité. Cette définition intègre la possibilité d'utiliser des M.N.E. issus de procédures d'appariement classiques, au seul coût de doter leurs points d'une probabilité (issue d'un indicateur interne à choisir, ou de tout choix forfaitaire). Nous discutons dans la suite l'intérêt d'utiliser ces M.N.E. comme des surfaces ou comme des ensembles de points (i.e. comme un sondage de la surface au sens statistique).

Approches possibles

La vérification des non-changements sur les objets de la BDTopo s'appuie sur une confrontation des vecteurs de la base et des données $3D$ extraites automatiquement. Deux familles de démarches peuvent permettre d'aborder ce problème. Les premières pourraient être qualifiées d'approches par reconnaissance de forme. Considérant les données $3D$ extraites du couple de photographies aériennes comme un ensemble de M.N.E. possibles, on peut envisager d'en extraire des représentations comparables aux données de la BDTopo, et de fonder le diagnostic des changements sur une mesure de la cohérence de ces représentations avec la base.

L'exemple le plus immédiat d'une telle démarche concerne la vérification des emprises des bâtiments. L'extraction de l'emprise du bâti à partir d'un M.N.E. a été abordée par plusieurs auteurs, soit par des techniques de morphologie mathématique [Baltsavias *et al.*, 1995], soit par une modélisation plus complète de la probabilité d'appartenance au sursol [Baillard *et al.*, 1996b]. Les emprises ainsi calculées peuvent être comparées aux emprises définies par la BDTopo sur des critères de qualité de superposition géométrique (e.g. en évaluant leur recouvrement par des opérateurs de morphologie mathématique, comme dans [Servigne, 1995]).

La seconde famille de démarches regroupe les approches que l'on pourrait qualifier de sta-

tistiques. Les données *3D* extraites automatiquement sont ici considérées comme un ensemble d'événements ponctuels, pour chacun desquels la cohérence à la BDTopo peut être évaluée. Le non-changement sera alors caractérisé par un test statistique sur cette population, considérée comme un ensemble de tirages indépendants.

Dans le cas de la vérification des emprises, chaque hypothèse *3D* ponctuelle peut, par exemple, porter un attribut binaire d'appartenance au sol ou au bâti déduit de son altitude au dessus du sol. La cohérence entre les extractions et la base pourra ainsi être mesurée directement, par confrontation de ces attributs à l'appartenance déduite de la base en fonction de la position planimétrique des points considérés. L'indicateur de changement sera alors naturellement une mesure de la fréquence des attributs cohérents (e.g. mesure de la corrélation binaire entre les attributs des hypothèses *3D* et les valeurs issues de la base).

Choix effectués

De façon schématique, les approches par reconnaissance de forme peuvent être caractérisées comme celles qui rapportent la comparaison au niveau de représentation de la base de données (i.e. à moyen niveau), tandis que les approches statistiques seraient celles qui proposeraient des indicateurs calculés au niveau des extractions *3D* primitives (i.e. à bas niveau).

En ce sens, les premières auront l'avantage de permettre une traduction plus directe des spécifications en termes de mesures. Elles soulèvent toutefois un certain nombre de difficultés. En premier lieu, elles requièrent une interprétation des M.N.E. extraits comme modèles de la surface *3D*, et demandent donc, par là, d'en expliciter les fonctions d'interpolation. Dans les problématiques de production de M.N.E., cette première étape trouve des solutions acceptables via l'emploi d'un certain nombre de solutions ad hoc (e.g. [Baillard, 1997]; interpolation des zones non appariées de petite taille, filtrages, substitution de l'altitude du sol aux zones non appariées de grande taille, etc...). Le passage par de tels traitements suppose que l'on modélise l'incertitude induite par ces procédures.

En second lieu, les surfaces ainsi produites deviennent le support d'une phase supplémentaire d'interprétation (extraction d'objets comparables aux vecteurs de la BDTopo). Nous avons déjà souligné (section 3.1.1) les faiblesses des techniques de reconstruction des bâtiments, même à moyen niveau. L'intégration de tels traitements en amont de la comparaison ne peut donc se faire sans précaution quant à leur incidence sur le diagnostic.

Enfin, si la traduction des spécifications peut apparaître plus immédiate, la définition précise des mesures, comme leur mise en œuvre, ne va pas sans poser des difficultés, comme le souligne l'analyse de la section 3.1.2.

A l'inverse, les approches statistiques permettront de réduire le nombre et la complexité des étapes, entre la phase d'extraction et les mesures de cohérence avec la base de données. Cet avantage a toutefois deux contreparties. La première est la perte de la localisation précise des phénomènes observés. Considérer les hypothèses *3D* extraites du couple d'image comme un ensemble d'événements non structurés ne permet pas de donner un sens déterminant à une différence unique observée en un point (contrairement à la comparaison directe de deux segments, par exemple). Les mesures de comparaison devront se fonder sur les réponses d'une population statistiquement suffisante, et donc être intégrées sur une étendue à définir de l'espace *2D*. La seconde concerne la définition de ces mêmes mesures. Les spécifications de contenu de la BDTopo prescrivent la représentation de phénomènes qui n'ont de sens qu'en tant qu'objets d'emprise planimétrique significative (e.g. la notion de représentation des ruptures d'altitude n'a de sens

que pour les frontières d'une certaine longueur). Leur traduction en terme statistique sur des mesures ponctuelles ne pourra donc être qu'approximative.

Dans le cadre de ce travail, nous avons choisi de nous cantonner aux mesures de comparaison que nous avons qualifiées ici de statistiques. Ce choix s'inscrit dans la logique des options prises précédemment, pour la construction des autres phases du traitement : d'une part, il favorise les procédures à bas niveau, plus simples, et jugées plus maîtrisables quant au contrôle de leur incertitude (cf. choix des processus d'extraction, section 3.1.1, p. 18), et d'autre part il permettra une exploitation plus directe des résultats des méthodes d'extraction du chapitre 4 – dont l'intérêt principal est de fournir une probabilité pour qualifier des hypothèses $3D$ ponctuelles. On peut lui trouver des raisons secondaires dans les difficultés soulevées par les approches par reconnaissance de forme, qui, si elles ne sont pas insurmontables, demanderaient certainement une mise au point plus longue, difficilement abordable dans le temps consacré à cette phase de l'étude.

Nous abordons donc, dans la suite, la construction des indicateurs de changement dans cet esprit, tout en restant conscients que les solutions envisagées ne reflètent qu'une faible portion du spectre des démarches possibles.

5.3 Construction des indicateurs

5.3.1 Emprise des bâtiments

Démarche.

Nous nous proposons, dans cette section, de construire un indice mesurant la cohérence des emprises des bâtiments, issues d'une part de la BDTopo, et calculées d'autre part à partir des résultats de mise en correspondance du couple de photographies aériennes traité. Un tel indice a nécessairement une signification localisée (validité de la base de donnée en un lieu de l'espace), et, s'agissant de l'emprise des bâtiments, est donc défini comme une fonction des coordonnées planimétriques (X, Y) du repère cartographique.

Dans la suite des remarques faites dans la section précédente (5.2), nous considérons les hypothèses $3D$ issues de la phase d'appariement comme un échantillon matérialisant un tirage aléatoire de points $2D$ pour chacun desquels l'appartenance à l'emprise vraie des bâtiments est connue avec une certaine incertitude, comme fonction de la hauteur de l'hypothèse $3D$ au dessus du sol – nous parlerons d'emprise observée –, et peut être comparée à l'appartenance à l'emprise prédite par la BDTopo (également avec une certaine incertitude – nous parlerons d'emprise de la base). Sous un tel point de vue, tout voisinage du plan d'un point (x, y) peut servir de support au calcul d'un indicateur intégrant l'information recueillie par sondage sur son emprise. Dans la pratique, s'agissant de valider des îlots de la BDTopo, l'emprise de la base elle-même de chacun des îlots (éventuellement étendue aux points proches) pourra servir de voisinage $2D$ pour un tel calcul – l'indice qualifiant alors l'objet de la BDTopo lui-même.

Modélisation de l'incertitude de l'emprise observée.

L'emprise observée est déduite d'une observation initiale des altitudes par appariement d'images, et de l'altitude du sol supposée connue, et ne peut en cela être considérée comme certaine. Les sources de cette incertitude tiennent à trois phénomènes principaux : l'incertitude des altitudes supports du calcul de l'appartenance à l'emprise pour chaque hypothèse $3D$, la compétition entre hypothèses $3D$ à position planimétrique fixée, et les lacunes de l'information extraite.

Incertitude des altitudes. Les altitudes utilisées pour le calcul de l'appartenance à l'emprise observée des bâtiments sont l'altitude de l'hypothèse 3D considérée, issue d'une estimation par appariement, et l'altitude du sol, dérivée de la base existante par interpolation (cf. section 5.2). Si les altitudes étaient connues exactement (et certaines) – et en assimilant bâti et sursol (cf. section 5.2), cette appartenance serait équivalente à l'observation d'une hauteur au dessus du sol supérieure à la hauteur minimale d'un bâtiment (que l'on peut admettre égale à 2 mètres).

L'altitude du sol provient indirectement d'une mesure de la topographie, et est généralement considérée comme connue avec une certaine exactitude (déductible des spécifications de la base) : dans le cas de la BDTopo, on estime cette exactitude à une valeur de l'ordre du mètre. L'altitude de l'hypothèses 3D considérée est issue, quant à elle, d'une estimation locale de la position des homologues sur les images gauche et droite, puis d'un calcul photogrammétrique conduisant à la position du point dans l'espace objet. Dans ce processus, si l'on suppose que la surface vraie passe effectivement par le point considéré¹, on peut admettre que cette altitude est également connue à une incertitude près (fonction, dans notre application, de la taille de la fenêtre de corrélation, de la nature de la surface – pente, présence d'une discontinuité, etc... –, voire du contraste des images au point considéré).

L'estimation de la hauteur au dessus du sol peut ainsi être modélisée comme la différence de deux variables aléatoires unimodales d'écart-type connu, et donc elle-même être représentée par une variable aléatoire unimodale. Ces considérations justifient la modélisation de l'appartenance au sursol par une probabilité, s'exprimant comme une fonction continue croissante de la hauteur calculée au dessus du sol. Ces remarques confortent les choix effectués par d'autres auteurs (voir [Baillard, 1997], par exemple).

Nous avons adopté pour notre part une fonction sigmoïde, définie par translation et changement d'échelle de la fonction tangente hyperbolique, et paramétrée par un seuil s définissant la hauteur de probabilité 1/2, point d'inflexion de la sigmoïde, et par la pente p de la fonction au point d'inflexion (voir figure 5.2).

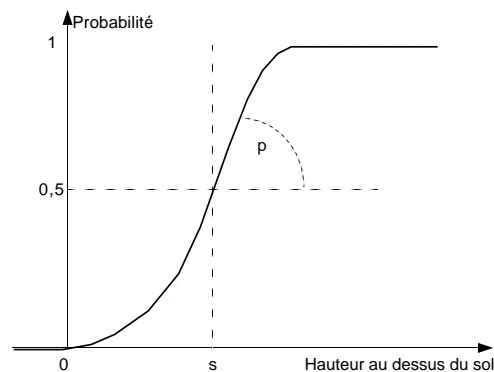


FIG. 5.2: Probabilité d'appartenance au sursol en fonction de la hauteur au dessus du sol.

Nous notons cette fonction π , et désignons par $\Psi_o(h)$ la probabilité d'appartenance à l'emprise observée de l'hypothèse 3D h . En désignant par $(x(h), y(h), z(h))$ les coordonnées de l'hypothèse h dans l'espace cartographique, et par $Z_{sol}(x, y)$ l'altitude du sol pour tout point (x, y) du plan cartographique, on a donc :

$$\Psi_o(h) = \pi(z(h) - Z_{sol}(x(h), y(h))) \quad (5.1)$$

1. Nous considérons ici une hypothèse 3D donnée : la possibilité que ce point soit faux (et donc le fait qu'il est incertain) est abordée plus loin.

Compétition entre hypothèses d'altitude. Les considérations précédentes valent pour un appariement délivrant un résultat certain, i.e. pour lequel toutes les hypothèses $3D$ appartiendraient à la surface $3D$ vraie. Il va de soi qu'il n'en est rien, et que tout processus d'appariement produit des points homologues erronés (des fautes), dont l'incertitude ne participe donc pas du même phénomène de précision de pointé. Nous avons montré, au chapitre 4, que le phénomène des fautes était également modélisable par une loi de probabilité, calculable en fonction de la répartition des hypothèses $3D$ dans l'espace.

Reprenant les notations du chapitre 4, cette probabilité est notée $P(h)$, et est normalisée sur toute section d'hypothèses incompatibles. La démarche mise en œuvre pour le calcul de cette loi s'est appuyée sur une représentation discrète irrégulière des hypothèses $3D$. Nous admettons ici que, par le biais de la procédure d'extraction des surfaces possibles successives, décrite dans la section 4.3.4, p. 77, on peut définir, par interpolation, pour tout point (x, y) du plan cartographique, un ensemble d'hypothèses $3D$ incompatibles h , telles que $x(h) = x$ et $y(h) = y$, dont les probabilités sont également normalisées :

$$\sum_{x(h)=x \wedge y(h)=y} P(h) = 1$$

L'appartenance à l'emprise observée de chaque point (x, y) du plan cartographique, que nous notons $\Psi_o(x, y)$ par extension des notations précédentes, s'exprime alors par combinaison, dans un formalisme probabiliste homogène, des appartenances de chacune des hypothèses $3D$ émises pour cette position planimétrique :

$$\begin{aligned} \Psi_o(x, y) &= \sum_{x(h)=x \wedge y(h)=y} \Psi_o(h) . P(h) \\ &= \sum_{x(h)=x \wedge y(h)=y} \pi(z(h) - Z_{sol}(x(h), y(h))) . P(h) \end{aligned} \quad (5.2)$$

Lacunes de l'information extraite. La normalisation des probabilités précédentes suppose que l'on dispose, en sortie du processus d'appariement, d'une information complète. Cela n'est pas le cas pour deux raisons. D'une part, du fait des phénomènes d'occlusion, l'appariement d'un couple stéréoscopique d'images en milieu urbain ne permet pas l'extraction d'homologues pour toute position planimétrique. D'autre part, la procédure d'extraction des surfaces possibles que nous avons proposée ne matérialise volontairement qu'un nombre limité de surfaces possibles. Ces deux phénomènes conduisent à une loi de probabilité non normalisée sur les verticales de l'espace objet :

$$\sum_{x(h)=x \wedge y(h)=y} P(h) = P(x, y) \leq 1 \quad (5.3)$$

Si l'on note $\overline{\Psi}_o(x, y)$ la probabilité d'appartenance au sol d'un point (x, y) du plan cartographique, définie par :

$$\begin{aligned} \overline{\Psi}_o(x, y) &= \sum_{x(h)=x \wedge y(h)=y} [1 - \pi(z(h) - Z_{sol}(x(h), y(h)))] . P(h) \\ &= P(x, y) - \Psi_o(x, y) \end{aligned}$$

il vient :

$$\Psi_o(x, y) + \overline{\Psi}_o(x, y) = P(x, y) \leq 1 \quad (5.4)$$

La quantité $1 - (\Psi_o(x, y) + \overline{\Psi}_o(x, y)) = 1 - P(x, y)$ définit l'incertitude de l'estimation de l'appartenance à l'emprise observée. Ce défaut de normalisation conduit à introduire une

classe supplémentaire traduisant l'absence d'information sur la nature, « sol » ou « sursol », du point (x, y) considéré. L'estimation de l'appartenance d'un point du plan au sursol trouve ainsi une formalisation naturelle dans la théorie des croyances de Dempster-Shafer [Dempster, 1968] [Shafer, 1976], suivant la même logique du traitement de l'inconnu que dans la procédure adoptée, par exemple, par H. Moissinac [Moissinac *et al.*, 1994], pour l'extraction du réseau routier, face à un problème de recouvrement de classes. Le cadre de discernement² Θ est ici un ensemble à deux classes (en assimilant sursol et bâti), défini en tout point (x, y) :

$$\Theta = \{Sol, Bâti\} = \{S, B\}$$

Le noyau³ est réduit à trois éléments :

$$N_{\Theta} = \{S, B, S \cup B\} = 2^{\Theta} \setminus \{\emptyset\}$$

et les masses de probabilité élémentaires liées aux observations $3D$, notées $m_A^o(x, y)$, pour $A \in 2^{\Theta}$, sont définies par :

$$m_S^o(x, y) = \overline{\Psi}_o(x, y) \quad (5.5)$$

$$m_B^o(x, y) = \Psi_o(x, y) \quad (5.6)$$

$$m_{S \cup B}^o(x, y) = 1 - m_S^o(x, y) - m_B^o(x, y) = 1 - P(x, y) \quad (5.7)$$

Modélisation de l'incertitude de l'emprise de la base.

L'emprise de la base est calculable à partir de la représentation vecteur des contours extérieurs des îlots. Son incertitude est ainsi directement liée à l'incertitude sur la position de ces vecteurs. Comme nous l'avons souligné au chapitre 2, cette incertitude participe de deux phénomènes : d'une part, l'inexactitude du pointé lors de la saisie manuelle, modélisable par une variable aléatoire unimodale caractérisée par un écart-type, et d'autre part les difficultés d'identification des détails, les choix de généralisation, et les erreurs de saisie, dont la modélisation est moins évidente.

Nous avons discuté au chapitre 3 (section 3.1.3, p. 23) les problèmes liés à la prise en compte directe des spécifications d'exhaustivité de la BDTopo. Nous négligeons donc ici les phénomènes liés aux erreurs de saisie, qui devront faire l'objet d'un traitement ultérieur (par la mise en œuvre de statistiques régionales de changement – voir section 5.4), et considérons que cette incertitude n'est imputable qu'à la précision de pointé et à la généralisation des formes.

S'agissant de données topographiques, les consignes de généralisation restent contraintes au respect d'une exactitude de position, évaluée à 1,2 mètres dans les spécifications de contenu de la base. Nous considérons donc que l'incertitude de l'emprise de la base est modélisable en formulant la probabilité $\Psi_b(x, y)$ d'appartenance à l'emprise comme une fonction de la distance du point considéré au contour extérieur de l'îlot le plus proche.

Plus précisément, pour adopter un formalisme homogène avec celui de la section précédente, nous caractérisons cette incertitude par une bande incertaine de largeur paramétrée, sur laquelle on considérera l'appartenance à l'emprise comme inconnue, et par deux fonctions de transition autour de cette bande (transition sol-incertain et incertain-bâti), comme l'illustre la figure 5.3.

2. Ensemble des propositions mutuellement exclusives définissant l'univers des possibles – on trouvera une très bonne introduction à la théorie des croyances et à son vocabulaire dans [Janez, 1997].

3. Sous-ensembles de Θ de masse de probabilité non-nulle.

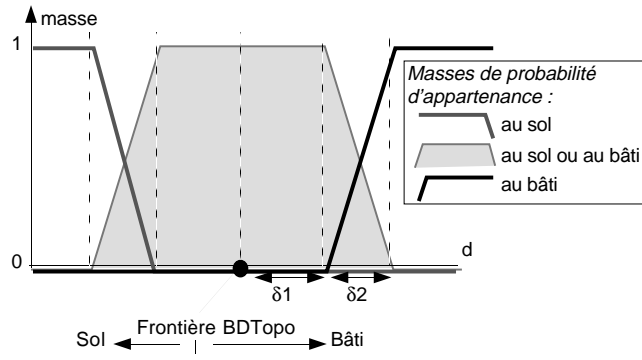


FIG. 5.3: Modélisation de l'incertitude au voisinage d'un contour d'îlot.

Ces choix reviennent à définir, comme dans le cas de l'emprise observée, des masses de probabilité élémentaires notées $m_S^b(x, y)$, $m_B^b(x, y)$, et $m_{S \cup B}^b(x, y)$, en tout point (x, y) du plan cartographique, avec :

$$\forall (x, y), \quad m_S^b(x, y) + m_B^b(x, y) + m_{S \cup B}^b(x, y) = 1$$

En notant $d_b(x, y)$ la distance orientée d'un point au plus proche contour de la base ($d_b \geq 0$ si le point est intérieur au bâti, < 0 sinon), δ_1 le rayon de la bande d'incertitude, δ_2 le rayon à compter duquel l'emprise est certaine, et en adoptant une dépendance linéaire des probabilités à la distance, comme sur la figure 5.3, ces masses seront définies par :

$$\begin{aligned} d_b < -\delta_2 & : m_S^b = 1, m_B^b = 0, m_{S \cup B}^b = 0 \\ -\delta_2 < d_b < -\delta_1 & : m_S^b = 1 - \frac{\delta_2 + d_b}{\delta_2 - \delta_1}, m_{S \cup B}^b = \frac{\delta_2 + d_b}{\delta_2 - \delta_1}, m_B^b = 0 \\ -\delta_1 < d_b < \delta_1 & : m_S^b = 0, m_{S \cup B}^b = 1, m_B^b = 0 \\ \delta_1 < d_b < \delta_2 & : m_S^b = 0, m_{S \cup B}^b = \frac{\delta_2 - d_b}{\delta_2 - \delta_1}, m_B^b = 1 - \frac{\delta_2 - d_b}{\delta_2 - \delta_1} \\ \delta_2 < d_b & : m_S^b = 0, m_{S \cup B}^b = 0, m_B^b = 1 \end{aligned}$$

Comparaison de l'emprise de la base et de l'emprise observée.

La représentation de l'incertitude proposée plus haut peut conduire à envisager la détection des changements sous deux angles différents.

Point de vue de la reconnaissance des bâtiments. La première famille de modèles peut être décrite comme se rapprochant des méthodes d'extraction du sursol par croisement de deux sources d'information. La base de données et l'ensemble des hypothèses $3D$ sont alors considérés comme délivrant deux observations de la même zone. Le diachronisme entre les deux sources n'est pas pris en compte en tant que tel, et la détection des changements n'apparaît alors que comme une analyse de l'incohérence de ces deux sources.

Une mesure immédiate de cette incohérence est fournie par la théorie des possibilités. La combinaison des deux sources en chaque point par la loi de Dempster définit en effet la masse totale k des conjonctions d'éléments focaux qui conduisent à l'ensemble vide comme une mesure du conflit entre les sources – et l'utilise dans la normalisation de leur somme orthogonale. Dans notre cas cette masse s'exprime :

$$k = m_S^o \cdot m_B^b + m_B^o \cdot m_S^b \quad (5.8)$$

et peut être utilisée comme une mesure ponctuelle du changement, que l'on peut envisager d'intégrer sur les voisinages de chaque point.

D'autres mesures peuvent s'inspirer de l'ensemble des outils utilisés pour la comparaison de deux classements certains d'une même zone (matrices de confusions, corrélation locale des classes, etc...), en adaptant leur définition au cadre de la théorie des possibilités. Elles conduisent toutefois à superposer un cadre probabiliste au cadre des possibilités choisi ici, la plupart des formalisations adoptées dans le cadre certain utilisant les propriétés des lois multinomiales.

Point de vue de la reconnaissance des changements. Une seconde famille de modèles peut traduire plus directement la notion de recherche des changements (ou des non-changements, pour rester plus proches de nos objectifs applicatifs). Considérant que les deux sources d'information sont issues d'observations explicitement effectuées à deux dates différentes, on peut se proposer de redéfinir le cadre de discernement de l'application de la manière suivante :

$$\Theta = \{S_b, B_b, S_o, B_o\}$$

où S et B correspondent toujours à l'observation du sol et du bâti respectivement, et où les indices « b » et « o » précisent la date de cette observation – en considérant que les classements de la première date seront déduits de la base de données (b), et qu'à la seconde date, ils proviendront de l'observation (o) des images (cette indexation assurant la continuité avec ce qui précède).

Les éléments focaux de ce modèle correspondent alors aux seules conjonctions entre éléments des deux dates, celles-ci étant disponibles pour tous les points du plan⁴ :

$$\begin{aligned} N_{\Theta} = & \{S_b \cap S_o, B_b \cap S_o, (S_b \cup B_b) \cap S_o, \\ & S_b \cap B_o, B_b \cap B_o, (S_b \cup B_b) \cap B_o, \\ & S_b \cap (S_o \cup B_o), B_b \cap (S_o \cup B_o), (S_b \cup B_b) \cap (S_o \cup B_o)\} \end{aligned}$$

Dans ce nouveau cadre, les changements C peuvent être définis comme un élément de 2^{Θ} :

$$C = (S^b \cap B^o) \cup (B^b \cap S^o)$$

de même que les non-changements NC :

$$NC = (S^b \cap S^o) \cup (B^b \cap B^o)$$

Ces deux ensembles peuvent alors être caractérisés par leur Crédibilité et leur Plausibilité (notées Cr_{Θ} et Pl_{Θ}). Pour ce qui concerne, par exemple, les non-changements, il vient, si m_{Θ} désigne les masses des éléments focaux :

$$\begin{aligned} Cr_{\Theta}(NC) &= m_{\Theta}(S_b \cap S_o) + m_{\Theta}(B_b \cap B_o) \\ Pl_{\Theta}(NC) &= Cr(NC) + \\ & m_{\Theta}((S_b \cup B_b) \cap S_o) + m_{\Theta}((S_b \cup B_b) \cap B_o) + \\ & m_{\Theta}(S_b \cap (S_o \cup B_o)) + m_{\Theta}(B_b \cap (S_o \cup B_o)) + \\ & m_{\Theta}((S_b \cup B_b) \cap (S_o \cup B_o)) \end{aligned}$$

4. Les singletons S_b , B_b , S_o , et B_o , de même que toute union ou intersection au sein d'une même date, sont de masse nulle, car ils ne représentent pas d'événement ayant un sens physique – autrement dit, il « n'existent pas », ce qui nous avait, au départ, masqué cette possibilité de modélisation.

Il est également intéressant de noter que, les ensembles C et NC étant complémentaires dans l'union des éléments du noyau (égale à $(S_b \cup B_b) \cap (S_o \cup B_o)$), leurs crédibilité et plausibilité sont liées par les relations :

$$Cr_{\Theta}(C) = 1 - Pl_{\Theta}(NC) \quad (5.9)$$

$$Pl_{\Theta}(C) = 1 - Cr_{\Theta}(NC) \quad (5.10)$$

Sous ce point de vue, l'information recueillie à une date unique – par exemple à la date « b » – est représentable comme la conjonction des ensembles de cette date avec l'ignorance à la seconde date, elle-même représentée par la classe composite $S \cup B$ correspondante. Ainsi les masses de probabilité élémentaires m^b définies dans les sections précédentes sont, dans cette modélisation, les masses des éléments suivants :

$$m_{\Theta}(S_b \cap (S_o \cup B_o)) = m_S^b \quad (5.11)$$

$$m_{\Theta}(B_b \cap (S_o \cup B_o)) = m_B^b \quad (5.12)$$

$$m_{\Theta}((S_b \cup B_b) \cap (S_o \cup B_o)) = m_{S \cup B}^b \quad (5.13)$$

les relations symétriques s'écrivant pour la date « o ».

L'utilisation des deux dates revient alors à enrichir l'information disponible à une seule date par une seconde source, cette fois-ci totalement concordante, puisque les conjonctions des masses observées comprennent toujours l'inconnu dans l'un des membres. Le calcul des masses des éléments focaux, pour lequel la table 5.1 donne les correspondances ensemblistes, est donc conduit sans re-normalisation.

date « o » \ date « b »	$S_b \cap (S_o \cup B_o)$	$B_b \cap (S_o \cup B_o)$	$(S_b \cup B_b) \cap (S_o \cup B_o)$
$(S_b \cup B_b) \cap S_o$	$S_b \cap S_o$	$B_b \cap S_o$	$(S_b \cup B_b) \cap S_o$
$(S_b \cup B_b) \cap B_o$	$S_b \cap B_o$	$B_b \cap B_o$	$(S_b \cup B_b) \cap B_o$
$(S_b \cup B_b) \cap (S_o \cup B_o)$	$S_b \cap (S_o \cup B_o)$	$B_b \cap (S_o \cup B_o)$	$(S_b \cup B_b) \cap (S_o \cup B_o)$

En colonnes, les éléments correspondant aux observations déduites de la BDTopo

En ligne, les éléments correspondant aux observations faites dans les images

Les éléments focaux s'expriment comme les intersections des ensembles représentés en ligne et en colonne, leur masse de probabilité étant alors le produit des masses de ces ensembles, observées à chacune des dates.

TAB. 5.1: *Croisement des observations aux deux dates pour l'attribution des masses de probabilité élémentaires aux éléments focaux.*

L'application de cette règle de combinaison, des relations 5.11 à 5.13, et de leur transposition aux masses m^o observées dans les images, conduit alors aux expressions suivantes de la Crédibilité et, en utilisant l'équation 5.10, de la Plausibilité des non-changements :

$$Cr_{\Theta}(NC) = m_S^b.m_S^o + m_B^b.m_B^o \quad (5.14)$$

$$Pl_{\Theta}(NC) = 1 - Cr_{\Theta}(C) = 1 - (m_S^b.m_B^o + m_B^b.m_S^o) \quad (5.15)$$

Ces formules n'ont bien entendu rien d'original. D'une part, elles se bornent à faire ressortir deux grandeurs bien naturelles : les masses des cohérences connues ($m_S^b.m_S^o + m_B^b.m_B^o$) et des

incohérences connues ($m_S^b \cdot m_B^o + m_B^b \cdot m_S^o$) entre les deux sources. D'autre part, elles se limitent à la stricte application d'une théorie bien établie. Nous avons toutefois jugé bon d'en développer une explication détaillée dans ce rapport, à la fois par souci didactique, et parce que cette approche dite « par reconnaissance des changements » – que l'on pourrait qualifier d'approche par coopération des sources, par opposition à la première qui relève d'une confrontation de celles-ci – ne nous était pas apparue évidente de prime abord.

Choix du modèle et construction des indicateurs. Nous voyons trois raisons principales pour accorder une préférence à la modélisation « par reconnaissance des changements ». Premièrement, ce point de vue correspond mieux à la réalité du problème posé. Deuxièmement, il permet de caractériser les points du plan par deux mesures (Cr_Θ et Pl_Θ) relevant d'une théorie homogène : la possibilité d'étendre l'approche « par reconnaissance du sursol », en introduisant des mesures secondaires de comparaison des deux classements, a été évoquée ; elle ne relevait pas de la même rigueur. Enfin, et c'est sans doute la raison majeure de notre choix, elle s'insère dans un cadre qui permet, en explicitant l'existence des deux dates, d'envisager des approches différentes de la nôtre, telles qu'une interprétation des images récentes conditionnée par la base ancienne. En ce sens, elle offre un cadre plus favorable à la poursuite des recherches sur notre sujet, puisqu'elle autorisera, à l'avenir, une comparaison plus directe de résultats intermédiaires⁵ des démarches à base d'interprétation indépendante et des démarches à base de conditionnement – pourvu, bien entendu, que ces dernières se situent dans un formalisme comparable (i.e. au minimum dans un cadre probabiliste).

La caractérisation de l'évolution des emprises des bâtiments trouvera alors une expression naturelle dans l'analyse spatiale des Crédibilité et Plausibilité de non-changement décrites plus haut. La proposition d'une mesure définitive est prématurée dans l'état d'avancement de nos travaux. On peut imaginer que la simple intégration de ces deux indicateurs sur des voisinages de chaque point, ou sur les îlots eux-mêmes lorsqu'ils sont de petite taille, permette d'obtenir une mesure intéressante pour l'application.

Une telle mesure est en effet licite, les observations faites en chaque point relevant de phénomènes distincts (les points du plan ont été traités comme indépendants). Tout intervalle du plan (X, Y) peut ainsi être caractérisé par ses masses totales, considérées comme les espérances⁶ de la surface de chaque élément de 2^Θ . Les Crédibilité et Plausibilité de l'intervalle s'expriment alors indifféremment soit par les équations 5.14 et 5.15 appliquées à ces masses totales, soit par intégration directe des Crédibilité et Plausibilité calculées en chaque point, la dépendance de ces dernières aux masses étant linéaire⁷.

On sera sans doute conduit à compléter ce genre de caractérisation d'une analyse ressortissant à la morphologie mathématique, pour prendre en compte des paramètres de taille des phénomènes à détecter.

Sur le plan théorique, ce point peut poser question quant à la modélisation elle-même. Une approche complète du problème pourrait intégrer ces critères de taille dans la définition même de la notion de changement. Pour ce faire, les Crédibilité et Plausibilité, ou plus généralement la mesure choisie pour caractériser le changement, devraient prendre en compte des dépendances

5. Tels que des mesures de l'incertitude elles-mêmes à un stade donné du processus.

6. Le terme est issu de la théorie des probabilités, mais peut garder son sens dans ce cadre, considéré comme une extension de celle-ci.

7. L'alternative peut consister à considérer la détection du changement comme une disjonction sur les points de l'intervalle : nous n'avons pas exploré cette voie, bien qu'elle apparaisse, à certains égards, plus prometteuse sur le plan formel – puisqu'elle resterait ouverte à la modélisation de dépendances spatiales entre les points.

spatiales. Une voie possible nous paraît pouvoir s’inspirer des travaux de H. Moissinac, qui utilisent une modélisation markovienne de la dépendance entre les mesures de confiance attribuées à des interprétations voisines (au sens d’un graphe) [Moissinac *et al.*, 1995].

Sur le plan pratique, nous pensons qu’une application plus prosaïque peut délivrer des résultats exploitables. La mise au point concrète de ces phases du traitement n’a pas pu être abordée.

5.3.2 Vérification du contenu altimétrique

La vérification du contenu altimétrique de la base de données comprend deux composantes : la validation de l’homogénéité en Z des îlots, et le contrôle de la position altimétrique des arêtes.

Faute de temps, ce dernier aspect n’a pas pu être traité dans cette recherche. Il relève de problématiques plus communes (le contrôle de la position en Z des arêtes ressortissant à un contrôle d’exactitude), même si les spécifications de la BDTopo posent quelques problèmes spécifiques : comme nous l’avons signalé au chapitre 2, les arêtes non horizontales ne représentent pas des détails réels de la scène, mais uniquement des discontinuités altimétriques, d’altitude comprise entre les altitudes extrémales du segment concerné. Ce choix de généralisation des données topographiques conduira très probablement à préférer des mesures de cohérence fondées sur la vérification de la présence de points de rupture dans un intervalle d’altitude compatible avec la représentation (plutôt qu’à envisager des contrôles fondés sur l’évaluation d’une erreur moyenne).

La vérification de l’homogénéité en Z des îlots n’a, quant à elle, été étudiée que sur un plan théorique. Cette section présente donc l’état de nos réflexions concernant cette phase. Les indicateurs proposés n’ont pas fait l’objet de tests.

La nature vectorielle de la représentation interne des îlots, et son lien aux discontinuités de la surface, rendent plus délicate la modélisation du problème, et nous conduisent à un plus grand nombre d’approximations vis à vis du cadre proposé précédemment pour la gestion de l’incertain. Les idées présentées ici doivent donc être considérées avec prudence. Nous les avons incluses dans ce document à titre de base de travail pour la suite des recherches, plus que de solution proposée, – et parce qu’elles soulignent les limites théoriques de cette étude, en grande partie liées à l’absence de gestion du conditionnement entre points voisins.

Démarche.

De même que pour la vérification des emprises (section 5.3.1), nous visons ici à construire un indicateur localisé de l’homogénéité interne des îlots. Dans le cas présent, cet indice n’aura toutefois de sens que sur l’emprise des bâtiments définie par la base – et même uniquement sur l’emprise des îlots de grande taille, les spécifications de la BDTopo ne donnant aucune condition à la représentation de l’intérieur des îlots de longueur inférieure à 25 mètres (cf. chapitre 2).

Rappel des spécifications. Les spécifications de contenu concernant la représentation interne des îlots de grande taille stipulent que doivent figurer dans la base toutes les ruptures d’élévation supérieures à un seuil (5 mètres), sous la forme de contours positionnés en Z à l’altitude la plus haute de la discontinuité. Abstraction faite de l’exactitude requise pour le positionnement en Z de ces objets, dont nous avons vu qu’il pouvait faire l’objet d’une vérification séparée (cf. section 5.1), cette clause de représentation est une condition d’exhaustivité planimétrique du modèle vecteur : les lieux du plan cartographique correspondant à une discontinuité importante doivent figurer dans la BDTopo.

Choix effectués. Cette remarque pourrait conduire à une démarche très proche de celle adoptée dans le cas des emprises. Les observations $3D$ donnent accès à des hypothèses de surface sur lesquelles les discontinuités supérieures au seuil peuvent être localisées, fournissant une emprise observée, que l'on peut envisager de comparer, avec les mêmes outils, à l'emprise des discontinuités prédite par la base.

Un tel processus est possible ; la construction des Crédibilité et Plausibilité de non-changement suivrait exactement la même méthodologie que dans la section 5.3.1. Nous ne l'avons pas adopté pour les raisons suivantes. Portant sur des objets de faible épaisseur (en théorie, d'épaisseur nulle!), la comparaison des emprises planimétriques des discontinuités sera a priori très sensible à l'exactitude de localisation des ruptures. Compte tenu des phénomènes de généralisation, aussi bien que de la précision de localisation des ruptures sur les résultats de corrélation, cette approche nous paraît dangereuse. Nous ne la prétendons pas vouée à l'échec : elle pourrait donner des résultats intéressants, à condition de définir les emprises à une résolution moins fine que l'exactitude de la BDTopo et des données issues de l'appariement. Nous lui avons toutefois préféré un processus inspiré des méthodes de comparaison de contour par association réciproque à la plus faible distance, employées dans d'autres études pour l'évaluation d'éléments linéaires (e.g. dans [Heipke *et al.*, 1998]).

Comme dans la section précédente (et sur les mêmes arguments que ceux discutés en introduction, section 5.2), nous préconisons la construction d'indicateurs sans extraction explicite d'objets sur les hypothèses de M.N.E. Nous considérerons donc les ruptures observées non pas en tant que contours extraits sur les hypothèses de surface $3D$, mais au travers de l'échantillonnage que représentent les M.N.E., un échantillon étant considéré comme échantillon de rupture si la différence d'altitude avec l'un de ses voisins est supérieure au seuil spécifié par la BDTopo.

Définition des ruptures d'altitude observées.

Les processus d'appariement que nous avons proposé au chapitre 4, et plus généralement les processus d'appariement ponctuel, ne définissent pas la surface $3D$ extraite de façon complète sans traitement supplémentaire, à la fois en raison des occlusions, et en raison des lacunes de la mise en correspondance (absence d'homologues sur les zones homogènes, par exemple). La notion de rupture d'altitude comme discontinuité de la fonction $Z(X, Y)$ pose en cela des difficultés de définition. Confrontée au même problème pour le calcul de différences d'altitudes dans son procédé de segmentation du sursol, C.Baillard a proposé une notion de voisinage étendu, en définissant comme voisins les points homologues qui sont connexes sur les plans échantillonnés des images gauche ou droite, ou dans le plan objet échantillonné, ou qui sont seulement proches dans l'une des images, pourvu qu'ils n'y soient séparés que par une zone homogène, définie par segmentation radiométrique de l'image [Baillard, 1997].

Nous reprenons ici à notre compte cette approche dans une version simplifiée. Nous considérerons comme voisines deux hypothèses $3D$ proches dans l'une des deux images du couple, pourvu qu'elles ne soient séparées que par des zones non appariées.

En outre, nous adoptons la structuration des hypothèses $3D$ induite par le procédé d'extraction des surfaces possibles décrit dans la section 4.3.4 : nous admettons que toute hypothèse $3D$ est associée à une hypothèse de surface unique, définie comme la meilleure surface passant par elle. Cette simplification restreint la définition du voisinage d'une hypothèse h aux voisins situés sur la surface de h ⁸.

8. Cette restriction importante du modèle est un pis-aller permettant de justifier les simplifications ultérieures concernant l'affectation d'une probabilité aux discontinuités ; elle mériterait une évaluation expérimentale (quelle

Cette topologie étant définie, chaque hypothèse $3D$ est qualifiable par une valeur de dénivellée, calculée comme la différence d'altitude maximale entre cette hypothèse et ses voisins. Les hypothèses $3D$ munies de cet attribut constituent l'échantillon auquel nous voulons comparer la BDTopo.

Gestion de l'incertitude

Incertitude de la BDTopo. Comme nous l'avons dit en introduction de cette section, les limites intérieures présentes dans la BDTopo définissent une localisation planimétrique approximative des ruptures d'altitude supposées. L'incertitude planimétrique de ces objets est la même que celle des contours extérieurs des bâtiments que nous avons discutée dans la section 5.3.1, p. 89 (le mode de saisie manuelle est strictement le même). Dans le cas présent, notre intérêt ne se porte plus sur l'incertitude de l'emprise des régions délimitées par ces arcs, mais sur l'incertitude de localisation des arcs eux-mêmes. Plus précisément, nous souhaitons qualifier la « vraisemblance » (au sens naïf) de présence d'une rupture d'altitude au voisinage de chaque arc, sous l'hypothèse du non-changement.

Compte tenu des remarques faites p. 89, cette « vraisemblance » peut être modélisée par une probabilité de présence de rupture, sous la forme d'une fonction centrée de la distance à l'arc admettant son maximum en 0. Nous adoptons la fonction choisie précédemment pour définir la masse de probabilité de la classe « sol \cup bâti » (section 5.3.1, figure 5.3), cette fonction ayant en effet pour objet de traduire l'incertitude de position des arcs de la base. Ce choix commun, qui reste discutable selon le sens exact que l'on donne à la classe « sol \cup bâti », permet une réduction du nombre de paramètres de la méthode.

Notons que la fonction choisie n'est pas normalisée (elle est d'intégrale supérieure à 1) : il ne s'agit en effet pas à proprement parler de la probabilité de localisation de *la* limite intérieure, mais de la probabilité de présence d'une discontinuité (compte tenu de la généralisation, la longueur et la forme des discontinuités réelles n'ont rien de commun avec les longueur et forme prédites par la base).

Incertitude des observations. Comme dans le cas des emprises, l'incertitude des observations s'analyse suivant trois composantes :

- l'erreur locale sur la position des points homologues, modélisable par le biais d'une densité de probabilité ;
- les fautes du processus d'appariement, qui relèvent également d'une probabilité, associée à chaque hypothèse $3D$ à l'issue du processus de mise en correspondance ;
- les lacunes du processus d'extraction (occlusions et caractère partiel des surfaces extraites), qui doivent être approchées par une modélisation de l'inconnu.

Dans le cas présent, nous envisageons de comparer, par mise en correspondance mutuelle, les ruptures prédites par la BDTopo et les ruptures observées. La modélisation de l'inconnu a, en conséquence, peu d'intérêt : l'inconnu sera implicitement pris en compte dans les lacunes de cet appariement. En outre, les spécifications de représentation de la base stipulent que les limites intérieures sont situées sur les points les plus élevés des discontinuités : elles seront donc généralement visibles sur les images, ce qui réduit la portée d'une prise en compte des occlusions.

information perd-on à faire cette approximation?) : nous avons manqué de temps pour aborder cette question.

Notons toutefois qu'il n'est pas exclu qu'une part de ces objets figure au sein des parties cachées. Sans interprétation explicite des formes des bâtiments sur les extractions automatiques, il n'est toutefois pas possible de distinguer un contour non-appariable parce que situé dans une partie cachée, d'un contour non-appariable parce qu'effectivement non-observé bien que visible. Nous négligeons donc cet effet.

Pour ce qui concerne les autres sources d'incertitude, nous adoptons une modélisation similaire à celle employée dans le cas des emprises. Chaque hypothèse $3D$, qualifiée par une dénivelée, se voit affecter une probabilité d'être un point de rupture, égale au produit de la probabilité que sa dénivelée soit supérieure à 5 mètres (seuil défini par la BDTopo), et de sa probabilité d'appartenance à la surface $3D$ vraie (P , issue de la modélisation du chapitre 4).

La probabilité que la dénivelée soit supérieure à 5 mètres s'exprime, quant à elle, sous la forme d'une fonction sigmoïde de la dénivelée, de la même forme que celle employée pour la définition du sursol (section 5.3.1, figure 5.2).

Enfin, l'incertitude de localisation planimétrique de ces observations s'exprime par une probabilité traduisant la vraisemblance de présence d'une discontinuité dans un voisinage du plan (X, Y) de l'hypothèse $3D$ concernée. Comme dans le cas de la BDTopo, nous exprimons cette probabilité par une fonction trapèze, paramétrée par deux distances – ces deux paramètres étant choisis en fonction de la précision de localisation supposée du corrélateur. Cette fonction sera utilisée par combinaison multiplicative avec la probabilité de rupture associée à l'hypothèse $3D$ (voir section suivante).

Notons que l'utilisation de P pour qualifier la probabilité « d'être vraie » d'une dénivelée est un abus, consenti faute d'une meilleure évaluation. P qualifie en effet les hypothèses $3D$, et non les couples d'hypothèses sur lesquels sont calculées les dénivelées. La modélisation du chapitre 4 pourrait permettre une estimation formellement admissible des probabilités des bipoints, mais uniquement le long des épipolaires. Quant à la solution classique d'une combinaison des deux probabilités des hypothèses $3D$ du bipoint concerné, elle ne pourrait être mise en œuvre sans une hypothèse sur les probabilités conditionnelles les liant.

L'approximation précédente, consistant à associer une surface $3D$ unique à chaque point, si elle ne justifie aucunement, sur un plan formel, cette simplification, permet toutefois d'espérer qu'elle reste opératoire – la « vraisemblance » de la surface étant intuitivement liée à la probabilité de ses points.

Comparaison des ruptures d'altitude.

Notations. Dans la suite, nous notons :

- $h^b = (x^b, y^b)$, les points d'un échantillon Ω^b collecté sur les vecteurs de la BDTopo de la classe « limite intérieure de toit » par échantillonnage régulier de ces vecteurs ;
- $h^o = (x^o, y^o)$, les hypothèses $3D$ de l'ensemble Ω^o des observations collectées par le processus décrit au chapitre 4 ;
- $P_r^b(h) = P_r^b(x, y)$, la probabilité qu'un point quelconque du plan (X, Y) soit une rupture d'altitude suivant la prédiction de la BDTopo ; $P_r^b(h)$ est fonction de la distance à la limite intérieure de la BDTopo la plus proche ;
- $P_r^{h^o}(x, y)$, la probabilité qu'un point quelconque du plan (X, Y) soit une rupture d'altitude suivant l'observation h^o ; $P_r^{h^o}(x, y)$ est le produit de la probabilité $P(h^o)$ de l'observation

h° d'appartenir à la surface vraie, de sa probabilité d'être une rupture d'altitude (fonction de sa dénivelée), et d'une fonction de la distance de (x, y) à h° (fonction trapèze décrite précédemment).

La probabilité d'un point $h = (x, y)$ du plan d'être rupture de pente suivant les observations doit s'exprimer en fonction des probabilités $P_r^{h^\circ}(x, y)$, $h^\circ \in \Omega^\circ$. Considérant qu'il suffit qu'un point confirme la présence d'une rupture pour valider cette hypothèse, nous définissons la probabilité $P_r^\circ(h) = P_r^\circ(x, y)$ d'un point quelconque du plan d'être rupture d'altitude selon les observations comme :

$$P_r^\circ(x, y) = \max_{h^\circ \in \Omega^\circ} \left(P_r^{h^\circ}(x, y) \right)$$

Cette formulation se justifie par analogie aux techniques de calcul de distance entre contours par appariement de leurs points au plus proche, pour l'estimation de leur erreur moyenne quadratique (e.g. [Heipke *et al.*, 1998]). Dans le cas de la comparaison aux observations, celles-ci étant denses dans l'espace (toute hypothèse 3D est une rupture d'altitude, avec éventuellement une probabilité très faible), l'association au plus proche au sens de la distance euclidienne n'a pas de signification (elle peut conduire à sélectionner une observation dont la probabilité d'être rupture est proche de 0, même lorsqu'une rupture d'altitude effective est observée dans le voisinage). La sélection de la réponse maximale permet de généraliser cette notion du plus proche, sans avoir à seuiller la probabilité pour limiter l'espace des homologues possibles. Une alternative consisterait à combiner les probabilités de l'ensemble des observations en les considérant comme indépendantes.

Contrôle des omissions. Le contrôle des omissions consiste à vérifier si les ruptures d'altitude observées ont effectivement été représentées dans la BDTopo. L'indice naturel mesurant la qualité de la représentation est un taux d'omission, calculé sur la population des observations, que nous notons I_h° . Comme dit précédemment, c'est un indice localisé, calculable en tout point (x, y) de l'emprise des bâtiments définie par la BDTopo, par intégration dans un voisinage V de (x, y) à définir (qui peut être assimilé à l'îlot contenant le point) :

$$I_h^\circ(x, y) = \frac{\sum_{h^\circ \in \Omega^\circ \cap V(x, y)} P_r^b(h^\circ) \cdot P_r^\circ(h^\circ)}{\sum_{h^\circ \in \Omega^\circ \cap V(x, y)} P_r^\circ(h^\circ)}$$

Contrôle des commissions. Le contrôle des commissions correspond à la vérification du fait que les vecteurs de la BDTopo représentent effectivement des ruptures d'altitude. Suivant le même principe, nous définissons donc un indice en tout point (x, y) du plan, calculé sur une population de N points de la base, obtenue par échantillonnage dans un voisinage V de (x, y) . Nous notons cet indice I_h^b :

$$I_h^b(x, y) = \frac{\sum_{h^b \in \Omega^b \cap V(x, y)} P_r^\circ(h^b)}{N(x, y)}$$

avec $N(x, y) = \sum_{h^b \in \Omega^b \cap V(x, y)} 1$

Remarquons que cet indice peut également être calculé sur l'intégralité d'un îlot, voire sur chacune des limites intérieures ou sur des portions de celles-ci (compte tenu de la faible densité des limites intérieures, la définition d'une valeur d'indice en tout point du plan n'a d'ailleurs pas beaucoup de sens – nous l'avons formulée ainsi pour des raisons d'homogénéité vis-à-vis de l'indice I_h°).

Indicateur de synthèse. Les deux indices proposés qualifient indépendamment l'exhaustivité et la robustesse des vecteurs de la base. On peut proposer un indice composite en considérant que I_h^o et I_h^b sont les pourcentages de deux matrices des confusions entre les classes « rupture » (r) et « non-rupture » (\bar{r}) interprétées sur la base de données et sur les observations.

Notons :

– m_r^o , la masse des ruptures observées confirmées par la base :

$$m_r^o = \sum_{h^o \in \Omega^o \cap V(x,y)} P_r^b(h^o) \cdot P_r^o(h^o)$$

– m_{tot}^o , la masse totale des ruptures observées :

$$m_{tot}^o = \sum_{h^o \in \Omega^o \cap V(x,y)} P_r^o(h^o)$$

– m_r^b , la masse des points de rupture de la base confirmés par les observations :

$$m_r^b = \sum_{h^b \in \Omega^b \cap V(x,y)} P_r^o(h^b)$$

– m_{tot}^b , la masse totale des points de rupture de la base :

$$m_{tot}^b = N(x, y) = \sum_{h^b \in \Omega^b \cap V(x,y)} 1$$

Une matrice synthétique des correspondances entre les deux classements est obtenue par addition des deux matrices calculées sur la population des observations pour l'établissement de I_h^o et sur la population de la base pour l'établissement de I_h^b , comme illustré sur la table 5.2.

obs \ base	r	\bar{r}
r	m_r^o	$m_{tot}^o - m_r^o$
\bar{r}	0	0

Matrice de l'indice I_h^o

obs \ base	r	\bar{r}
r	m_r^b	0
\bar{r}	$m_{tot}^b - m_r^b$	0

Matrice de l'indice I_h^b

obs \ base	r	\bar{r}
r	$m_r^o + m_r^b$	$m_{tot}^o - m_r^o$
\bar{r}	$m_{tot}^b - m_r^b$	0

Matrice composite

TAB. 5.2: *Matrices des confusions pour le calcul des indices d'homogénéité interne*

Sur la base de cette matrice, on peut proposer un indicateur global I_h de la qualité de correspondance entre les discontinuités représentées dans la base et celles observées par appariement, en appliquant, par exemple, le calcul du coefficient κ [Rosenfield et Fitzpatrick-Lins, 1986] :

$$I_h = \frac{\frac{m_r^o + m_r^b}{m_{tot}^o + m_{tot}^b} - \frac{m_r^o + m_r^b}{m_{tot}^o + m_r^b} \cdot \frac{m_r^o + m_r^b}{m_{tot}^o + m_r^o}}{1 - \frac{m_r^o + m_r^b}{m_{tot}^o + m_r^b} \cdot \frac{m_r^o + m_r^b}{m_{tot}^o + m_r^o}}$$

5.4 Schéma général du processus

Les réflexions de la section 5.3 ne sont pas arrivées à un stade qui permettent une proposition concrète d'implantation du processus de vérification de la BDTopo. Nous faisons malgré tout état, dans cette section, d'une analyse générale qui peut guider la suite de ces travaux.

5.4.1 Stratégie de contrôle.

Schéma du processus

La figure 5.4 présente le processus envisageable pour le contrôle de la base de données. Il se décompose en trois phases. Après une étape de préparation des données (appariement des images et formatage des données BDTopo), les indicateurs définis dans les sections précédentes sont calculés localement, puis seuillés pour étiqueter les incohérences détectées entre la base et les images (phase de contrôle local). Ce résultat est filtré pour ne conserver que les composantes connexes de largeur et de surface supérieures à une valeur minimale. Suit une phase d'analyse régionale des résultats (que nous avons discutée dans la section 3.1.3, p. 23) qui détermine le pourcentage de différences détectées par classe d'objets, et le confronte aux spécifications de qualité de la base pour entériner ou invalider les changements détectés.

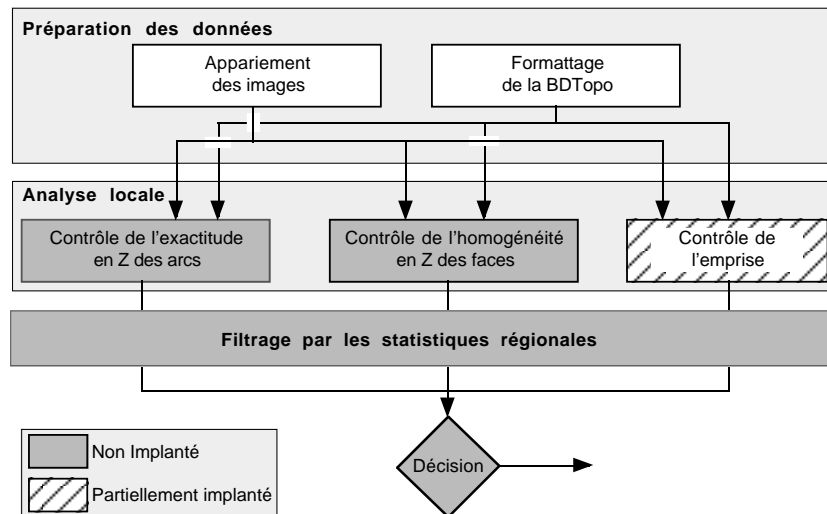


FIG. 5.4: *Processus de vérification de l'actualité de la BDTopo.*

Voisinage de calcul des indicateurs

Les indicateurs proposés sont définis comme des fonctions des coordonnées (x, y) du plan, et doivent, pour ce faire, être calculés sur un voisinage du point analysé. Nous avons toutefois remarqué qu'un calcul équivalent pouvait chaque fois être conduit îlot par îlot, en adoptant son emprise planimétrique telle qu'elle est définie dans la BDTopo comme voisinage (ou un élargissement de cette emprise aux points proches). Nous pensons que cette seconde solution reste toujours préférable pour les îlots de petite taille, pour lesquels un résultat localisé plus finement n'a pas de sens opérationnel. Elle permet en outre d'éviter la phase de filtrage des différences détectées sur critère de taille (réduisant ainsi le paramétrage de la méthode). Dans le cas d'îlots étendus, toutefois, il peut être intéressant de guider l'opérateur plus précisément sur

les portions ayant évolué – ce qui peut justifier l’intérêt d’une analyse de la scène par une fenêtre glissante.

Dans le processus visé, nous préconisons une stratégie mixte, vérifiant globalement les îlots de longueur inférieure à 25 mètres, et appliquant un contrôle sur des fenêtres de 25 mètres de côté dans les autres cas (ce paramètre est choisi en cohérence avec les spécifications de contenu de la base, qui définissent les îlots de petite taille comme ceux dont la longueur n’excède pas cette valeur).

5.4.2 Bilan des paramètres.

La table 5.3 dresse un récapitulatif des paramètres prévisibles pour le contrôle du processus de vérification. La mise au point de la méthode pourra également remettre en cause la forme des fonctions adoptées pour la représentation de l’incertitude. Nous ne pensons toutefois pas que ce choix soit déterminant à ce stade d’avancement de l’étude.

Modélisation de l’incertitude de la BDTopo	
δ_1, δ_2	Définition de la fonction trapèze représentant l’incertitude planimétrique
Sélection des observations (et des hypothèses de surface 3D - cf. chapitre 4)	
Seuil probabilité	On sélectionne les surfaces 3D passant par un point supérieur au seuil
Seuil distance	On sélectionne une surface si elle est à une distance supérieure au seuil d’une surface meilleure
Modélisation de l’incertitude des observations	
T	Température contrôlant le calcul des probabilités des hypothèses 3D (cf. chapitre 4)
$s = 2$ mètres, p	abscisse du point d’inflexion et pente de la sigmoïde définissant la probabilité d’appartenance au sursol
$s = 5$ mètres, p	abscisse du point d’inflexion et pente de la sigmoïde définissant la probabilité d’être une discontinuité
δ_1, δ_2	Définition de la fonction trapèze représentant l’incertitude planimétrique des hypothèses 3D
Décision	
Seuils des indicateurs	A définir
Seuils morphologiques	Seuils de taille sur les composantes connexes des changement détectés (traitement des îlots étendus)

TAB. 5.3: Récapitulatif des paramètres du processus de contrôle de la base.

5.4.3 Traitement de la végétation.

Dans tout ce qui précède, nous avons fait abstraction de la végétation, assimilant le bâti au sursol. Les éléments de végétation pouvant perturber le processus sont essentiellement les arbres, qui appartiennent également au sursol. Un masque de la végétation arborescente supposé disponible (cf. section 5.2) pourra aisément être intégré dans le processus tel qu’il a été décrit, soit en considérant qu’il constitue une extension de la définition des zones dépourvues d’observation, soit en l’assimilant au sol observé, qui dans notre démarche est en fait une classe « non-bâti » plus qu’une classe « sol » à proprement parler, soit en l’associant au bâti de la BDTopo pour étendre le sursol défini par la base. La première option serait la plus correcte sur le plan formel :

elle ne peut toutefois que conduire, la plupart du temps, à un niveau d'indécision peu admissible, et devra généralement être rejetée.

5.5 Conclusions

Dans ce chapitre, nous avons abordé l'analyse d'un processus de vérification de l'actualité de la BDTopo, par comparaison à des observations 3D issues d'un couple de photographies aériennes récentes. Nous avons montré que, sur le plan des principes, la fidélité de la représentation vecteur pouvait être évaluée en considérant ses spécifications de contenu sous trois aspects, chacun d'entre eux donnant lieu à une mesure indépendante de cohérence à la scène observable dans les images.

Le premier aspect abordé, qui concerne la validation de l'emprise au sol des bâtiments, a donné lieu à une réflexion détaillée sur la modélisation des sources d'incertitude, et à la proposition d'une formalisation dans le cadre de la théorie des possibilités. Bien que la mesure des différences entre la base de données et les images demande des compléments d'étude quant à ses modalités de mise en œuvre, les propositions avancées s'appuient sur une théorie robuste, qui nous laisse envisager des possibilités de prototypage à court terme.

Pour autant, la modélisation complète de l'incertitude reste un problème ouvert, les propositions de ce chapitre se limitant à une représentation de l'espace comme simple ensemble d'échantillons indépendants. La suite des recherches devra aborder la prise en compte des relations de voisinage, en ce qui concerne à la fois le conditionnement mutuel entre points proches, pour la modélisation de l'incertitude des observations, et l'évolution de cette incertitude elle-même, pour la prise en compte de propriétés plus difficiles à appréhender a priori.

Les propositions concernant la validation du contenu altimétrique de la base de données restent plus fragiles. Les éléments de réflexion que nous avons exposés, s'ils vont jusqu'à proposer des mesures dans le cas de la vérification de l'homogénéité interne des îlots, souffrent d'approximations plus nombreuses sur lesquelles nous n'émettrons pas de pronostic sans expérimentation rigoureuse.

Le schéma général du processus n'a, dans cette perspective, qu'une valeur de cadre de travail pour la poursuite de l'étude.

Au stade d'avancement de cette recherche, les possibilités de validation expérimentale des idées exposées ici restent réduites. Nous avons uniquement abordé l'évaluation du modèle de l'incertitude choisi pour le contrôle des emprises, pour lequel une expérimentation limitée est proposée au chapitre 6.

Chapitre 6

Expérimentation et résultats

Les chapitres précédents ont proposé une analyse du problème de la détection des non-changements par comparaison de la BDTopo à des extractions $3D$, issues d'un processus d'appariement de couple d'images aériennes, et qualifiées par une probabilité. Dans ce chapitre, nous abordons l'étude expérimentale des méthodes proposées. Nous consacrons une première partie à la validation du processus d'appariement lui-même (section 6.1), en nous intéressant avant tout à l'évaluation de son indicateur de qualité. Compte tenu de l'avancement des travaux, le processus complet n'a pu être testé. La section 6.2 ne présente donc ensuite que de premiers éléments d'évaluation de la modélisation de l'incertitude proposée.

6.1 Validation de la loi de probabilité des extractions $3D$

La validation des techniques d'appariement d'images est usuellement conduite par évaluation statistique de l'exactitude, par rapport à une référence, des M.N.E. produits. Cette référence peut être un relief connu ayant servi à la fabrication d'images de synthèse (stéréogrammes purement artificiels, ou simulations d'images aériennes, comme dans [Paparoditis, 1998]), ou une référence cartographique issue de la saisie manuelle (e.g. [Baillard, 1997]). Quant aux indicateurs de qualité calculés sur ces données, ils peuvent ressortir à une évaluation de l'exactitude géométrique (e.g. étude de la distribution des erreurs de parallaxe sur les toits des bâtiments dans [Paparoditis, 1998]), comme de l'exhaustivité de la restitution (e.g. comptage des objets du sursol reconnus ou omis, dans [Baillard, 1997], voire des bâtiments restitués dans [Paparoditis, 1998]).

Bien que ces méthodologies d'évaluation restent intéressantes dans notre cadre (en particulier, compte tenu de notre application, celles qui fournissent une estimation de l'exhaustivité des données extraites), elles ne couvrent pas l'intégralité de nos besoins. D'une part, s'agissant de l'évaluation de l'exhaustivité, nous nous situons (en ce qui concerne les résultats de l'extraction $3D$) à un niveau non interprété : les comptages d'objets reconnus (ou non-reconnus) sont donc exclus. D'autre part, les méthodes d'extraction que nous proposons fournissent non pas un M.N.E., mais un ensemble d'hypothèses $3D$ qualifiées par une probabilité (et parmi lesquelles plusieurs solutions contradictoires sont permises).

Dans cette section, nous proposons une évaluation statistique des données $3D$ issues des algorithmes du chapitre 4, dont l'objectif premier est la validation des probabilités des points, proposées comme indicateur de leur qualité. Cette validation est conduite sur un site réel, par comparaison à une référence cartographique, issue d'une saisie manuelle indépendante par des opérateurs de l'I.G.N. : ces données sont présentées dans la section 6.1.1. Un tel choix présente l'inconvénient, par rapport à l'utilisation de simulations d'images, de ne pas permettre une étude

très précise de l'influence des conditions d'imagerie sur les méthodes proposées¹. Le protocole d'évaluation (section 6.1.2), qui propose des mesures permettant de qualifier les probabilités calculées, est en conséquence complété d'expériences plus qualitatives, destinées, entre autre, à vérifier que le comportement des algorithmes est sensiblement constant par rapport au contenu de la scène traitée. Les sections suivantes (6.1.3 et 6.1.4) présentent et commentent les résultats. De premières conclusions sont discutées dans la section 6.1.5.

6.1.1 Données disponibles

L'évaluation de données 3D nécessite de disposer de données de référence à une résolution et à une exactitude compatibles avec leur exactitude supposée (en pratique, on souhaite, lorsque c'est possible, que l'exactitude de la référence soit d'un ordre de grandeur meilleure que l'exactitude des données évaluées, afin que l'effet des erreurs de la référence soit négligeable). Pour cette étude, nous disposons d'un modèle TRAPU² des bâtiments sur un quartier de la ville de Colombes (Hauts de Seine, France) et de l'un des couples de photographies aériennes à l'échelle du 1/4 000 ayant servi à la saisie, et numérisées au pas de 20 microns. Ces images ont été acquises en 1986. La BDTopo est également disponible sur cette zone (saisie de 1992 sur des couples d'images à l'échelle du 1/20 000).

La figure 6.1, p. 105, présente un extrait de ces données, utilisé dans l'ensemble de cette section pour nos évaluations. Nous l'avons choisi au bord de l'image gauche du couple (et au nadir de l'image droite), afin de présenter des résultats dans un cas plutôt défavorable (forte différence d'angle de vue entre images gauche et droite). Il représente une zone d'environ 100 mètres de côté.

En outre, nous avons eu accès à des couples d'images numérisées sur des sites variés, provenant soit de la numérisation de photographies aériennes prises par l'I.G.N., soit de sources externes, mais pour lesquels nous ne disposons pas de référence précise.

6.1.2 Protocole d'évaluation

Objectifs et méthodes

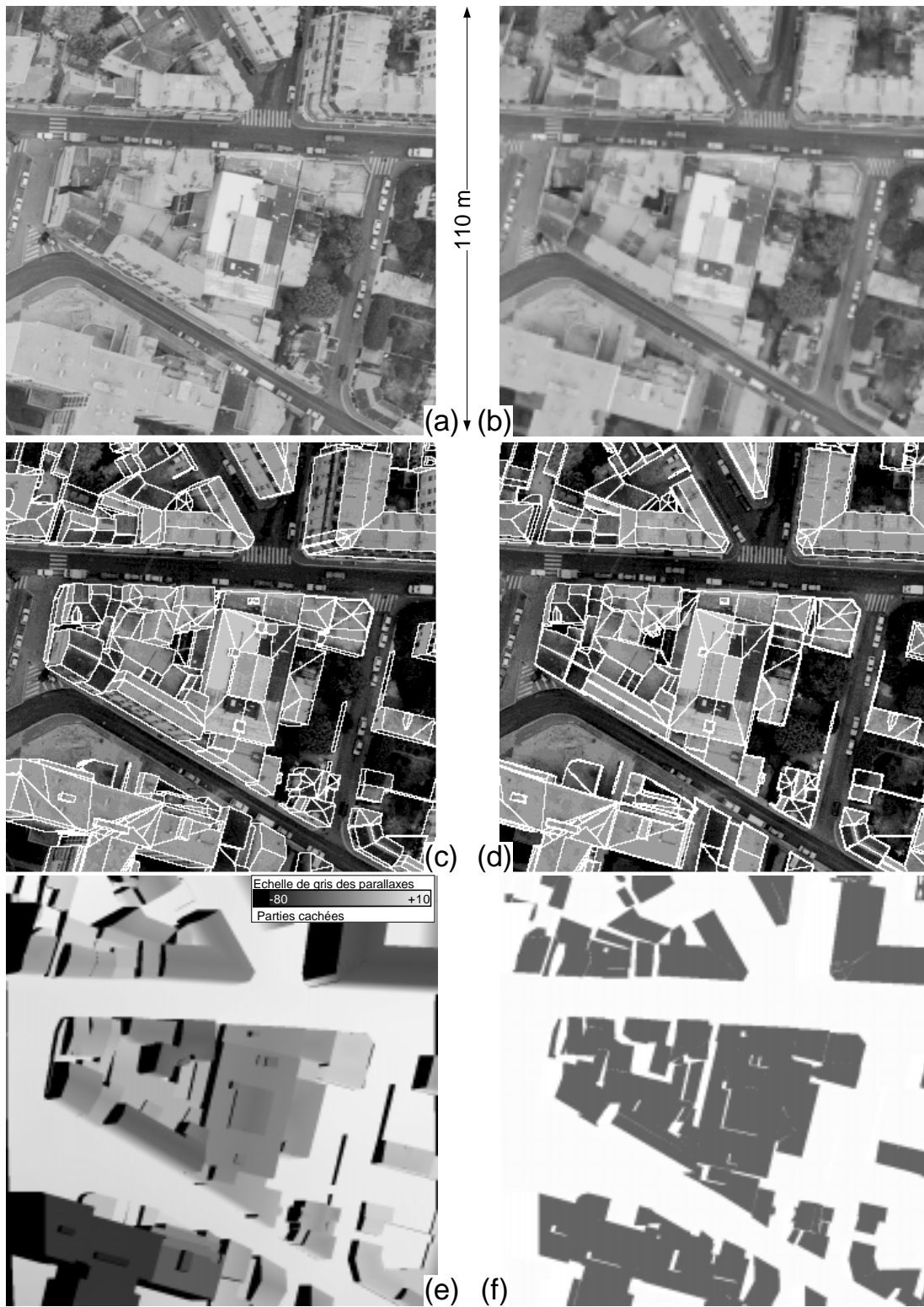
Comme nous l'avons dit, l'objet de cette évaluation est, en premier lieu, la loi de probabilité définie au 4 sur les hypothèses 3D générées par une mesure de ressemblance locale. Nous ne prétendons pas présenter ici une étude exhaustive des méthodes proposées. En particulier, le modèle autorégressif de la surface 3D, sur lequel s'appuie l'implantation de notre démarche, n'a pas fait l'objet d'expérimentation : ses paramètres ont été choisis sur des considérations physiques (cf. section 4.3.3) ; il sera intéressant de valider ces choix, mais nous avons considéré que cet aspect du modèle sortait du cadre de cette recherche. En d'autres termes, l'objectif de cette section est la validation d'une probabilité d'appartenir à la surface vraie, calculée suivant nos méthodes en fonction d'un modèle autorégressif de surface *donné*, et sur des hypothèses 3D *données*.

Nous nous intéressons donc ici essentiellement à la stabilité des méthodes proposées en fonction des conditions d'imagerie – qualité et résolution des images, et contenu de la scène – et des conditions de mise en œuvre autres que le paramétrage, comme l'emprise de la zone traitée.

Cet objectif oriente à la fois les conditions expérimentales que nous avons choisies, et les paramètres étudiés. Concernant les premières, nous avons, dans un premier temps, mis en œuvre

1. En contrepartie, il offre l'avantage de placer l'évaluation dans un cadre réaliste, sinon représentatif.

2. TRAcé de Perspectives Urbaines – données représentant la géométrie de la scène par des volumes (décrits par leurs faces) dans un format élaboré par l'I.G.N.



(a), (b) : Couple d'images aériennes sur le site ;
 (c), (d) : Projection des faces du modèle TRAPU sur les images ;
 (e) : Parallaxes de référence en projection image gauche ;
 (f) : Masque définissant l'emprise des toitures dans l'image gauche ;

FIG. 6.1: Site de test et référence utilisés pour l'évaluation de la loi de probabilité des hypothèses 3D

nos algorithmes sur des images à haute résolution. Les images du site test (figure 6.1) ont été rééchantillonnées en épipolaires à la résolution approximative de 16 cm au sol, qui nous paraît bien adaptée à l'appariement de zones bâties par des techniques de corrélation à fenêtres de taille fixe. Ce choix présente l'avantage de nous placer, au départ, dans de relativement bonnes conditions d'imagerie (la dynamique des images utilisées est assez faible – une centaine de niveaux –, mais le sous-échantillonnage augmente le rapport signal à bruit des images d'origine), tout en conservant une résolution suffisamment fine pour permettre de penser que la mise en correspondance locale est, la plupart du temps, apte à délivrer des points sur la surface vraie : les tailles usuelles de fenêtres varient entre 7x7 et 11x11 pixels, et correspondent, à cette résolution, à une emprise au sol de 1,10 m à 1,80 m, qui nous paraît compatible avec la dimension des détails de forme présents sur les toitures – chiens assis, cheminées... (on ne s'attend bien sûr pas à extraire les antennes de télévision !).

La majorité des résultats présentés dans cette section est donc calculée pour cette résolution. Le comportement de la méthode à une résolution plus faible (48 cm au sol) est examiné plus brièvement.

Concernant les paramètres étudiés, une étude complète de l'influence de la qualité et du contenu des images demanderait des données dont nous ne disposons pas. Nous proposons donc, dans ce qui suit, une expérimentation restreinte, examinant le comportement de nos méthodes en faisant varier la qualité des extractions $3D$ de deux manières : d'une part, la variation de la taille de la fenêtre de corrélation, utilisée pour la génération des hypothèses, permet de dégrader la mesure initiale à image constante (les fenêtres de taille 3x3 donnant des mesures très faiblement discriminantes à haute résolution) ; d'autre part, l'introduction d'un bruit dans les images permet de vérifier la stabilité des algorithmes dans des conditions difficiles.

Ces deux expériences sont complémentaires. Même pour des fenêtres de taille très faible, le jeu des hypothèses $3D$ produites par corrélation contient toujours une solution proche de la surface cherchée – une telle expérience reste donc dans les conditions de l'hypothèse $H2$ du chapitre 4 (section 4.2.1, p. 43 – aux réserves près, déjà évoquées, que l'on peut émettre sur cette prémisse, même dans les cas d'imagerie parfaite). A contrario, la dégradation des images par un bruit nous place dans des conditions mettant parfois en défaut l'hypothèse $H2$, permettant ainsi d'observer également la stabilité de la méthode en marge de ses conditions d'application.

Le bruit introduit dans les images n'a toutefois pas l'ambition d'une simulation d'images réelles (qui demanderait en outre de connaître plus précisément le bruit et la fonction de transfert de modulation des images initiales) : nous avons adopté un bruit gaussien d'écart-type constant à la seule fin de faire varier de façon continue la difficulté de la scène.

Pour l'évaluation de la sensibilité au contenu de la scène à proprement parler, nous nous sommes limités à la mise en œuvre de la méthode sur des zones variées, en nous contentant d'un contrôle visuel de la meilleure surface extraite pour confirmer la relative constance des résultats par rapport au paysage.

Concernant enfin les conditions de mise en œuvre des algorithmes, nous avons abordé l'influence du domaine de recherche des homologues (intervalle de parallaxes exploré) et de l'emprise du site traité (évaluation des effets de bord).

Nous avons complété cette étude de quelques expériences sur l'ajustement du paramètre de température du modèle (cf. section 4.3.3, p. 72). Quoique ce dernier aspect sorte un peu des objectifs annoncés ici, nous souhaitions avoir une validation du choix de la formule utilisée pour

son calcul automatique – ce paramètre étant le seul influençant significativement les valeurs des probabilités.

Enfin, nous avons adopté, dans cette méthodologie d'évaluation, des choix communs avec ceux d'autres auteurs (en particulier [Paparoditis, 1998]). Nous avons conduit toutes les expériences dans l'espace image plutôt que dans l'espace objet, afin de ne pas introduire de rééchantillonnage des valeurs de sortie de l'appariement. Ce choix n'influe, bien évidemment, que sur les calculs d'erreur géométrique, qui sont donc effectués sur les parallaxes et non sur les Z cartographiques. Nous avons, par ailleurs, limité l'étude à l'emprise des toits des bâtiments (figure 6.1 (f)), comme dans [Paparoditis, 1998]. S'agissant, in fine, d'exploiter les données sous la forme de M.N.E. (sans surplomb), le rendu des faces verticales visibles n'a, en effet, pas d'intérêt. Quant au sol, nous ne disposons pas d'une référence compatible avec le contenu des images ; une référence du sol aurait pu être déduite des données BDTopo – elle aurait été d'une précision moindre que les données TRAPU, mais peut-être suffisante pour l'évaluation des probabilités ; elle ne pouvait cependant pas être utilisée sans un masque exhaustif des objets non cartographiés, tels que les arbres, les véhicules... : nous avons manqué de temps pour constituer ces données.

Nous présentons plus avant, dans les paragraphes qui suivent, les expériences conduites et les indicateurs de qualité adoptés, tant pour l'examen qualitatif du comportement des algorithmes, que pour l'évaluation numérique des probabilités.

Evaluation qualitative

Outre les surfaces optimales calculées sur différents sites, que nous avons rassemblées dans l'annexe C, nous présentons, sur notre site de test, une évaluation numérique de l'exactitude géométrique de la surface optimale, obtenue sur les hypothèses $3D$ d'une corrélation par des fenêtres de taille 7×7 , et la comparons aux résultats obtenus avec l'algorithme de C. Baillard [Baillard, 1997]³. Ce type d'évaluation est intéressant pour juger nos algorithmes en tant que méthode d'appariement. Dans le cadre de notre application, l'erreur moyenne quadratique des extractions n'est toutefois pas d'une importance primordiale : on ne souhaite mettre en évidence les lieux de passage de la surface $3D$ qu'à une précision suffisante pour lever toute ambiguïté sur la présence, ou l'absence, d'un bâtiment (cf. section 3.2.3, p. 33). Au même titre que l'examen visuel des surfaces optimales extraites, cette évaluation numérique contribue donc seulement à un jugement qualitatif sur le bon comportement de la méthode.

Nous complétons cette expérience par un examen sommaire du comportement des probabilités dans une situation où de réelles ambiguïtés de surface sont observables, en mettant en œuvre les algorithmes proposés sur un autostéréogramme. Les autostéréogrammes sont des images fabriquées à partir d'une texture périodique et d'une carte de parallaxe : la radiométrie des pixels d'une colonne donnée de l'image est choisie de telle sorte qu'une mise en correspondance de l'image avec elle-même, autour d'un décalage proche de la période de la texture, produise la vision du relief désiré⁴. De telles images sont intéressantes, dans la mesure où elles offrent un cas exemplaire d'ambiguïté de surface. Une mise en correspondance de l'image avec elle-même, sur un domaine de recherche incluant la parallaxe 0 et les parallaxes proches de la période de la texture, se voit confrontée à deux solutions de surface tout aussi plausibles l'une que l'autre : le relief constant égal à 0, et le relief ayant servi à la construction de l'autostéréogramme. Dans

3. La taille de la fenêtre a été choisie par souci de cohérence avec cette carte de parallaxes, qui nous a été fournie par le laboratoire M.A.T.I.S. de l'I.G.N.

4. Une méthode simple de construction manuelle de telles images est proposée dans [Ninio, 1994]

notre évaluation, nous comparons les probabilités calculées lorsqu'une, deux ou trois surfaces sont possibles (la troisième surface étant obtenue en élargissant le domaine de recherche jusqu'à deux périodes de la texture).

Cette expérience n'a rien de réaliste : la mise en correspondance de stéréogrammes synthétiques produit des coefficients de corrélation toujours voisins de 1.0, rendant l'appariement beaucoup plus aisé que sur des images réelles. Elle nous a paru, toutefois, permettre une validation qualitative des principes mis en œuvre.

Evaluation quantitative

L'évaluation quantitative que nous proposons vise à qualifier la loi de probabilité calculée sur la population des hypothèses 3D générées par corrélation (l'ensemble Ω de la section 4.2.1, p. 42). Cette loi de probabilité peut être examinée sous trois aspects.

Comparaison aux fréquences observées. Premièrement, l'objectif de la probabilité calculée est, dans notre application, de permettre la prédiction des fautes d'appariement (cf. sections 5.3.1, p. 88). A ce titre, il est intéressant de la comparer aux fautes effectivement observées par rapport à la référence. Plus précisément, les parallaxes de référence peuvent permettre d'étiqueter les hypothèses 3D comme appartenant, ou n'appartenant pas, à la surface vraie. À partir de cette fonction d'appartenance, on peut s'intéresser aux fréquences de l'appartenance à la surface vraie en fonction des valeurs (échantillonnées) de la probabilité, ou inversement aux histogrammes de la probabilité, calculés sur les hypothèses 3D de la surface vraie, et sur les hypothèses 3D situées hors de la surface vraie.

Notons $N_v(P)$, la population des hypothèses 3D de probabilité P situées sur la surface vraie, $N_{\bar{v}}(P)$ la population des hypothèses 3D de probabilité P situées hors de la surface vraie, et $F_v(P)$, la fréquence d'appartenance à la surface vraie des hypothèses 3D de probabilité P :

$$F_v(P) = \frac{N_v(P)}{N_v(P) + N_{\bar{v}}(P)}$$

Si la loi de probabilité P traduit effectivement la probabilité pour que la surface vraie passe par les hypothèses 3D, on doit vérifier :

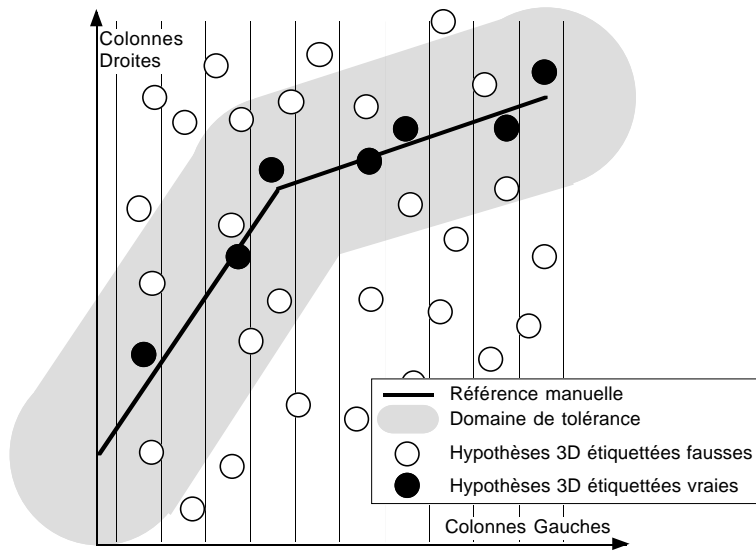
$$F_v(P) = P$$

Cette relation nous conduit à définir, comme premier indicateur de la qualité de la probabilité P , un indice mesurant l'erreur moyenne quadratique entre P et les fréquences observées $F_v(P)$. Nous notons cet indicateur $e_P[P]$. Calculé sur une quantification de P en q valeurs, il s'exprime :

$$e_P[P] = \sqrt{\frac{1}{q} \sum_{i=0}^{q-1} \left(F_v(i) - \frac{2 \cdot i + 1}{2 \cdot q} \right)^2}$$

où $F_v(i)$ désigne la fréquence calculée à partir des populations du niveau de quantification i , pour $P \in \left[\frac{i}{q}, \frac{i+1}{q} \right)$.

La définition de l'indicateur $e_P[P]$ est conditionnée à la définition de l'étiquetage des hypothèses 3D en fonction de leur appartenance à la surface vraie, assimilée aux parallaxes de référence. Il est évident que les hypothèses 3D ne sont pratiquement jamais exactement positionnées sur la surface vraie (et que les parallaxes de référence elles-mêmes ont leur propre



Pour chaque colonne, on sélectionne, dans le domaine de tolérance, le point le plus proche de la surface de référence

FIG. 6.2: Définition des appartenances de référence sur les hypothèses 3D

incertitude). Cet étiquetage doit donc être défini à une tolérance près. Considérant que la recherche d'un extremum local du coefficient de corrélation se fait avec une précision sub-pixellaire (comme en témoignent, par exemple, les erreurs moyennes calculées sur des cartes de parallaxes par [Paparoditis, 1998]), nous définissons l'appartenance de référence en attribuant, pour chaque position de l'image gauche, l'étiquette « vraie » à l'hypothèse 3D la plus proche de la surface de référence, pourvu que la différence entre sa parallaxe et la parallaxe de référence soit inférieure à 1,5 pixels (3 fois un écart-type estimé arbitrairement à 0,5 pixel – figure 6.2). Dans ce calcul, on admet que la surface vraie définit un homologue unique pour chaque point de l'une des images du couple. Le choix de l'image gauche comme support de construction de l'étiquetage est alors conventionnel : on aurait pu prendre l'image droite, ou mieux, définir l'appartenance vraie par la recherche de la surface minimisant l'erreur moyenne quadratique par rapport à la référence, dans graphe de compatibilité (nous n'avons pas eu le temps de mettre au point une méthode permettant le calcul d'une telle optimisation). De façon synthétique, le principe de cet étiquetage est de définir, dans la population des hypothèses 3D disponibles, la meilleure surface acceptable par rapport à la référence manuelle.

Afin d'évaluer l'apport de notre modélisation, nous calculons également l'indicateur e_p sur les coefficients de corrélation eux-mêmes, pris comme mesure interne de la qualité des hypothèses 3D – nous le notons alors $e_p[cc]$ (et son estimation sera limitée aux coefficients de corrélation positifs) –, ainsi que sur les probabilités a priori déduites des coefficients de corrélation (cf. section 4.3.3, p. 71) – nous le notons alors $e_P[\mu]$, en cohérence avec la notation du chapitre 4.

Corrélation à l'erreur géométrique. Deuxièmement, on peut s'intéresser aux valeurs des erreurs géométriques elles-mêmes en fonction de la probabilité P . En principe, la loi P n'est qu'une loi traduisant l'appartenance à la surface, et il n'y a donc pas de raison pour que les valeurs des distances à la surface vraie lui soient corrélées. Toutefois, considérant que la loi P résulte d'un calcul de flux (cf. équations 4.13, p. 49, ou 4.26, p. 57), pour lequel les qualités

de la surface définies par une modélisation autorégressive jouent le rôle d'attracteurs, on peut s'attendre à ce que la probabilité décroisse avec la distance à la surface. L'examen de la corrélation entre la loi P et l'inverse (ou l'opposé) de l'erreur constitue donc une validation indirecte, à la fois du bon fonctionnement des calculs de flux, et du modèle autorégressif utilisé.

Pour autant, rien ne permet de penser qu'il y ait une dépendance linéaire entre la probabilité et les distances à la surface de référence⁵. La corrélation entre ces deux grandeurs doit donc être mesurée par un indicateur traduisant uniquement la cohérence du sens de leurs variations. Nous avons choisi le coefficient de corrélation des rangs de Spearman [Saporta, 1978], que nous notons $c_r[P]$, défini par, si r et s sont les rangs respectifs des n hypothèses $3D$ classées, respectivement, suivant leur probabilité P , et suivant l'inverse de leur distance à la surface vraie :

$$c_r[P] = \frac{COV(r, s)}{\sqrt{VAR(r) \cdot VAR(s)}}$$

VAR et COV désignant respectivement la variance et la covariance

r et s étant des permutations de $[1, n]$, cette expression se simplifie en [Saporta, 1978] :

$$c_r[P] = 1 - \frac{6 \cdot \sum (r_i - s_i)^2}{n \cdot (n^2 - 1)}$$

Sur le plan numérique, le calcul de $c_r[P]$ peut poser problème en cas d'égalité des valeurs de distance ou de probabilité (les rangs n'étant alors pas définis). Cette indétermination est particulièrement sensible dans notre implantation : pour des raisons pratiques, nous avons quantifié la probabilité sur 255 niveaux, afin d'en permettre le stockage, pour l'ensemble des hypothèses $3D$ de la scène traitée, dans un volume raisonnable. Cette quantification a pour conséquence de donner une estimation nulle pour la probabilité d'une très forte proportion des points (jusqu'à 90% dans certains cas).

Nous avons choisi de donner une estimation optimiste à l'indicateur $c_r[P]$, en considérant que l'ordre des probabilités était, en cas d'égalité, identique à l'ordre de l'inverse des distances. Ce choix rend la valeur de $c_r[P]$ essentiellement sensible aux distances des hypothèses $3D$ de probabilité nulle : il suffit que celles-ci soient, en moyenne, plus éloignées de la référence que les hypothèses $3D$ de probabilité non nulle, pour que la corrélation soit forte (ceci presque indépendamment de la répartition des distances de ces dernières). Pour pallier ce problème – sans choisir une évaluation pessimiste de $c_r[P]$, qui, a contrario, aurait systématiquement des valeurs faibles, indépendamment de la qualité des répartitions – nous calculons deux coefficients de corrélation des rangs : le premier, noté $c_r^0[P]$, sur l'ensemble des hypothèses $3D$, et le second, noté $c_r^1[P]$, sur la population des hypothèses $3D$ de probabilité non nulle.

De même que pour l'indice e_P , cette corrélation est calculée, à titre de comparaison, en remplaçant P par le coefficient de corrélation lui-même (indices $c_r^0[cc]$ et $c_r^1[cc]$), puis par la probabilité a priori déduite de ce dernier (indices $c_r^0[\mu]$ et $c_r^1[\mu]$). Dans ces deux cas, l'indice c_r^1 est calculé pour les hypothèses $3D$ dont l'indicateur de qualité est supérieur à un seuil, celui-ci étant choisi de façon à ce que le nombre d'hypothèses $3D$ concernées soit comparable au nombre d'hypothèses utilisées pour le calcul de $c_r^1[P]$ (dans les évaluations présentées ici, nous avons forfaitairement calculé les indices $c_r^1[cc]$ et $c_r^1[\mu]$ sur 12% de la population étudiée).

5. On peut vérifier expérimentalement que la corrélation linéaire entre P et la distance est très proche de 0 – de même que la corrélation linéaire entre la distance et le coefficient de corrélation lui-même.

Évaluation des seuillages de la probabilité. Enfin, on peut évaluer la capacité de reconnaissance de la surface vraie offerte par le modèle proposé.

La sélection des hypothèses 3D les plus probables peut s'opérer soit par simple seuillage des valeurs de probabilité, soit par la technique d'extraction des surfaces possibles proposée dans la section 4.3.4, p. 77.

Nous avons donc examiné, en complément des indicateurs précédents, l'évolution des taux d'omissions et de commissions en fonction du pourcentage de points sélectionnés⁶ par ces deux méthodes, et l'avons comparée à l'évolution de ces deux taux pour une sélection par seuillage du coefficient de corrélation, puis de la probabilité a priori μ qui en dérive.

Le taux d'omissions est naturellement défini comme le taux de points non reconnus dans la population des hypothèses 3D de la surface vraie (définie comme précédemment), et traduit ainsi la probabilité qu'un point de la surface vraie ait été oublié lors de la sélection. Le taux de commissions, quant à lui, est exprimé comme le taux de points faux dans la population sélectionnée, pour traduire la probabilité qu'un point de la sélection soit une faute.

Plus précisément, en reprenant les notations précédentes, on définit les histogrammes cumulés, dans le sens décroissant, des hypothèses 3D vraies, et fausses, par :

$$N_v^c(P) = \int_P^1 N_v(P) .dP \quad \text{et} \quad N_{\bar{v}}^c(P) = \int_P^1 N_{\bar{v}}(P) .dP$$

ainsi que taux de points sélectionnés par :

$$\Theta(P) = \frac{N_v^c(P) + N_{\bar{v}}^c(P)}{\text{Card}(\Omega)}$$

Les nombres d'hypothèses 3D vraies et fausses sélectionnées s'expriment alors en fonction du pourcentage θ de points sélectionnés dans la population totale par (en gardant les notations N_v^c et $N_{\bar{v}}^c$ pour plus de simplicité) :

$$N_v^c(\theta) = N_v^c(\Theta^{-1}(\theta)) \quad \text{et} \quad N_{\bar{v}}^c(\theta) = N_{\bar{v}}^c(\Theta^{-1}(\theta))$$

Θ étant supposée inversible (Θ est toujours croissante, et généralement strictement croissante).

On définit alors, pour la loi P , le taux d'omissions $t_o[P](\theta)$ par :

$$t_o[P](\theta) = 1 - \frac{N_v^c(\theta)}{N_v^c(1)}$$

et le taux de commissions $t_c[P](\theta)$ par :

$$t_c[P](\theta) = \frac{N_{\bar{v}}^c(\theta)}{N_v^c(\theta) + N_{\bar{v}}^c(\theta)}$$

Les fonctions $t_o[cc]$, $t_o[\mu]$, $t_c[cc]$ et $t_c[\mu]$ sont construites de la même manière.

Un indicateur de synthèse peut être proposé en définissant la notion de seuillage optimal (ou de sélection optimale, dans le cas de l'extraction de surfaces), suivant un procédé très couramment

6. L'étude en fonction du pourcentage sélectionné dans la population totale, et non, comme on le fait plus couramment, en fonction des valeurs de seuil, vise à rendre les courbes comparables pour plusieurs méthodes de sélection.

adopté dans les méthodes de classifications. On choisit un coût relatif γ des commissions par rapport aux omissions (ou inversement), pour définir le coût $\Gamma(\theta, \gamma)$ d'une sélection par :

$$\Gamma(\theta, \gamma) = t_o [P](\theta) + \gamma.t_c [P](\theta)$$

Le coût minimal de la sélection est alors :

$$\Gamma_{\min}(\gamma) = \min_{\theta \in [0,1]} \Gamma(\theta, \gamma)$$

Dans notre application, les commissions jouant un rôle plus important que les omissions (cf. section 3.2.3, p. 33), une valeur de coût relatif $\gamma > 1$ paraît plus appropriée. Nous avons toutefois calculé l'indicateur $\Gamma_{\min}(\gamma)$ pour γ variant de 1 à 5, sans que cette valeur modifie nos conclusions. Nous présentons dans cette section, les valeurs obtenues pour $\gamma = 1$.

Nous notons, de façon simplifiée, $\Gamma[P]$ cet indicateur synthétique de la capacité de sélection de la loi P . De même que pour les autres indices, $\Gamma[cc]$ et $\Gamma[\mu]$ qualifient le coefficient de corrélation linéaire et la probabilité a priori des hypothèses $3D$. Cet indicateur est également calculé pour la sélection par extraction des surfaces optimales du modèle : nous le notons alors $\Gamma[surf]$.

6.1.3 Résultats qualitatifs

Evaluation de la meilleure surface du modèle

Le tableau 6.1 présente une évaluation de l'exhaustivité et de l'erreur moyenne quadratique (e.m.q.) de la surface optimale du modèle probabiliste « Ad Hoc ». L'e.m.q. est calculée pour l'ensemble de la population corrélée, ainsi que sur les points d'écart à la référence inférieur à deux seuils en pas de parallaxes : le seuil de 12,87 (environ 5 m en Z sur ces images) correspond à l'élimination des fautes grossières ; le seuil de 3,87 correspond à une sélection du pic principal de l'histogramme des erreurs, présenté sur la figure 6.3.

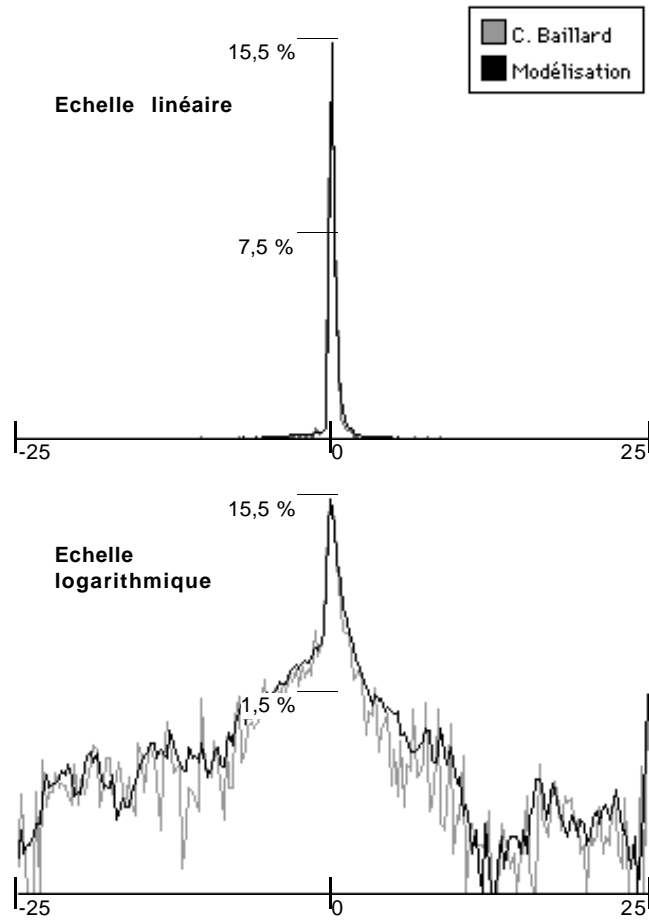
200 249 points	Tous les points		Écarts < 12,81		Écarts < 3,87	
	%	Emq	%	Emq	%	Emq
Méthode C. Baillard	92,18	3,34	90,67	1,67	86,83	0,93
Modèle probabiliste	79,88	3,70	78,28	1,91	73,83	1,03

TAB. 6.1: Erreurs moyennes quadratiques du résultat de l'algorithme de C. Baillard et de la surface optimale du modèle probabiliste : évaluation de la population totale des points corrélés.

Cette évaluation est confrontée aux résultats obtenus sur la même zone par l'algorithme de C. Baillard⁷ [Baillard, 1997] (avec le même domaine de recherche des homologues et la même taille de fenêtre de corrélation). Les images des parallaxes correspondantes sont présentées sur la figure 6.4, p. 115.

On peut noter que l'algorithme de C. Baillard donne des résultats sensiblement meilleurs, tant en ce qui concerne l'exhaustivité de l'appariement (plus de 10 % d'écart entre les deux méthodes), qu'au niveau de l'exactitude géométrique. Ce résultat n'est pas surprenant, cette méthode intégrant à la fois un appariement de contours, dont on peut attendre qu'il améliore la stabilité des bords de bâtiment restitués, et un filtrage a posteriori sur des critères géométriques et radiométriques (cf. section 3.2.2, p. 30).

7. Exécution réalisée par Olivier Dissard, au laboratoire M.A.T.I.S. de l'I.G.N.



Les histogrammes sont calculés sur la population commune des points corrélés par les deux algorithmes avec un pas de quantification de 0,25 pas de parallaxe ; en ordonnée : le pourcentage de la population totale.

FIG. 6.3: Histogrammes des différences à la référence de la figure 6.1.

Les e.m.q. observées sur la population des points d'écart faible (inférieur à 3,87 pas de parallaxe), correspondant au pic principal des histogrammes de la figure 6.3, et représentant plus de 90 % des points appariés, viennent toutefois tempérer ce jugement, en affichant une différence moins grande entre les deux méthodes.

Il apparaît ainsi que, abstraction faite de sa plus faible exhaustivité liée au choix d'une mise en correspondance limitée aux extrema locaux, l'appariement par sélection de la surface optimale de notre modèle montre essentiellement des écarts de parallaxe plus forts lors des fautes. Sur les zones bien restituées, il se comporte de façon assez similaire à une méthode telle que celle de [Baillard, 1997] – que nous jugeons représentative de l'état de l'art, tant par son caractère récent, que par ses performances démontrées.

Ce jugement est conforté par un examen de la répartition spatiale des fautes (figure 6.4, p. 115). Les lieux principaux d'erreurs importantes apparaissent très cohérents pour les deux algorithmes (en général, ce sont les discontinuités de la surface).

Une évaluation comparative des exactitudes géométriques sur la population des points corrélés par les deux méthodes (tableau 6.2) montre de surcroît, dans les deux cas, des e.m.q. inférieures à celles calculées pour la population complète. Les extractions non communes aux deux algorithmes sont donc plus fréquemment des fautes que de bons appariements.

155 192 points	Tous les points		Écarts < 12,81		Écarts < 3,87	
	%	Emq	%	Emq	%	Emq
Méthode C. Baillard	100,0	3,11	98,58	1,62	94,71	0,90
Modèle probabiliste	100,0	3,43	98,36	1,80	93,43	1,01

TAB. 6.2: *Erreurs moyennes quadratiques du résultat de l'algorithme de C. Baillard et de la surface optimale du modèle probabiliste : évaluation comparative sur la population des points corrélés par les deux algorithmes.*

Cette évaluation sommaire tend à montrer que, en tant que méthode d'extraction de la surface 3D, la modélisation proposée se place à un niveau de qualité suffisant par rapport aux méthodes existantes.

Son exhaustivité moindre, par rapport aux techniques utilisant un échantillonnage régulier de l'espace 3D, ne nous paraît pas critique. D'une part, la surface produite sur la figure 6.4 montre que les points appariés sont bien répartis dans le plan de l'image. D'autre part, les qualités d'exactitude des extractions supplémentaires possibles par ces autres techniques sont visiblement sujettes à caution⁸.

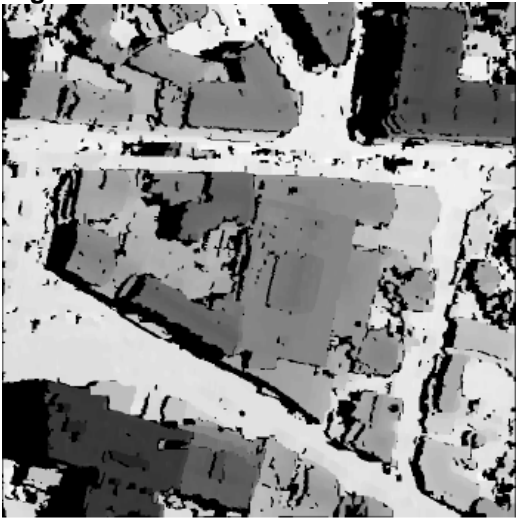
Son exactitude géométrique reste légèrement inférieure à celle des chaînes de traitement implantant des procédures de filtrage a posteriori, mais paraît suffisante pour une application de détection de changement comme la nôtre.

Calcul de la meilleure surface sur différents sites

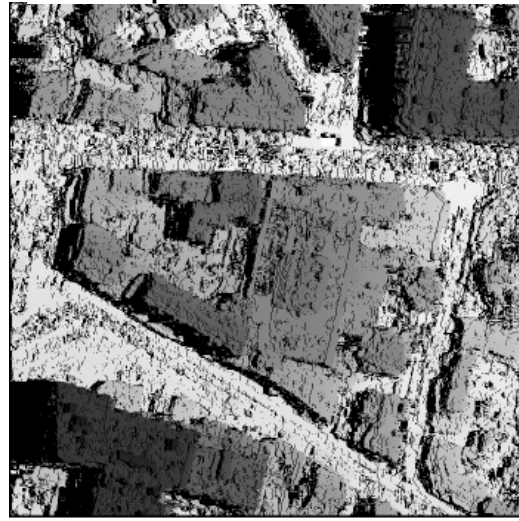
Les résultats précédents semblent pouvoir être extrapolés à d'autres conditions de paysage et d'imagerie. L'annexe C montre les surfaces optimales obtenues pour différentes résolutions et différents sites.

8. Ces deux éléments nous laissent penser que les extractions supplémentaires apportées par les algorithmes du type de la méthode de C. Baillard relèvent plus de l'interpolation que de la mise en correspondance

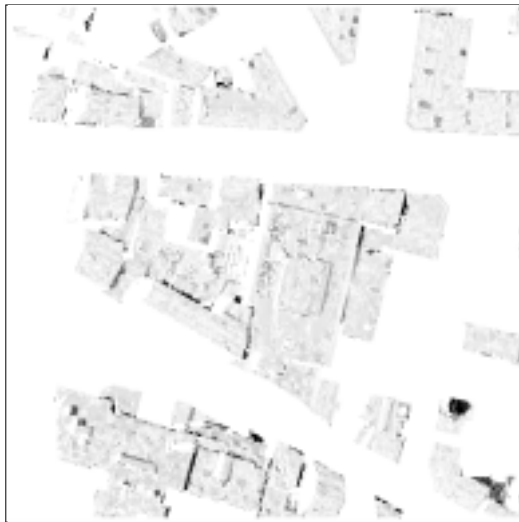
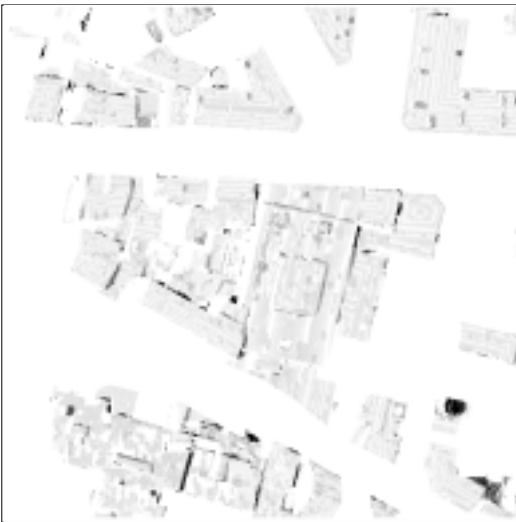
Algorithme de C. Baillard



Surface optimale du modèle « ad hoc »



(a)



(b)



(c)

- (a) : Cartes de parallaxes des deux algorithmes (image 700x700 pixels) ;
(b) : Cartes des valeurs absolues des différences à la référence de la figure 6.1, étalées entre 0 et 12 pixels (environ 5 m en Z – les différences supérieures à 12 sont en noir) ;
(c) : Même carte d'erreur que (b), avec un étalement des différences entre 0 et 4 pixels.

FIG. 6.4: Comparaison entre l'algorithme de [Baillard, 1997] et la modélisation probabiliste.

Ces illustrations ne font pas une démonstration, mais présentent toutefois en faveur de la méthode, au vu de la densité à peu près uniforme des appariements, et de la « bonne apparence » des surfaces extraites.

Comportement des probabilités sur un autostéréogramme

L'expérience que nous nous sommes proposés de conduire consiste à mettre en œuvre la technique d'extraction des surfaces successives décrite dans la section 4.3.4, p. 77, sur un autostéréogramme, dans diverses conditions de domaine de recherche, afin de juger de l'aptitude des algorithmes proposés à reconnaître plusieurs solutions en cas d'ambiguïté réelle. Pour ce test, l'extraction des surfaces est effectuée indépendamment ligne à ligne.

L'autostéréogramme utilisé est présenté sur la figure 6.5, avec la surface ayant servi à sa construction, observable pour des parallaxes voisines de la période de la texture (64 pixels) ; la surface observable pour les parallaxes voisines de deux fois la période (128 pixels) est également donnée (une reproduction pleine page de cet autostéréogramme, adaptée à l'écartement des yeux, figure dans l'annexe D).

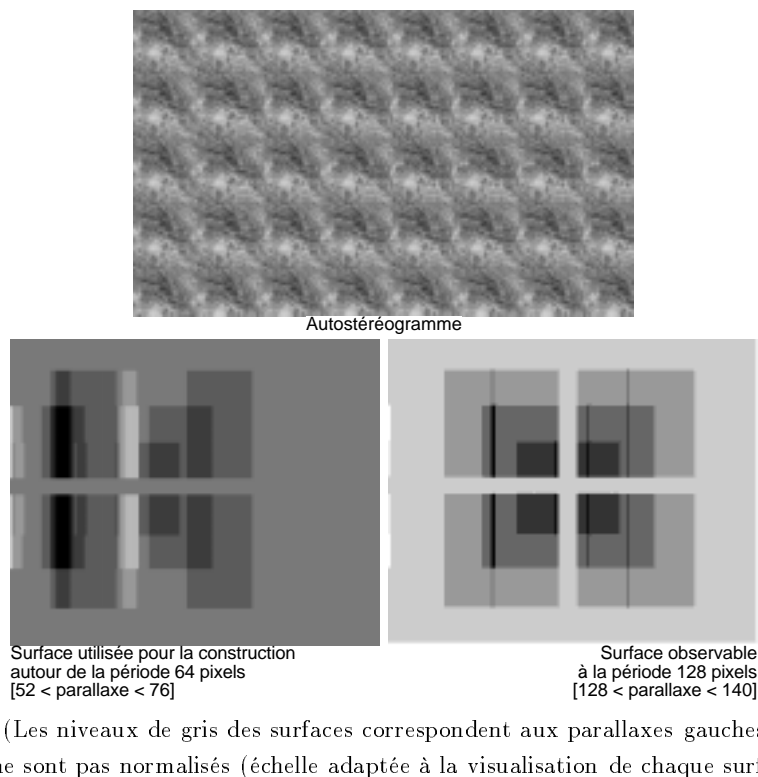
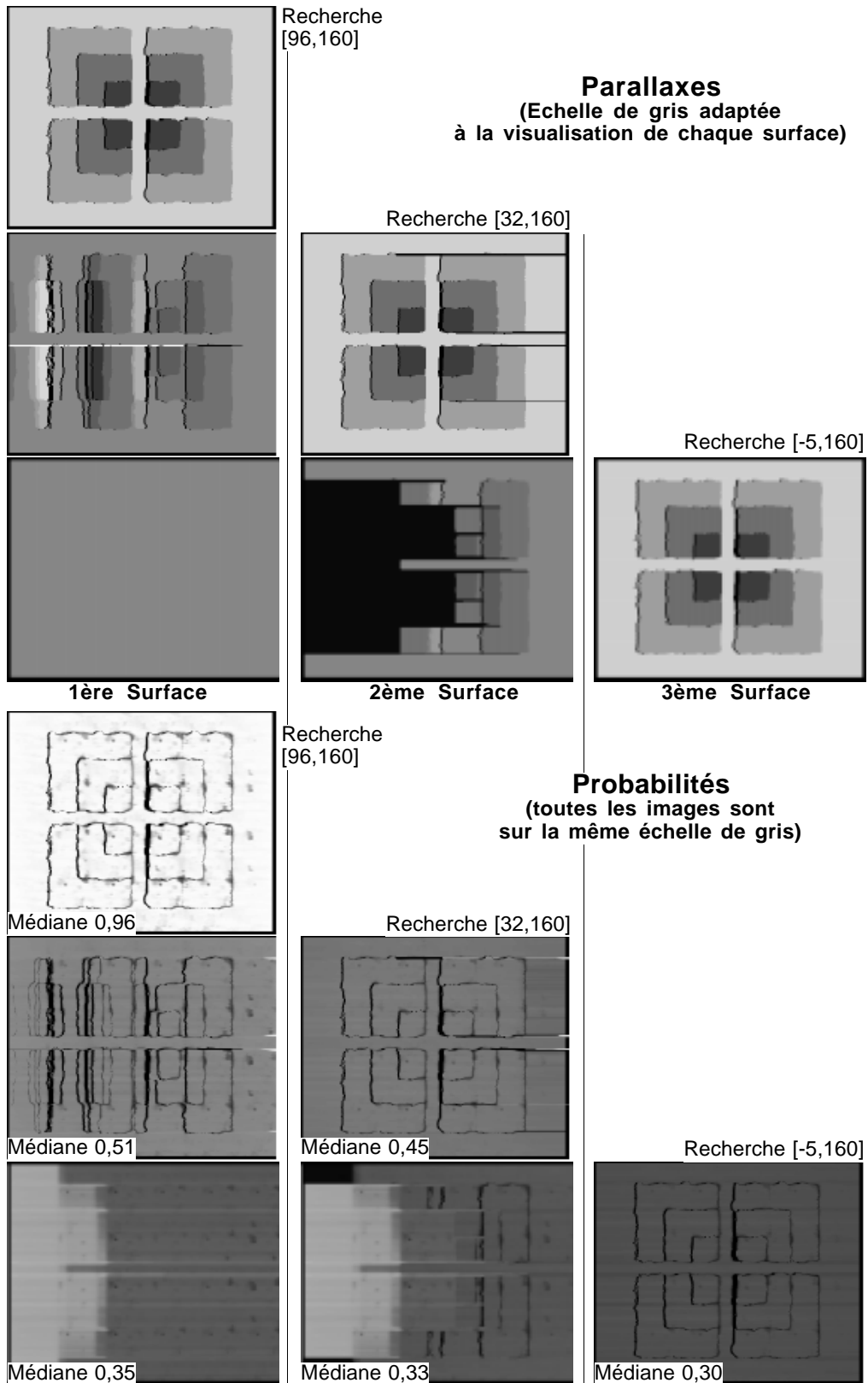


FIG. 6.5: *Autostéréogramme et surface utilisée pour sa construction*

La figure 6.6, p. 117, présente les surfaces extraites pour trois domaines de recherche des homologues (et une fenêtre de corrélation 9x9), ainsi que les probabilités des points correspondants, calculées suivant la modélisation par « Focalisation/Propagation ».

Dans le cas d'un appariement autour de la parallaxe 128, (intervalle de recherche [96, 160]) une seule surface est observable. L'image de ses probabilités montre une médiane égale à 0,96, ce qui garantit l'unicité de la solution (les contre-hypothèses seront de probabilité très faible).

Si l'on élargit le domaine de recherche de façon à englober également la surface de construction



(les échelles de gris des surfaces sont les mêmes que sur la figure 6.5)

FIG. 6.6: Surfaces extraites sur l'autostéréogramme de la figure 6.5

de l'autostéréogramme (intervalle de recherche $[32, 160]$), deux surfaces sont obtenues avec des probabilités presque égales (0,51 et 0,45 – la surface de construction est favorisée par le seul fait qu'elle permet un appariement sur une plus grande longueur sur chaque ligne). Là encore, les probabilités étant normalisées, on est assuré de l'exhaustivité de la reconnaissance (la somme des probabilités des points concurrents étant, sur la majorité de l'image, supérieure à 0,9).

On peut noter que la seconde surface, voisine de la parallaxe 128, présente des décrochements (lignes noires) qui n'apparaissent pas sur l'extraction dans l'intervalle $[96, 160]$. Cette instabilité, qui n'apparaît que sur les discontinuités parallèles aux lignes de l'image, provient d'une attraction par la première surface : la corrélation étant calculée sur des fenêtres assez grandes, les valeurs de la mesure de ressemblance seront faibles sur ces discontinuités – tandis que, sur la même zone, elles resteront fortes pour la première surface dont la parallaxe est alors constante.

L'extraction conduite en élargissant encore le domaine de recherche pour inclure la surface de parallaxe nulle (intervalle $[-5, 160]$) fait apparaître les trois surfaces possibles avec des probabilités proches (médiane des probabilités des points 0,35, 0,33 et 0,30). Cette expérience rejoint la précédente, tout en accentuant les problèmes d'absorption d'une surface par une autre, puisque la seconde surface n'est ici restituée qu'à moitié. Ce phénomène, représenté sur la figure 6.7, explique la zone claire observable sur les images des probabilités des deux premières surfaces (figure 6.6) : la portion commune aux deux surfaces a une probabilité supérieure à 0,60.

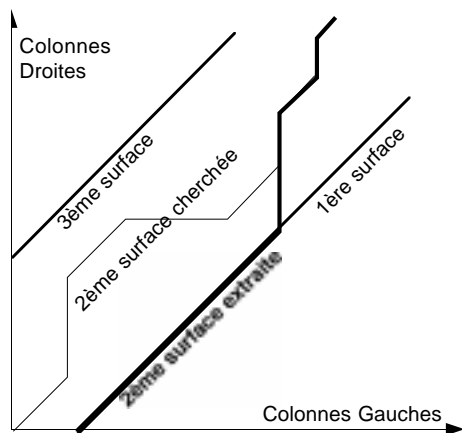


FIG. 6.7: Absorption d'une surface par une autre dans un cas d'ambiguïté multiple.

On atteint ici les limites de la méthode sur ce type d'images synthétiques : la surface de parallaxe constante égale à 0 est une surface parfaite pour l'algorithme : elle permet d'apparier l'intégralité de l'image gauche avec des mesures de ressemblance toutes égales à 1. Elle joue donc un rôle d'attracteur trop puissant pour la seconde surface qui lui est voisine (en parallaxe).

Nous pensons que ce défaut d'extraction tient également à deux autres phénomènes : d'une part, l'augmentation du domaine de recherche conduit à augmenter le paramètre de tension (cf. équation 4.36, p. 70), et donc à privilégier encore plus les surfaces continues ; d'autre part, les décrochements se produisent à une distance du bord de l'image inférieure à la distance d'amortissement des modèles autorégressifs utilisés – il est donc légitime de penser qu'il y a également un effet de bord.

En tout état de cause, sur la portion de l'image éloignée du bord de plus de 150 pixels (portée du modèle autorégressif), ces exécutions montrent l'aptitude des algorithmes mis en œuvre à diagnostiquer automatiquement une ambiguïté, et à extraire les surfaces concurrentes.

6.1.4 Résultats quantitatifs

Hormis les mesures de corrélation des rangs, dont le calcul s'effectue directement sur la population des hypothèses $3D$, les indicateurs de qualité proposés sont construits à partir de fonctions qu'il est intéressant d'examiner dans le détail. Nous avons constaté, dans toutes les expériences qui suivent, un comportement assez constant de ces fonctions, quant aux rapports observables entre la loi de probabilité P , le coefficient de corrélation linéaire, et la loi de probabilité a priori μ . Nous présentons donc ici, à titre d'exemple, le cas de la mise en correspondance du couple de test utilisant une fenêtre de corrélation de taille 7×7 . Dans la suite de l'analyse, nous nous bornerons à donner les indicateurs de synthèse.

Fréquence d'appartenance à la surface vraie. La figure 6.8 donne une représentation graphique des fréquences d'appartenance à la surface vraie F_v , en fonction des valeurs de la probabilité (P), du coefficient de corrélation linéaire (cc), et de la probabilité a priori (μ) déduite de ce dernier par la technique décrite dans la section 4.3.3, p. 71. En premier lieu, on peut noter que la courbe $F_v(cc)$ reste bien évidemment éloignée de la diagonale : il n'y a en effet aucune raison pour que le coefficient de corrélation linéaire traduise, en tant que tel, la probabilité d'appartenance à la surface vraie. A ce titre, l'indicateur de qualité $e_p[cc]$ est dénué de sens – nous ne l'avons conservé dans les résultats qui suivent que par souci d'homogénéité de la présentation des résultats.

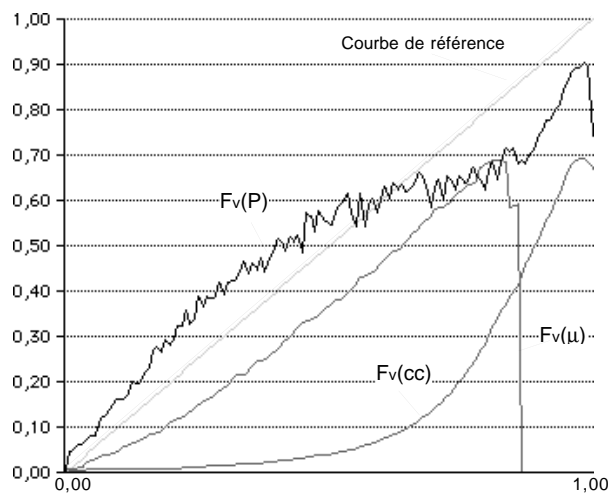


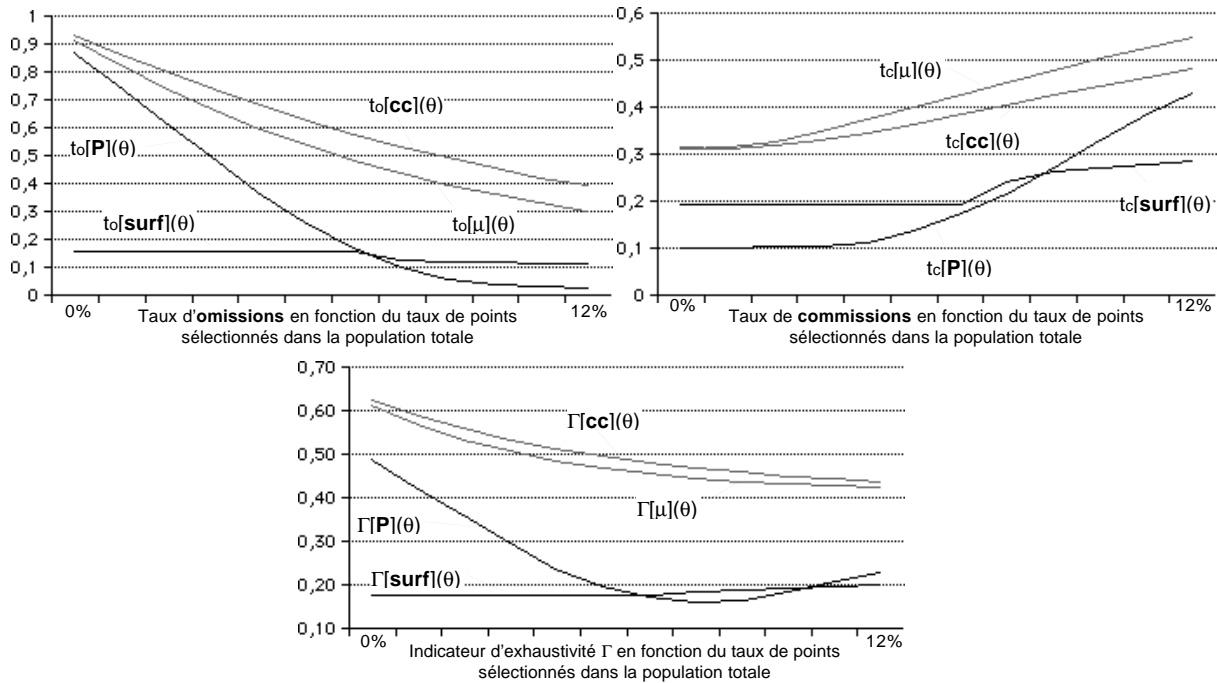
FIG. 6.8: Fréquences d'appartenance à la surface vraie observées en fonction des valeurs de la probabilité, du coefficient de corrélation linéaire, et de la probabilité a priori.

Le comportement de la fréquence d'appartenance $F_v(\mu)$ est plus intéressant : on peut constater que cette fonction suit assez fidèlement la diagonale jusqu'à des valeurs de μ voisines de 0,8, puis chute à 0. La probabilité a priori μ est ainsi un bon estimateur de la probabilité vraie d'appartenir à la surface, mais uniquement pour les valeurs faibles de celle-ci. On peut voir dans ce résultat une justification de l'utilisation de μ pour initialiser le processus de construction de la loi P , comme une démonstration des limites de cette caractérisation des hypothèses $3D$ – et donc des mesures de corrélation linéaire dont elle est issue. Concrètement, cette chute à 0 des valeurs de $F_v(\mu)$, pour $\mu > 0,8$, est en fait due à une absence presque complète de représentants dans l'histogramme de cette mesure : les probabilités a priori des hypothèses $3D$ ne dépassent que très rarement cette valeur. Ceci veut dire que, pour toute valeur du coefficient de corrélation

linéaire cc (même les plus fortes), on peut toujours observer des points hors de la surface (comme en témoigne la courbe $F_v(cc)$ de la figure 6.8) : la seule mesure de corrélation ne lève donc pas l'ambiguïté⁹.

La fonction $F_v(P)$ a un comportement plus satisfaisant. Plus bruitée que $F_v(\mu)$ (pour les valeurs basses de la probabilité), elle parvient toutefois à donner une représentation approximative de la diagonale sur l'ensemble de l'intervalle $[0, 1]$, même s'il faut noter que cette représentation se dégrade au voisinage de 1.

Omissions et commissions. La figure 6.9 représente, d'une part, l'évolution des taux d'omissions et de commissions (en haut), et d'autre part, la moyenne de ces deux taux (en bas), en fonction du pourcentage sélectionné dans la population totale, par seuillage de P , du coefficient de corrélation cc , et de la probabilité a priori μ . Les mêmes courbes sont également représentées pour une sélection par extraction des surfaces successives dans le graphe de compatibilité, par la méthode décrite dans la section 4.3.4 (p. 77). Nous avons limité la représentation aux pourcentages inférieurs à 12% pour plus de lisibilité, le minimum du coût de seuillage $\Gamma[P]$ étant atteint avant cette valeur.



Taux d'omissions et de commissions observés par seuillage de P , du coefficient de corrélation linéaire (cc), de la probabilité à priori μ , et par extraction de surfaces successives (surf) (les courbes du bas sont les sommes des omissions et des commissions).

FIG. 6.9: *Détail de l'évolution des taux d'omissions et de commissions dans le cas de la corrélation par fenêtres de taille 7×7 .*

Les courbes étant rapportées au pourcentage de la population totale sélectionnée, elle ne dépendent que de l'ordre des valeurs des mesures : ainsi, le coefficient de corrélation linéaire et la loi de probabilité a priori μ qui en est déduite – et qui est généralement fonction croissante

9. Le fait est évidemment connu ; nous ne détaillons ces remarques qu'à titre d'explication de la signification des courbes présentées.

des coefficients positifs– donneraient strictement les mêmes résultats si seules les hypothèses 3D de coefficient de corrélation positif étaient prises en compte dans le calcul. Dans le cas présent, les deux courbes sont décalées, mais seulement légèrement. Ceci montre que la prise en compte des coefficients de corrélation négatifs ne dégrade pas le caractère significatif de la probabilité a priori.

On constate par ailleurs que les taux d’omissions et de commissions sont toujours inférieurs pour la loi P , comme pour la sélection par extraction de surface, par rapport aux taux obtenus pour le coefficient de corrélation et pour la loi a priori μ . Cette observation se retrouvera dans toutes les expériences qui suivent, par comparaison des indicateurs Γ (minima atteint par les courbes de la figure 6.9, en bas).

Cet exemple montre l’apport du modèle probabiliste proposé pour la qualification des hypothèses 3D par une mesure interne au processus. La loi P peut être considérée comme un estimateur de la probabilité d’appartenance à la surface vraie, et se montre toujours plus discriminante que les mesures utilisées au départ pour sa construction (c’est heureux !). Les indicateurs de synthèse proposés pour l’étude vont confirmer cette observation dans d’autres conditions de calcul. Il vont également permettre d’analyser la stabilité du modèle en fonction de ses conditions de mise en œuvre.

Influence de la taille de la fenêtre

La figure 6.10 présente l’évolution des indicateurs e_p , c_r^0 , c_r^1 et Γ , en fonction de la taille de la fenêtre utilisée pour l’extraction des hypothèses 3D. Les images des références d’appartenance (parallaxes des points étiquetés comme appartenant à la surface vraie), utilisées pour le calcul de e_p et de Γ , figurent p. 123 (figure 6.11), les cartes des parallaxes des surfaces optimales extraites, p. 124 (figure 6.12), et les images des probabilités des points correspondants, p. 125 (figure 6.13). En sus des remarques précédentes, concernant l’apport du modèle sur une caractérisation des hypothèses 3D par leur coefficient de corrélation linéaire (que la figure 6.10 confirme sans ambiguïté), ces résultats appellent quelques commentaires.

Tout d’abord, concernant le comportement des indicateurs pour les fenêtres de corrélation de grande taille, on constate une dégradation de la qualité, aussi bien de la loi P en tant qu’estimateur de la loi vraie (indicateur $e_p [P]$, en haut à gauche), que du pouvoir de sélection de la surface (par seuillage ou par extraction de surface – indicateurs $\Gamma [P]$ et $\Gamma [surf]$, en haut à droite). Cette augmentation des erreurs pourrait être due à la définition adoptée pour la surface vraie dans la section 6.1.2, p. 108. Les hypothèses 3D ne sont étiquetées comme vraies que si leur écart aux données de référence est inférieur à 1,5 pas de parallaxe : pour les grandes fenêtres de corrélation, ce seuil reste peut-être trop exigeant – les mesures de qualité s’en trouvant dégradées. Cette interprétation n’est que partiellement confirmée par l’examen de la référence d’appartenance calculée pour la taille de fenêtre 15x15 (figure 6.11), qui montre certes des lacunes importantes sur les bâtiments du bas de la zone, mais dont la densité moyenne semble tout à fait satisfaisante. Nous ne pouvons donc pas apporter de conclusion péremptoire sur ce point sans mise en œuvre complémentaire des mesures avec un seuil plus généreux.

La seconde raison possible à cette évolution des indicateurs, sans doute plus vraisemblable, est l’inaptitude des grandes fenêtres à apparier correctement les bords de bâtiment. Au voisinage des discontinuités, la mesure de ressemblance est en effet pénalisée par la dispersion des parallaxes vraies au sein de la fenêtre. Le calcul du modèle ne fait pas ressortir ce défaut, car ces points, s’ils sont mal positionnés en altitude, ne sont pas ambigus (cf. les images des probabilités pour

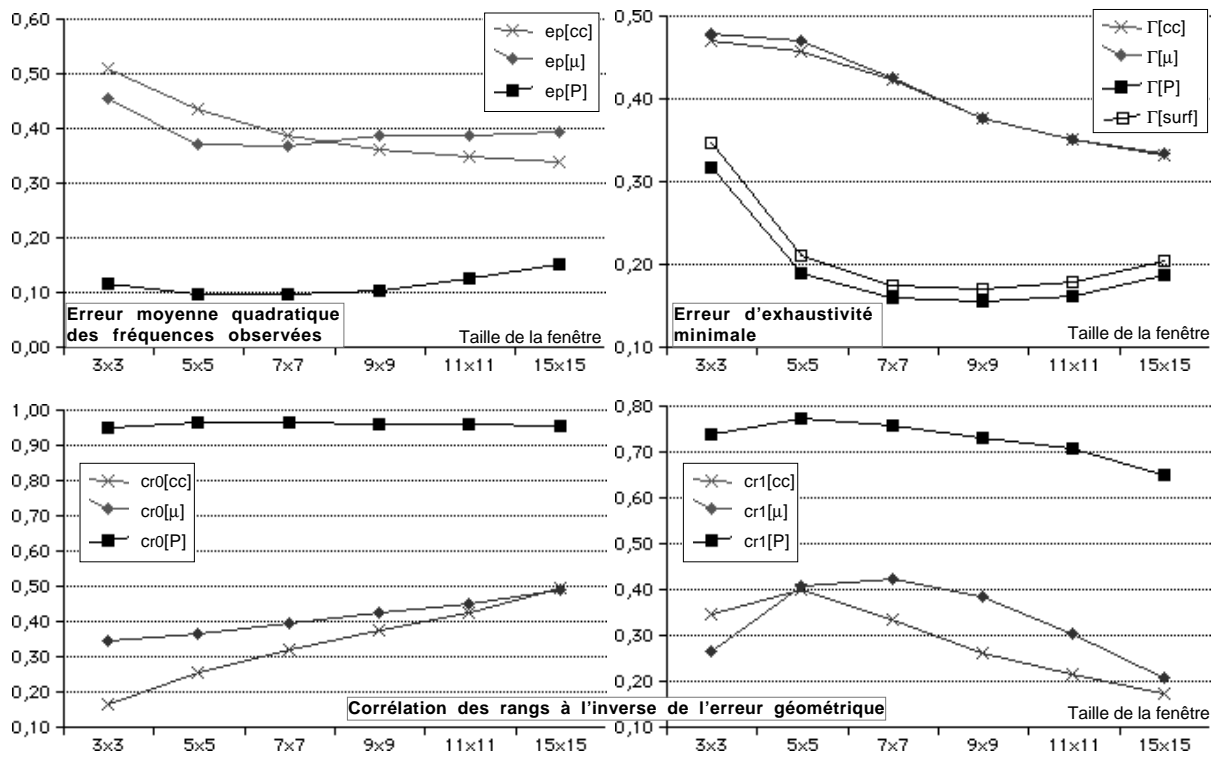


FIG. 6.10: Valeurs des indicateurs de qualité en fonction de la taille de la fenêtre de corrélation.

les fenêtres 11x11 et 15x15, figure 6.13). Il en résulte une proportion non négligeable de points positionnés hors de la surface vraie, tout en gardant une probabilité P forte. Ce phénomène montre les limites de notre modélisation, qui fonde l'estimation de la probabilité uniquement sur l'ambiguïté.

Pour le reste, l'évolution de l'indicateur $e_p[P]$ est très satisfaisante : l'erreur moyenne quadratique de P comme estimateur de la probabilité vraie reste stable, autour de valeurs proches de 0,1, ceci même pour les fenêtres de taille 3x3, pour lesquelles la meilleure surface extraite se dégrade fortement (indicateur $\Gamma[surf]$, figure 6.10 – voir aussi l'image des parallaxes 3x3 de la figure 6.12). Ce résultat est notable, dans la mesure où il est fidèle aux objectifs discutés au chapitre 3 (section 3.2.3, p. 34) : la méthode proposée ne vise pas à résoudre le problème de l'extraction de la surface 3D, mais à prédire ses échecs. Il montre en outre la robustesse de la méthode, puisque la légère dégradation de $e_p[P]$ pour les fenêtres 3x3 reste très inférieure à la dégradation de $e_p[\mu]$, qui qualifie la mesure utilisée pour initialiser le modèle.

Quant aux indicateurs de corrélation de P à l'inverse de l'erreur géométrique ($c_r^0[P]$ et $c_r^1[P]$), ils montrent une stabilité tout à fait comparable (la corrélation sur les points de probabilité non nulle $c_r^1[P]$ se dégradant toutefois un peu plus vite), et confirment ainsi la constance du comportement du modèle. Notons toutefois, comme nous l'avons signalé dans la section 6.1.2 (p. 109), que les valeurs très hautes (proches de 1) du coefficient de corrélation $c_r^0[P]$ ne sont pas nécessairement significatives, cet indice étant estimé par excès sur des valeurs quantifiées. La corrélation sur les points de probabilité non nulle est, quant à elle, assez satisfaisante au titre d'une confirmation du bon fonctionnement des flux, même si une valeur de 0,7 ne garantit pas que l'on puisse utiliser P comme prédicteur des distances à la surface vraie (un tel objectif dépasse nos ambitions).

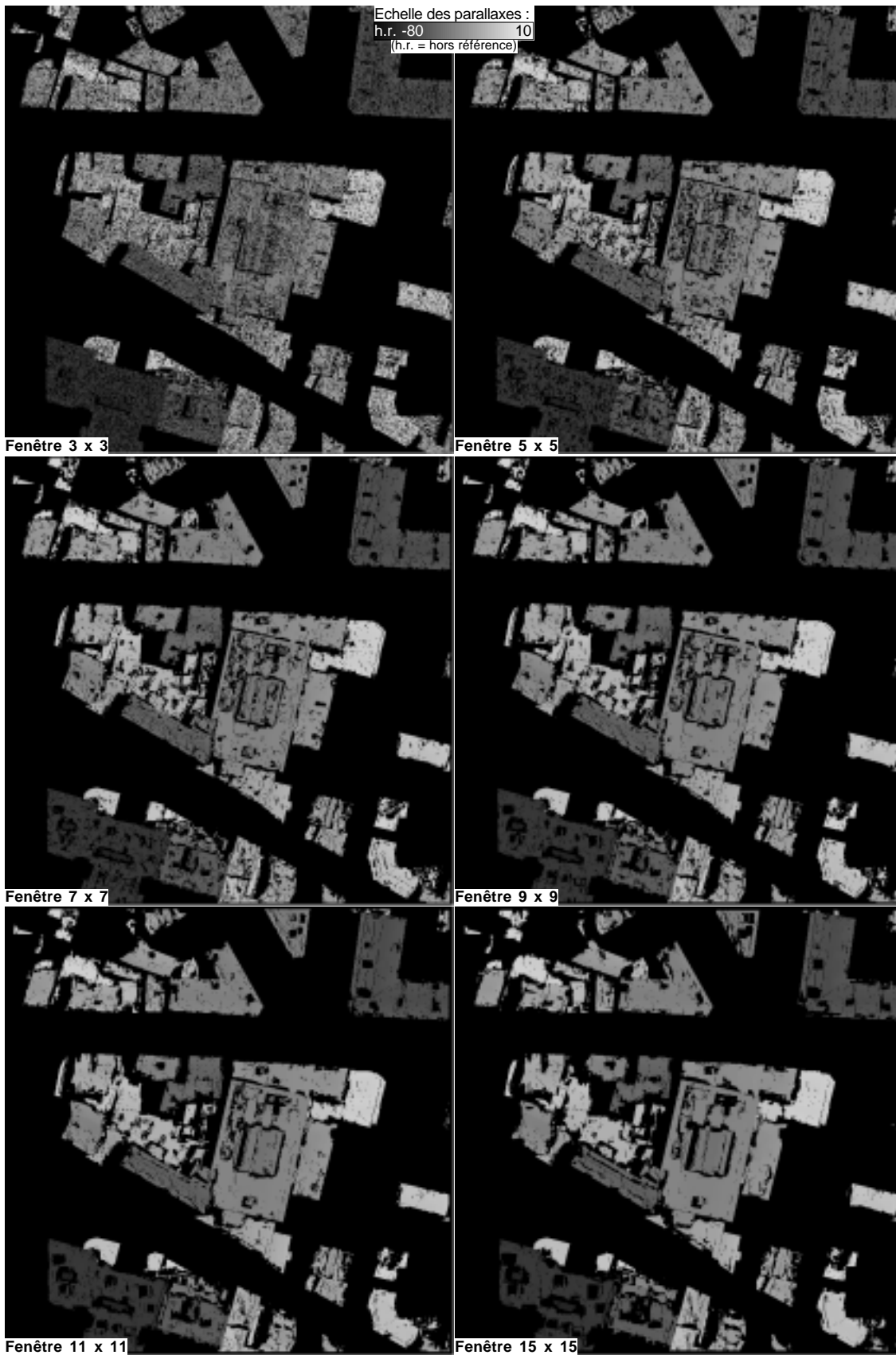
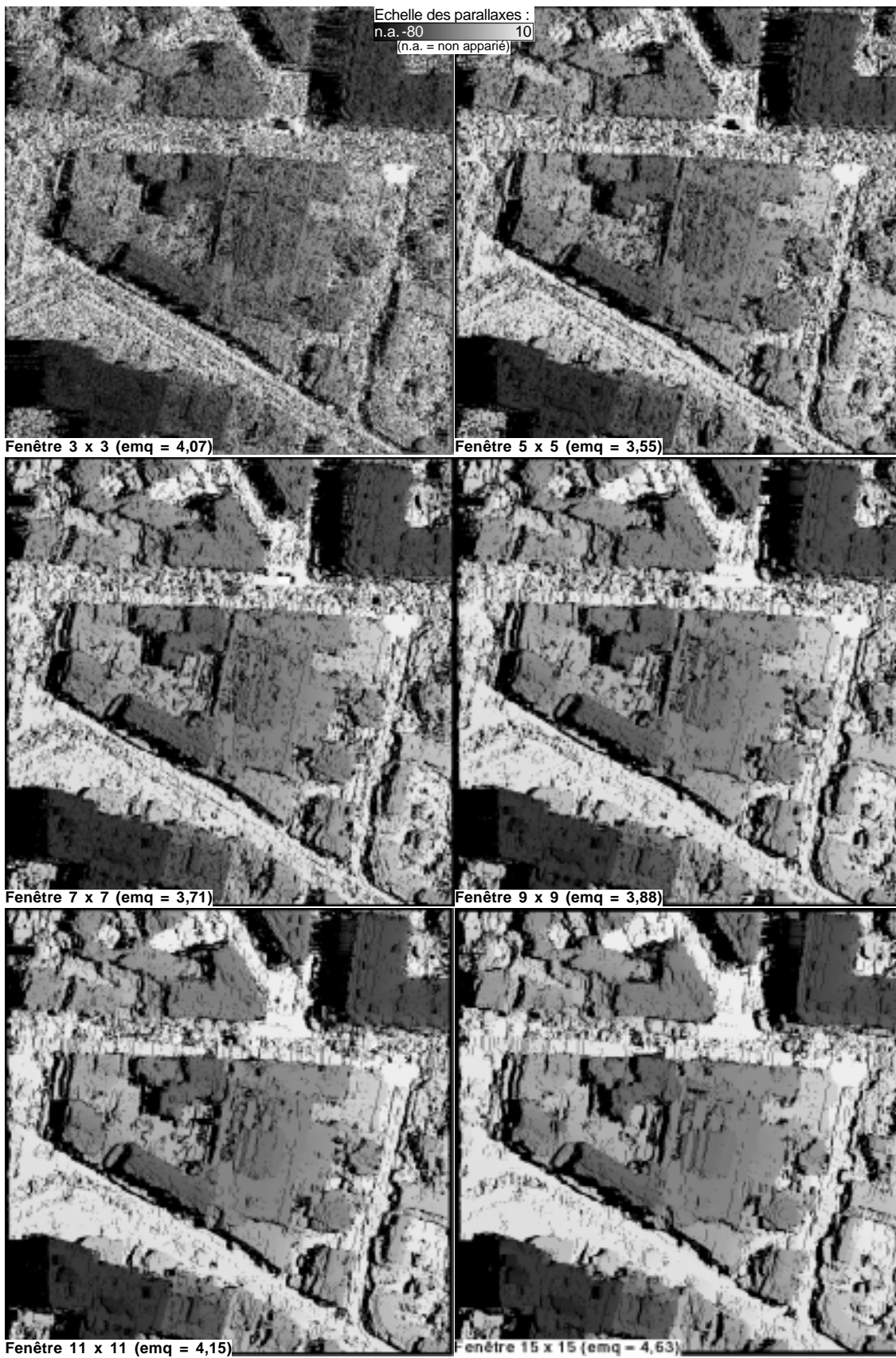


FIG. 6.11: Images des références d'appartenance à la surface vraie pour les différentes tailles de fenêtre de corrélation.



(l'e.m.q. indiquée sur les images est mesurée par rapport à la référence de la figure 6.1, p. 105)

FIG. 6.12: *Parallaxes des surfaces optimales pour différentes tailles de fenêtres de corrélation.*

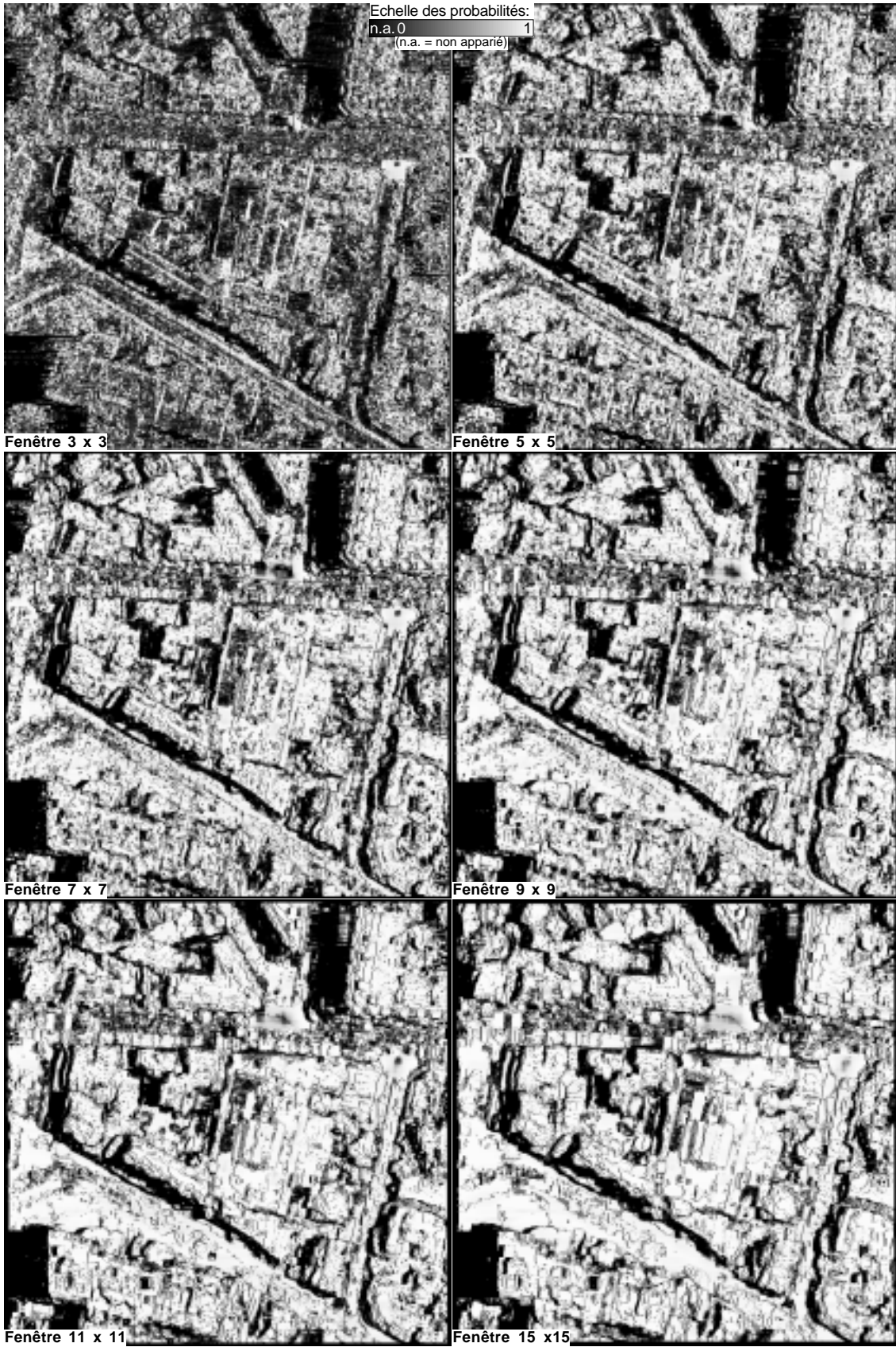


FIG. 6.13: Probabilités des points des cartes de parallaxes de la figure 6.12

Influence de la qualité des images

L'influence de la qualité des images a été étudiée sommairement, en appliquant un bruit gaussien, d'écart-type constant, aux deux images du couple. Nous avons fait varier l'écart-type du bruit entre 1, 5 et 10 pas de quantification. La dynamique des images utilisées pour ce test étant d'une centaine de niveaux de gris, cela revient à dire que l'intervalle du rapport signal à bruit moyen exploré s'étend d'environ 10 au rapport signal à bruit des images initiales. La figure 6.15 (p. 127) présente un agrandissement du coin inférieur gauche de l'image gauche du couple pour les différents écart-types utilisés. Les écart-types les plus forts (7, 5 et 10) ne sont pas très réalistes vis à vis des conditions moyennes réelles d'imagerie, dans les applications de l'I.G.N. Il peuvent toutefois représenter des cas exceptionnels de mauvaise qualité de prise de vue – et permettent, en tout état de cause, d'étudier les algorithmes dans des conditions extrêmes.

Comme pour l'étude de l'influence de la taille de la fenêtre, nous présentons, sur la figure 6.14, l'évolution des indicateurs de qualité, sur la figure 6.16, p. 128, les références d'appartenance, calculées sur la population des hypothèses 3D, et sur les figures 6.17 et 6.18, p. 129 et 130, les parallaxes calculées par extraction de la surface optimale, et les probabilités associées.

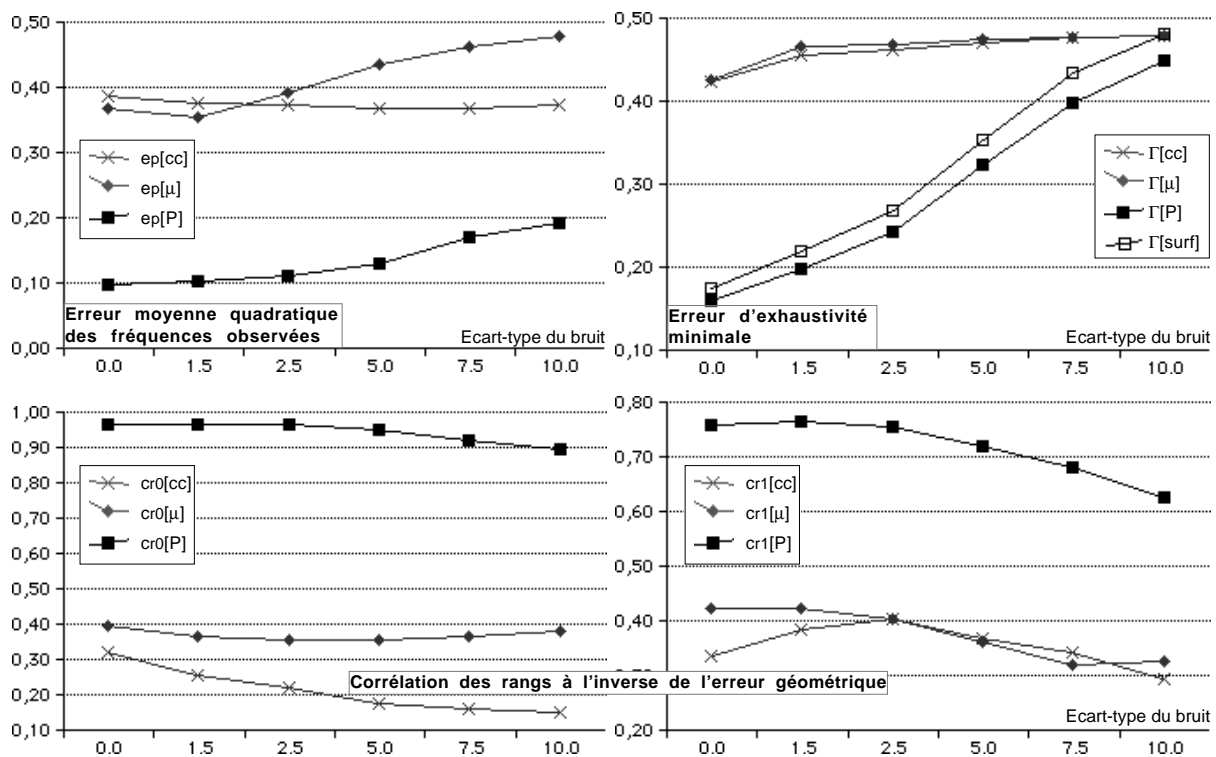
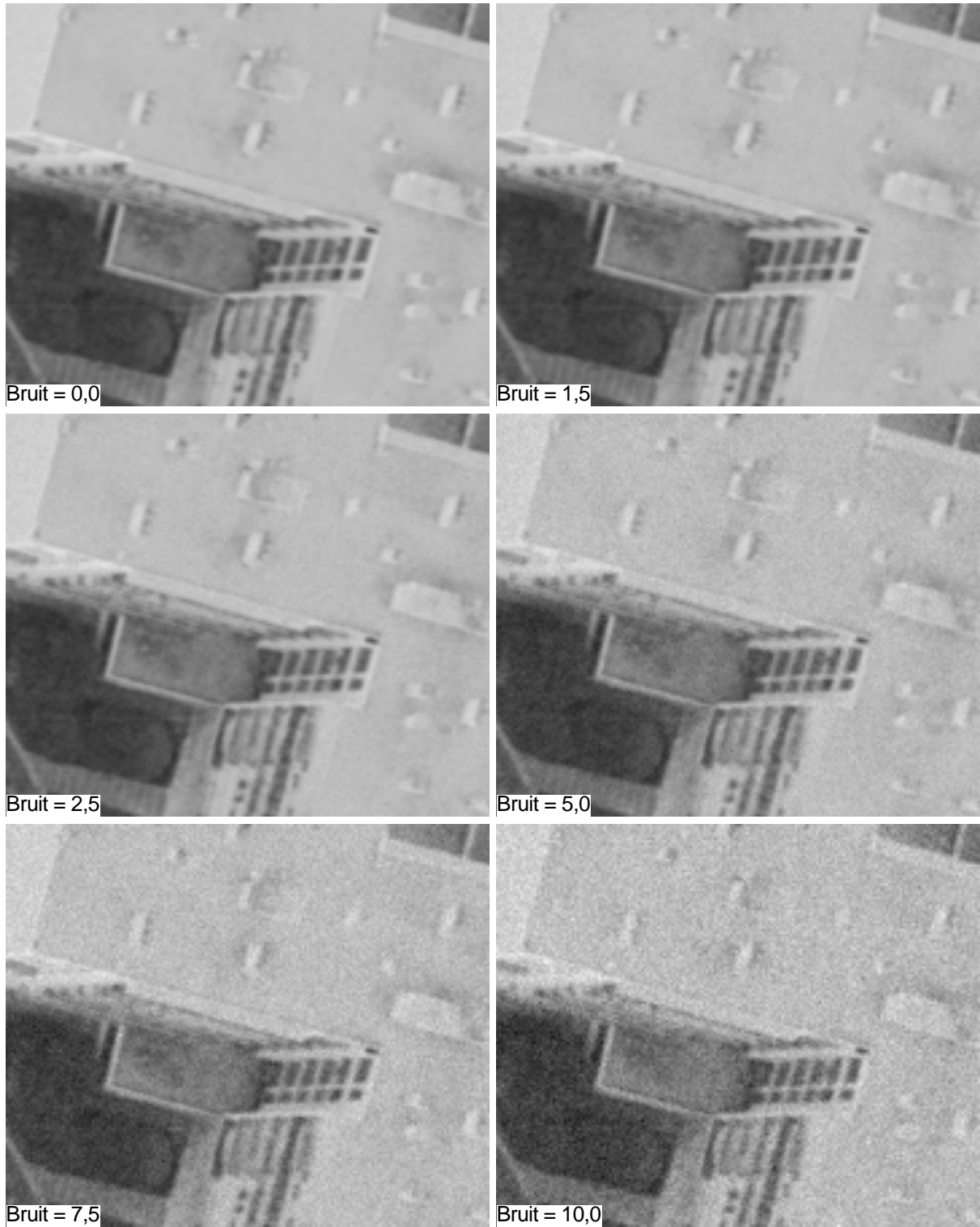


FIG. 6.14: Valeurs des indicateurs de qualité en fonction de l'écart-type du bruit gaussien appliqué aux images.

Les images des références d'appartenance viennent contredire les remarques faites dans la section 6.1.2, p. 106, concernant l'intérêt de l'étude de l'influence du bruit. Elles ne semblent, en effet, pas montrer plus de lacune, quant à la représentation de la surface vraie, que les références d'appartenance calculées pour les différentes tailles de fenêtres (par exemple pour la taille 3x3, figure 6.11, p. 123). On peut donc considérer, tout autant que précédemment, que la présente expérience reste dans le cadre de l'hypothèse $H2$. Elle garde toutefois une complémentarité par rapport aux exécutions précédentes, puisque, comme le montrent les surfaces extraites, on atteint



(L'écart-type du bruit est indiqué en bas à gauche de chaque image)

FIG. 6.15: *Image gauche du couple de test soumise à un bruit gaussien croissant.*

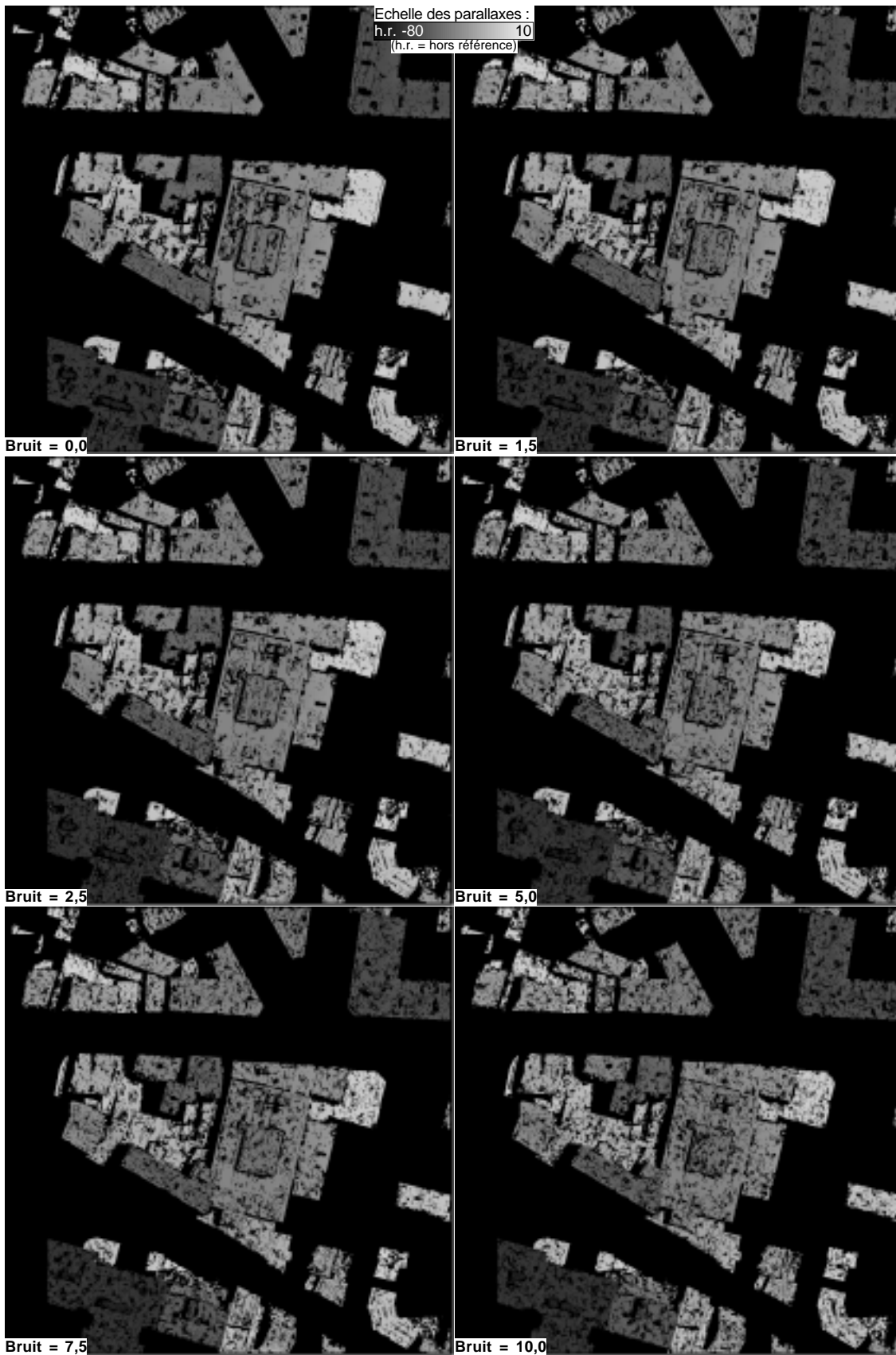
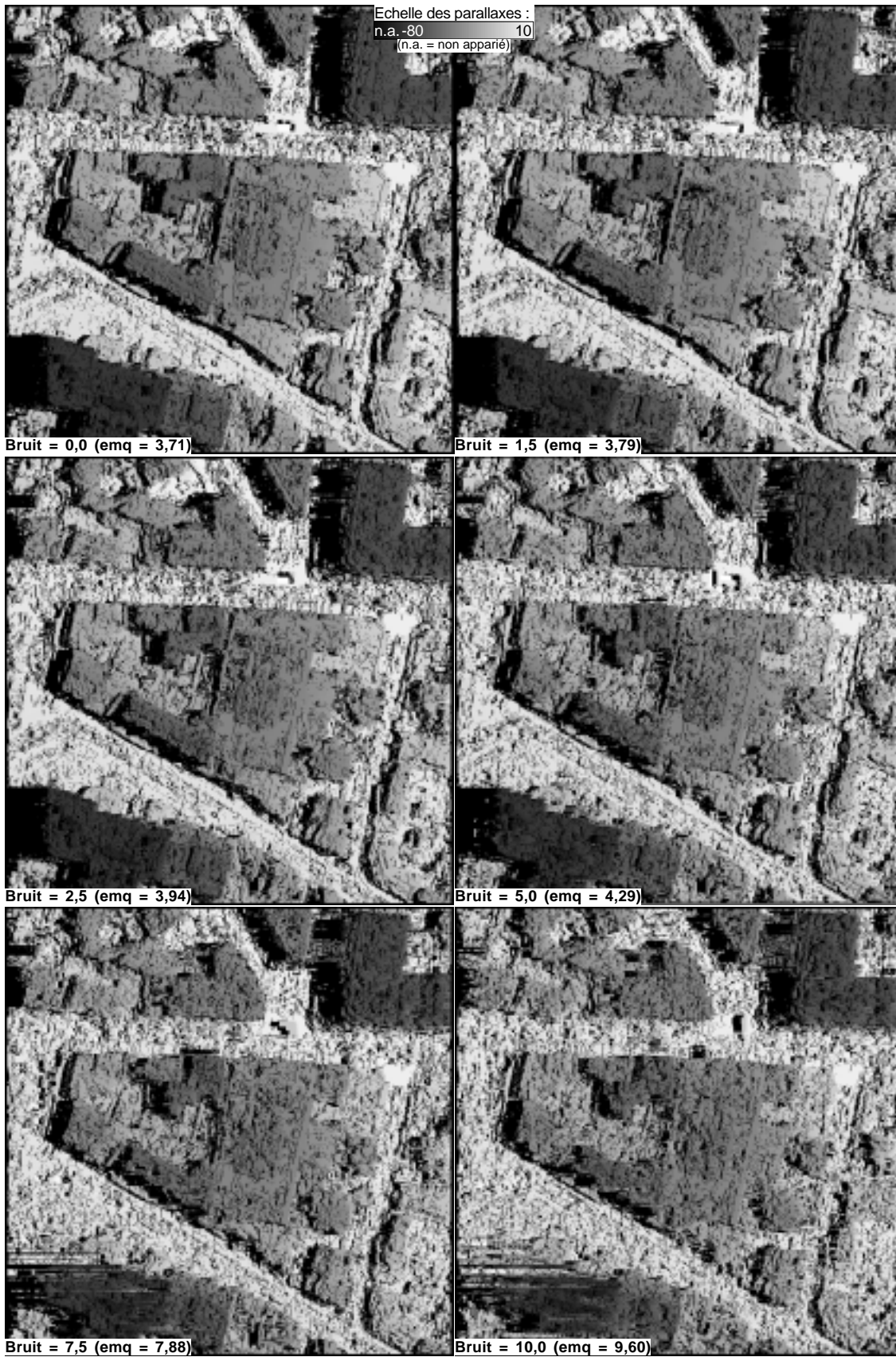


FIG. 6.16: Images des références d'appartenance à la surface vraie pour les différents bruitages appliqués.



(l'e.m.q. indiquée sur les images est mesurée par rapport à la référence de la figure 6.1, p. 105)

FIG. 6.17: *Parallaxes des surfaces optimales pour les différents bruitages appliqués.*

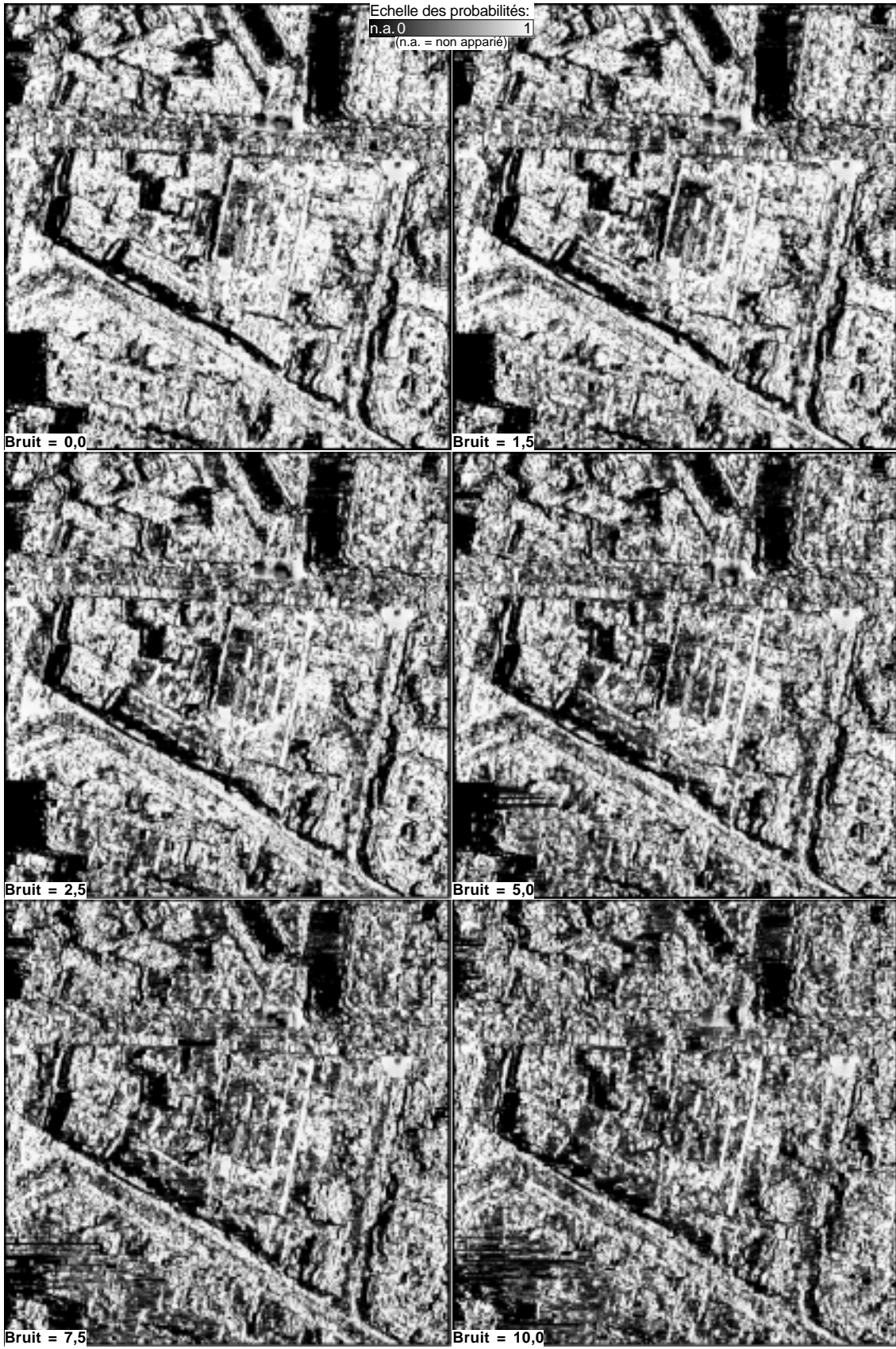


FIG. 6.18: Probabilités des points des cartes de parallaxes de la figure 6.17

un niveau d'erreur d'extraction beaucoup plus grand qu'auparavant (en particulier sur le grand bâtiment du bas de la zone, dont les bords sont moins contrastés, et dont le toit constitue une zone presque homogène d'étendue importante – figure 6.17, pour les écarts-types 7,5 et 10).

L'évolution des indicateurs de qualité en fonction de l'écart-type du bruit appliqué aux images (figure 6.14) confirme partiellement les conclusions précédentes. L'erreur moyenne quadratique $e_p[P]$ (en haut à gauche) conserve des valeurs raisonnables pour les bruits d'écart-type inférieur à 7,5 – ne dépassant pas les valeurs atteintes précédemment pour les fenêtres de grande taille (la dégradation de e_P pour l'écart-type 7,5, comparable à celle observée pour les fenêtres de taille 15x15, a toutefois probablement une autre origine). De même, il est très satisfaisant d'observer que ces variations, relativement faibles, sont concomitantes à une dégradation beaucoup plus importante des surfaces extraites : là encore, la loi de probabilité P montre une aptitude intéressante à diagnostiquer les erreurs de l'algorithme. Les indices de corrélation à l'inverse de l'erreur restent, quant à eux, cohérents avec les observations précédentes : l'indice $c_r^0[P]$ reste très stable, et l'indice $c_r^1[P]$ affiche des variations dans le même intervalle de valeurs que pour l'étude de l'influence de la taille de la fenêtre.

Toutefois, on peut remarquer que la dégradation de $e_p[P]$ suit, en variation, de beaucoup plus près la dégradation de $e_p[\mu]$, et que l'importance de la dégradation des surfaces extraites conduit l'algorithme à ne pas faire mieux qu'un seuillage du coefficient de corrélation pour les bruits très forts (indicateur $\Gamma[P]$, en haut à droite, pour l'écart-type 10). On peut donc juger la méthode sensible aux bruits importants. Il faut cependant noter que, en l'état de l'implantation actuelle, le modèle développé utilise une mesure de corrélation locale comme *seule* source d'information sur la ressemblance des images gauche et droite. Le bruit appliqué dans cette expérience doit donc être comparé au contraste local des images : sur cette zone, l'écart-type local médian calculé par fenêtre glissante de taille 7x7 (taille des fenêtres de corrélation employées) ne dépasse pas 6,70 – ce qui ramène le rapport signal à bruit des images les plus dégradées, si l'on considère cette mesure du contraste local comme notre signal, à 0,67, et permet de ne pas s'étonner des résultats.

Influence de l'emprise de la zone de calcul

Méthodologie. Une étude rigoureuse des effets des bords de l'image sur les résultats de l'algorithme demanderait une évaluation de la loi P sur une même zone et pour différentes instances des graphes de compatibilité, en fonction de la distance de cette zone au bord de l'image (ceci afin de ne pas introduire de variation du paysage dans les évaluations). Nous avons manqué de temps pour la mettre en œuvre. Nous proposons donc ici une méthodologie plus simple, au sens où elle ne demande la construction que de deux modèles.

Le site de test a été découpé en cinq zones concentriques (figure 6.19), choisies de telle sorte que la surface de toiture soit la même sur chacune d'elles. La loi de probabilité P est calculée sur l'ensemble du site, et évaluée séparément sur chacune des zones, qui sont donc situées à une distance croissante du bord de l'image traitée.

Parallèlement, un modèle est construit sur une image de plus grande taille, englobant le site de test avec une marge de 150 pixels (portée approximative des modèles autorégressifs utilisés). La loi P résultant de ce nouveau calcul est également évaluée sur les 5 zones du découpage précédent.

On dispose ainsi, d'une part, des valeurs des indicateurs e_P , c_r^0 , c_r^1 , et Γ pour des zones situées à distance variable du bord (mais de contenu différent), et, d'autre part, d'une mesure

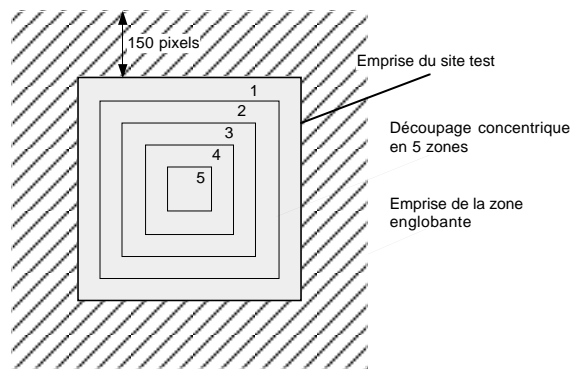


FIG. 6.19: Découpage du site test pour l'étude des effets de bord.

de la variation de ces indicateurs, à zone constante, entre un calcul pour lequel la zone est relativement proche du bord, et un calcul pour lequel elle peut être considérée comme hors de portée des effets de bord.

Résultats. La figure 6.20 montre les valeurs des indicateurs $e_P[P]$, $\Gamma[P]$, $\Gamma[surf]$ (à droite), c_r^0 , et c_r^1 (à gauche) calculés sur chacune des 5 zones découpées sur le site de test (les indicateurs d'erreur ont été séparés des indicateurs de corrélation pour plus de lisibilité). Les valeurs des intervalles de distance au bord correspondant à chaque zone sont portés en abscisse (en pixels).

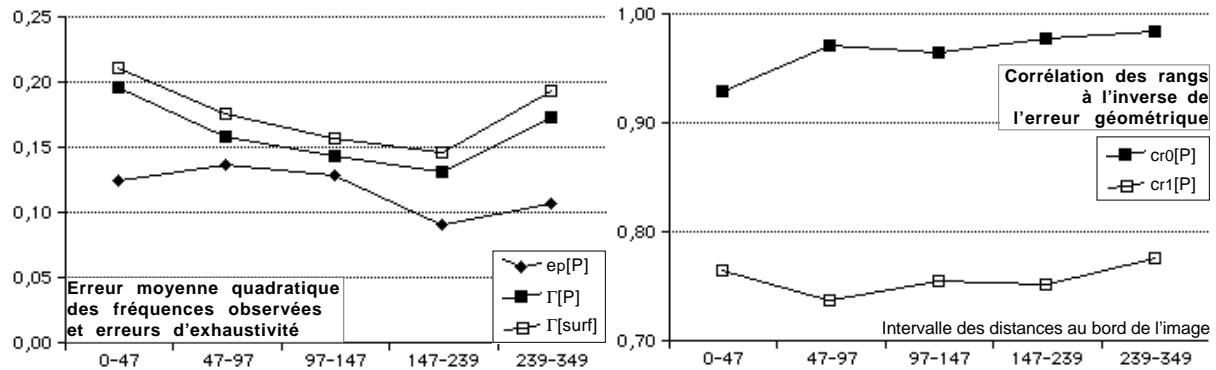


FIG. 6.20: Valeurs des indicateurs de qualité en fonction de la distance au bord des images.

Comme on pouvait s'y attendre, la qualité de la meilleure surface extraite (indicateurs Γ), comme la qualité de la loi P elle-même (indicateur e_P), se dégrade lorsque l'on s'approche du bord de la scène traitée. Les variations de l'indicateur e_P restent toutefois raisonnables, en regards des intervalles de variation observés précédemment (dégradation comparable à celles observées pour un bruitage des images par une gaussienne d'écart-type 5). On peut également noter que la zone située entre 147 et 239 pixels des bords affiche une meilleure qualité que la zone centrale de l'image : une telle variation est évidemment due au contenu de la scène, et donne une idée de l'influence de celui-ci sur la loi P .

Les variations des indicateurs de qualité par rapport à leur valeur de référence, calculée loin du bord, montrent une évolution plus régulière (figure 6.21) : hormis le minimum de $e_P[P]$, atteint pour la zone située entre 97 et 147 pixels du bord – qui ne correspond en fait qu'à une incertitude de quelques points sur cet indicateur –, on peut observer une augmentation

progressive de l'incertitude sur la loi P , comme sur la surface extraite, lorsque l'on se rapproche des frontières de l'emprise. Cette dégradation est particulièrement nette pour la zone située entre 0 et 47 pixels (notons tout de même que la variation observée reste inférieure à 10%).

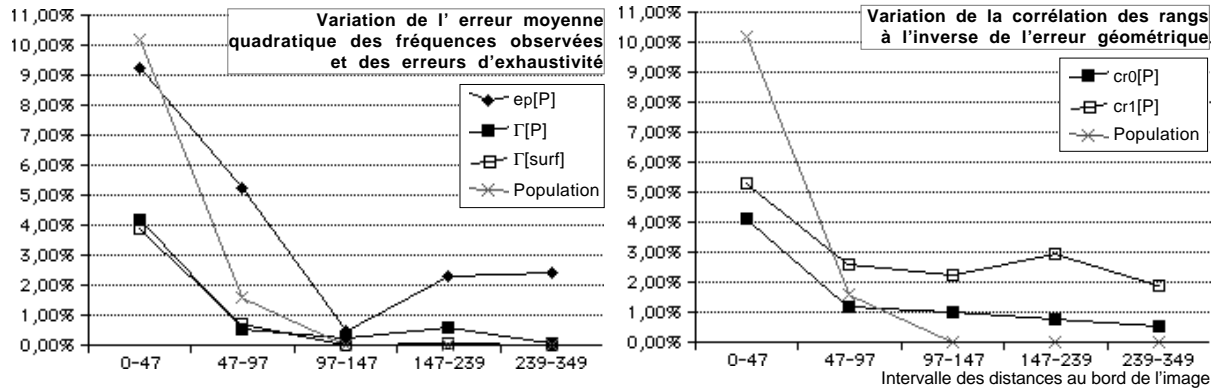


FIG. 6.21: Variation en pourcentage, par rapport à leur valeur calculée dans une image plus grande, des indicateurs de qualité en fonction de la distance au bord des images.

On peut attribuer partiellement cette dégradation aux causes évoquées dans le chapitre 4 (remarques de la section 4.2.6, p. 58). Toutefois, l'examen du nombre d'hypothèses 3D peuplant chacune des zones est également révélateur. La figure 6.21 montre la variation de la population des zones, relativement à leur population lorsqu'elles sont loin du bord, et fait apparaître que la dégradation de $e_P[P]$ suit remarquablement bien la perte de peuplement résultant de la proximité du bord de l'image. Cette variation de population n'est qu'un effet mécanique lié à l'intervalle de recherche des homologues, et illustré par la figure 6.22 : en bord d'image, le domaine de recherche inclut un intervalle situé à l'extérieur de l'emprise du couple, et tous les homologues possibles des points ne peuvent être trouvés.

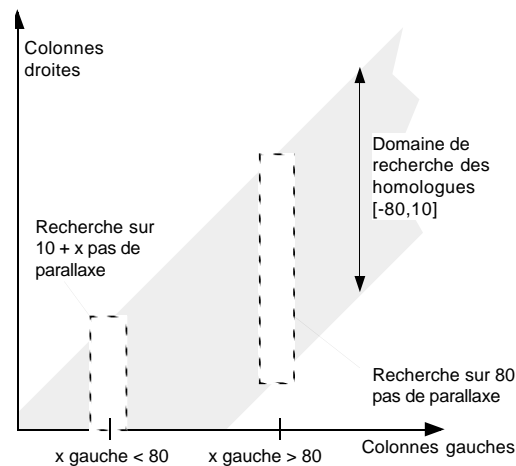


FIG. 6.22: Effet des bords de l'image sur la population des hypothèses 3D.

Cette coïncidence de variation est heureuse. Elle laisse penser que la principale source des effets de bords est liée à la troncature de l'intervalle de recherche plus qu'à la portée des modèles autorégressifs. Il faut toutefois rester prudent sur cette conclusion, qui devra être confirmée par une expérimentation plus complète.

Influence du domaine de recherche des homologues

L'influence du domaine de recherche des homologues n'a pas fait l'objet d'une expérimentation aussi détaillée. Nous nous sommes contentés de mettre en œuvre les algorithmes pour un intervalle de recherche d'une largeur de 180 pas ($[-125, 55]$), double de l'intervalle minimal pour extraire la surface ($[-80, 10]$). Le tableau 6.3 fait état des résultats obtenus dans cette expérience, en indiquant les valeurs des indicateurs de qualité, ainsi que leur dégradation en pourcentage de la valeur obtenue pour l'intervalle $[-80, 10]$ (la dégradation des indicateurs de qualité, e_P et Γ , correspondant à une augmentation, et des indicateur de corrélation c_r , à une diminution).

Indice \ ΔP	$[-80, 10]$	$[-125, 55]$	détérioration (%)
$e_P [P]$	0, 10	0, 10	5, 90%
$c_r^0 [P]$	0, 97	0, 96	0, 14%
$c_r^1 [P]$	0, 76	0, 81	-6, 66%
$\Gamma [P]$	0, 16	0, 16	2, 52%
$\Gamma [surf]$	0, 18	0, 17	0, 80%

TAB. 6.3: Variation des indicateurs de qualité lors du doublement de la largeur du domaine de recherche des homologues.

Les variations observables restent limitées à quelques points, et ne sont peut être pas significatives. Hormis dans le cas de l'indicateur c_r^1 , le sens de ces variations est toutefois cohérent : on peut donc estimer que l'augmentation de l'intervalle de recherche dégrade le modèle, mais de façon suffisamment faible pour ne pas se préoccuper de l'ajustement fin de cet intervalle lors de la mise en œuvre des algorithmes.

Influence de la résolution de travail

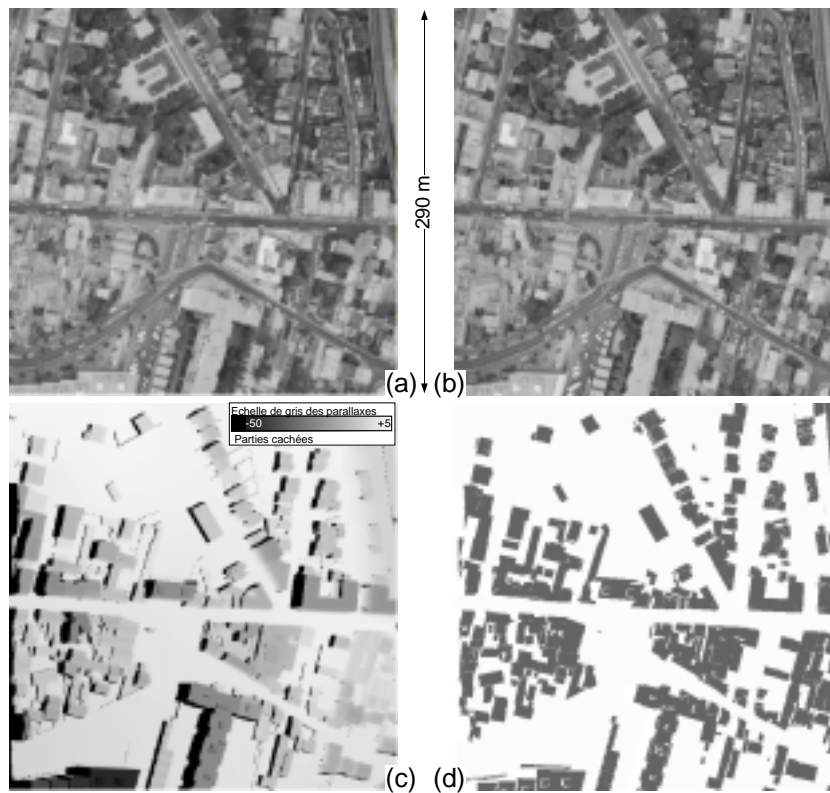
L'influence de la résolution des images n'a pas été étudiée de façon approfondie. Nous avons mis en œuvre la méthode sur les mêmes données, en sous-échantillonnant les images initiales à une résolution de 48 cm au sol. Le site de test, présenté sur la figure 6.23, est centré sur la même zone que précédemment, mais a été étendu pour traiter une image de taille suffisante.

Nous présentons ici les résultats de synthèse de l'étude de l'influence du bruit. La corrélation a été faite sur des fenêtres de tailles 3x3, comme approchant au mieux l'emprise au sol des fenêtres 7x7 employées à la résolution de 16cm. La figure 6.24, montrant, comme précédemment, l'évolution des indicateurs de qualité en fonction de l'écart-type du bruit, doit être rapprochée de la figure 6.14, p. 126.

Ces résultats montrent une grande cohérence de comportement de la méthode, pour les deux résolutions, mis à part la très légère amélioration de l'indicateur $e_P [P]$ pour les bruits faibles (qui n'a pas d'explication évidente).

Influence de la température du modèle

Nous avons, proposé, au chapitre 4, une formulation de la température T du modèle en fonction du nombre moyen d'arcs par hypothèse 3D dans le graphe de compatibilité (équation 4.37, p. 74). La validation de cette proposition demandera la mesure de la température optimale pour des graphes de différentes complexités, et sa confrontation aux températures calculées. A défaut d'une telle expérience, nous examinons ici le comportement de la loi P calculée, sur le site de test de résolution 16cm, pour la taille de fenêtre de corrélation 7x7, à différentes températures.



(a), (b): Couple d'images sous-échantillonnées (dimension 600 x 600) ;
 (c): Parallaxes de référence en projection image gauche ;
 (d): Masque définissant l'emprise des toitures dans l'image gauche ;

FIG. 6.23: Site de test et Référence utilisée à 48cm de résolution au sol.

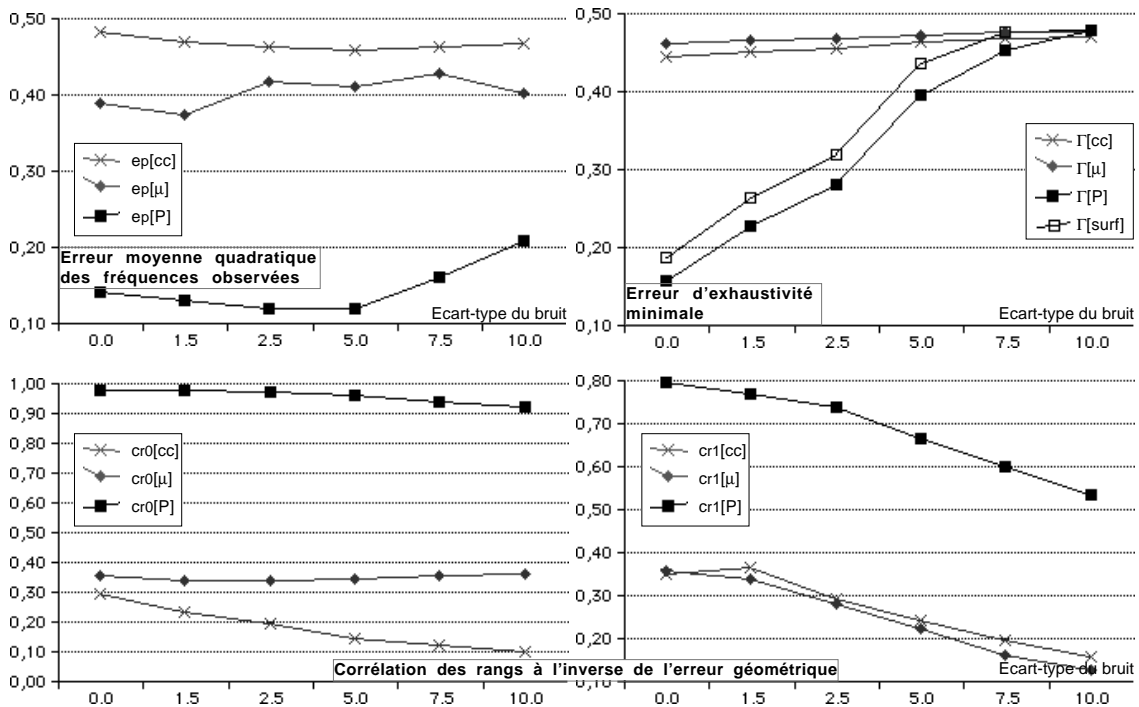


FIG. 6.24: Valeurs des indicateurs de qualité en fonction de l'écart-type du bruit appliqué aux images.

Les images des parallaxes de la surface optimale, et les probabilités associées, sont présentées, pour une sélection des températures utilisées, sur les figures 6.26 et 6.27, p. 137 et 138. L'effet de températures plus élevées peut être observé sur l'exemple donné au chapitre 4 (figure 4.14, p. 73). La référence d'appartenance est, quant à elle, la même que dans l'étude de l'influence de la taille de la fenêtre (figure 6.11, p. 123, fenêtre 7x7).

La figure 6.25 montre l'évolution des indicateurs de qualité pour des températures variant entre 0,005 et 0,055, autour de la température calculée (0,019), que nous avons portée sur les graphiques. On peut tout d'abord remarquer que la formulation adoptée pour le calcul de T est sous-optimale : l'erreur moyenne quadratique aux fréquences observées $e_P [P]$ atteint son minimum pour une valeur approximative de 0,25¹⁰. Toutefois, si l'écart observé entre les valeurs de $e_P [P]$ à la température calculée (0,097 pour $T = 0,018$) et à la température optimale (0,087 pour $T = 0,025$) est relativement important (plus de 10% de la valeur optimale), les valeurs elles-mêmes de l'indicateur restent acceptables : considérant que P varie entre 0 et 1, une variation de l'e.m.q. de quelques centièmes n'est pas nécessairement significative, en regard, par exemple, des variations liées au contenu local des images (cf. remarques du paragraphe consacré à l'étude de l'influence de l'emprise, p. 132).

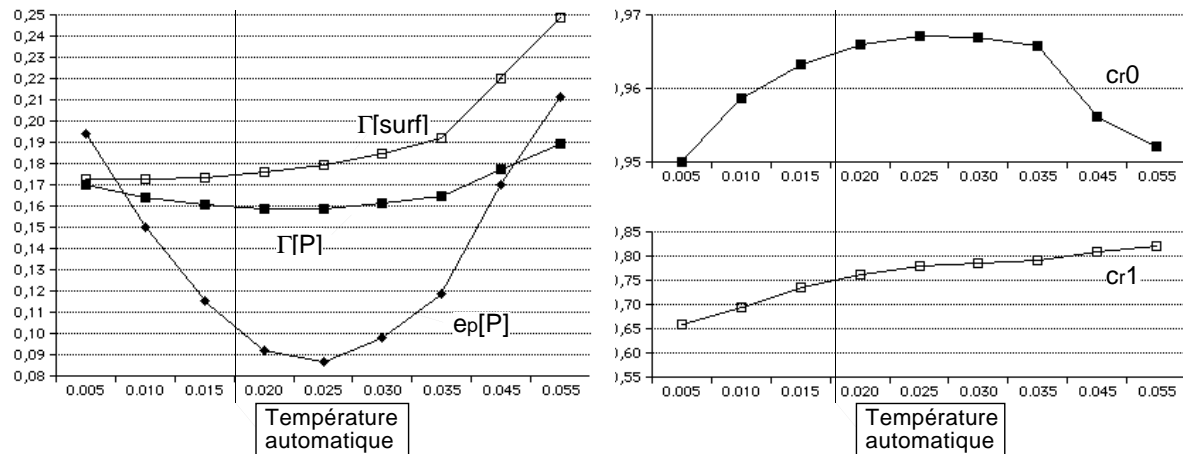
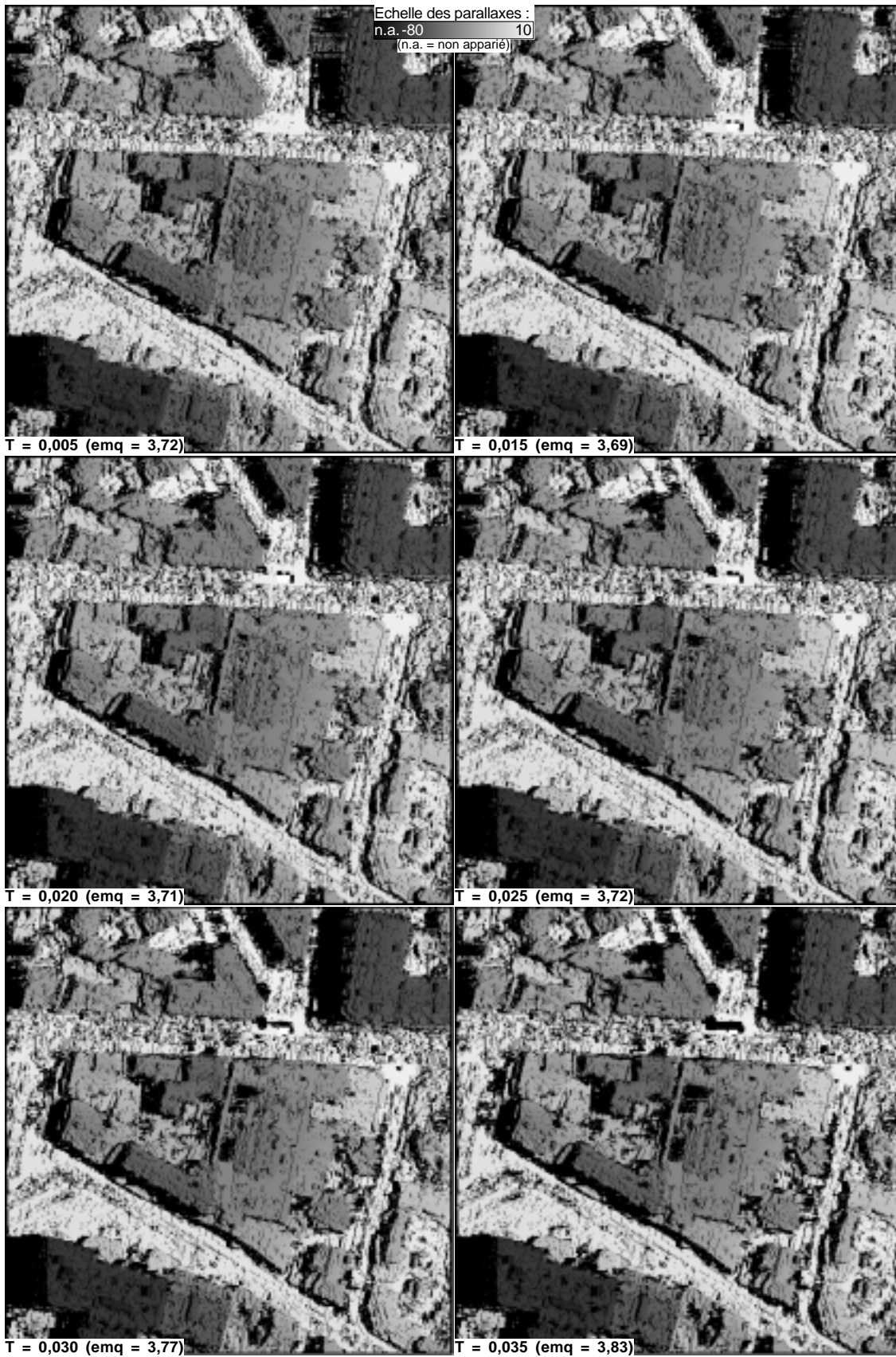


FIG. 6.25: Valeurs des indicateurs de qualité en fonction de la température du modèle.

On peut donc considérer, au vu de l'évolution de $e_P [P]$, qu'un choix de la température dans l'intervalle $[0,015 - 0,035]$ donnera toujours un modèle acceptable. Ce résultat est confirmé par l'examen visuel des surfaces optimales (figure 6.26, p. 137) (aux températures 0,30 et 0,035, les surfaces commencent à diverger – montrant des doubles occlusions – mais uniquement sur les zones douteuses, comme les zones homogènes, les périodicités, etc.). Nous estimons donc que, sans être la meilleure possible, la formule adoptée pour le calcul de T se montre opératoire, même s'il est probable que sa sous-optimalité explique les phénomènes peu souhaitables de diminution de la qualité de la loi P avec la diminution du bruit, observés sur la figure 6.24, p. 135, voire une part de la perte de qualité lors de l'utilisation de grandes fenêtres de corrélation (figure 6.10, p. 122).

La figure 6.28 montre, plus en détail, l'évolution de la fréquence d'appartenance à la surface vraie $F_v (P)$ en fonction de la température. On peut constater que, d'une manière générale, les températures trop basses conduisent à une sur-estimation de la probabilité vraie (la fréquence

10. L'interpolation des courbes donnerait en fait une valeur comprise entre 0,20 et 0,25



(l'e.m.q. indiquée sur les images est mesurée par rapport à la référence de la figure 6.1, p. 105)

FIG. 6.26: *Parallaxes des surfaces optimales pour différentes températures du modèle.*

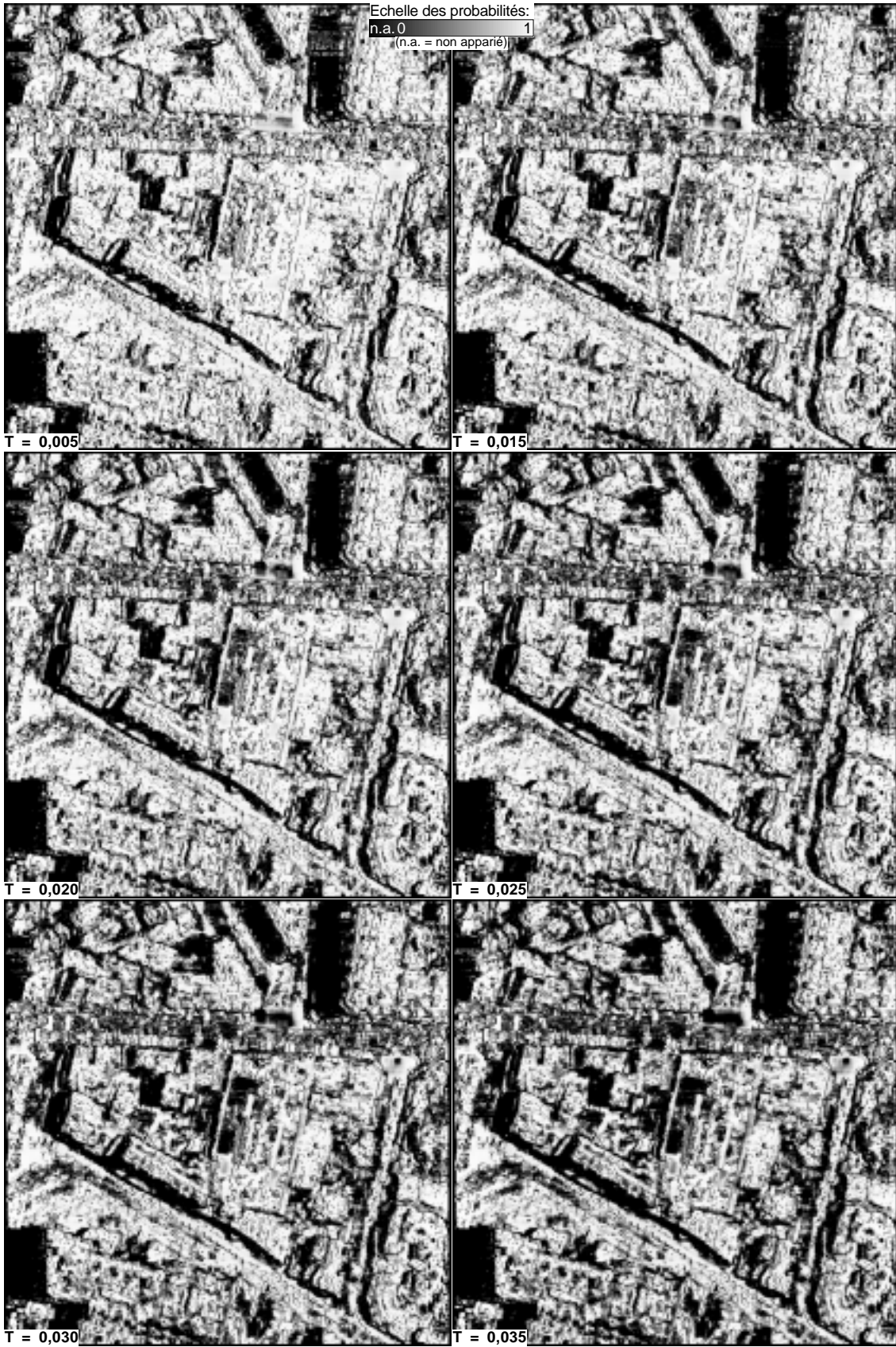


FIG. 6.27: Probabilités des points des cartes de parallaxes de la figure 6.26

observée est en dessous de la diagonale, i.e. plus faible que la fréquence prédite P), tandis que les modèles trop chauds la sous-estiment. En d'autres termes – et ceci rejoint l'observation des images de probabilité du chapitre 4 en fonction de la température (p. 73) – les températures basses donnent des probabilités fortes à tous les points de la meilleure surface du modèle, indépendamment de leur ambiguïté, tandis que les températures fortes sont au contraire trop diffusantes. La courbe obtenue pour la température optimale, suit, quant à elle, de façon très satisfaisante la diagonale, jusqu'à une probabilité supérieure à 0,9.

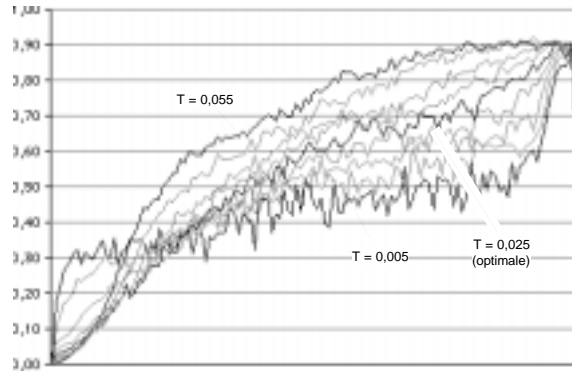


FIG. 6.28: Courbe des fréquences d'appartenance à la surface vraie en fonction de la température du modèle.

Les autres indicateurs de qualité méritent également l'examen. L'indicateur d'exhaustivité de la surface extraite par seuillage $\Gamma [P]$ (figure 6.25) atteint son optimum pour la même valeur. Cette observation assure que le paramètre T contrôle le modèle de façon cohérente : l'optimum de la qualité de la loi P correspond à l'optimum de la qualité des surfaces extraites par seuillage (meilleur compromis entre omissions et commissions).

Par contre, le minimum de l'erreur d'exhaustivité ($\Gamma [surf]$) de la sélection par extraction de la surface optimale est atteint pour la température la plus basse. L'origine de cette incohérence tient très certainement à l'incohérence interne du modèle à laquelle nous avons consenti, qui définit les surfaces optimales suivant la loi « Ad Hoc », et les probabilités des points suivant la loi de « Focalisation/Propagation » (cf. section 4.3.4, p. 77). Cette interprétation est confortée par l'observation, dans toutes les expériences de cette section, d'un plus faible pouvoir sélectif de l'extraction de surface par rapport au seuillage de P (comparaison des indicateurs $\Gamma [surf]$ et $\Gamma [P]$). Elle montre la supériorité de la modélisation par « Focalisation/Propagation » sur la modélisation « Ad Hoc ». Le calcul de l'erreur moyenne quadratique $e_P [P]$ pour une probabilité issue de la loi « Ad Hoc » (que nous ne présentons pas ici) confirme ce constat : dans les mêmes conditions de paramétrage, cette erreur est toujours supérieure à l'erreur observée pour la méthode par « Focalisation/Propagation ». En conséquence, pour ce choix d'implantation, la méthode d'extraction de surface ne doit être considérée que comme un moyen d'effectuer une sélection automatique d'un sous-ensemble presque optimal d'hypothèses $3D$.

Quant à l'indicateur de corrélation sur les points de probabilité non nulle ($c_r^1 [P]$), cette expérience révèle qu'il est dénué de sens. Sa croissance en fonction de la température est corrélée à l'augmentation du nombre d'hypothèses $3D$ prises en compte dans le calcul, illustrée par la figure 6.29 (en haut à droite). Elle est probablement causée par la quantification de P en 256 valeurs, et par le calcul optimiste de la corrélation des rangs : l'évolution des histogrammes,

également présentée sur la figure 6.29, montre en effet que la diminution du peuplement de la classe $P = 0$ se fait, pour beaucoup, au profit des quelques premières valeurs (quantifiées) de P . Il est probable (nous n'en avons pas fait le calcul) que l'on augmente ainsi le nombre de points de probabilité égale, alimentant donc une croissance artificielle de $c_r^1 [P]$.

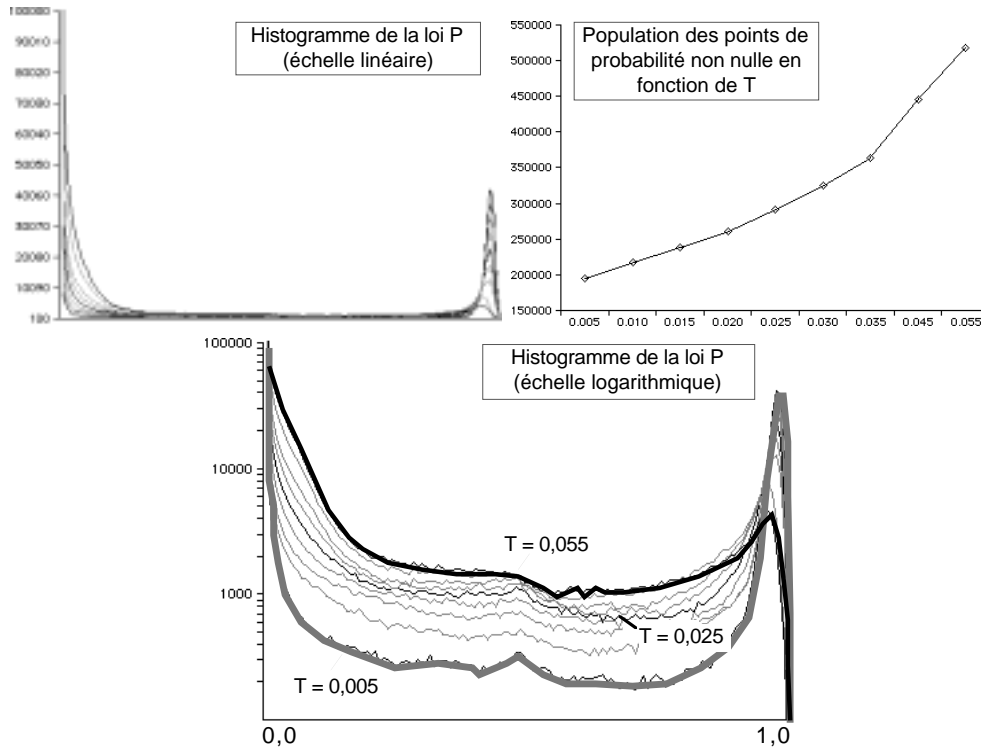


FIG. 6.29: Histogramme de la probabilité sur la population des hypothèses 3D, en fonction de la température du modèle.

Le choix du calcul d'un indicateur sur une population variable était sans doute une erreur méthodologique. Il s'était imposé à nous en raison de la quantification de la loi : l'importance de la population des points de probabilité nulle ne permet pas de sélectionner un nombre à peu près constant d'hypothèses 3D par seuillage (à moins de fixer ce nombre à une valeur très faible). Notons toutefois que, si les variations de l'indicateur $c_r^1 [P]$ en deviennent difficilement interprétables, sa valeur élevée signifie au moins que les classes d'hypothèses 3D correspondant aux valeurs quantifiées de P se placent dans un ordre cohérent avec l'erreur géométrique : ce point reste une indication sur la qualité de la modélisation.

Enfin, concernant la corrélation calculée sur l'ensemble de la population ($c_r^0 [P]$), nous constatons que les très faibles variations observées sur sa valeur n'empêche pas la mise en évidence très nette d'un maximum pour la température optimale. Nous restons toutefois circonspects sur sa signification réelle, compte tenu des observations faites sur la sensibilité de $c_r^1 [P]$ au mode de peuplement de l'histogramme de P .

6.1.5 Conclusions

L'étude conduite dans l'ensemble de la section 6.1 peut suggérer des remarques à deux niveaux. Le premier concerne les indicateurs de qualité proposés pour l'évaluation numérique du modèle. L'indicateur e_P nous paraît particulièrement intéressant, parce qu'il donne une esti-

mation de l'exactitude de la loi P définie sur les hypothèses $3D$, en tant qu'estimateur de la probabilité d'appartenance à la surface vraie¹¹. La définition que nous avons adoptée pour son calcul est toutefois exigeante. L'appartenance vraie est définie sur le seul critère de distance à la surface de référence, indépendamment de la surface extraite par le modèle. Cette démarche garantit l'objectivité de l'évaluation, mais donne une estimation pessimiste de la qualité. En effet, une alternative consisterait à s'appuyer sur une spécification de résultat, telle qu'une tolérance sur la distance à la surface vraie ; l'appartenance vraie serait alors attribuée aux points de la meilleure surface du modèle, s'ils sont dans cette tolérance, à l'exclusion de leurs contradicteurs, et aux points les plus proches si aucun point de la surface extraite ne satisfait cette condition. Sous cette nouvelle définition, la dégradation de l'exactitude de P en fonction des divers paramètres étudiés serait sans doute moindre.

L'indicateur de corrélation des rangs de Spearman c_r^0 reste, de notre point de vue, prometteur, en dépit des réserves que nous avons émises à son sujet. Cette mesure évaluée, de façon globale, la répartition spatiale des probabilités autour de la surface vraie. Il y a tout lieu de penser qu'elle est peu sensible à l'exactitude de la définition de cette surface, ce qui laisse entrevoir des possibilités d'utilisation de cet indice dans le fonctionnement même de l'algorithme. A titre de test, nous avons calculé cette corrélation en fonction de la température, en remplaçant la surface vraie par la meilleure surface du modèle : la courbe obtenue suit exactement la courbe présentée sur la figure 6.25. Cette observation ouvre une voie pour l'ajustement automatique de la température. Nous restons cependant extrêmement prudents quant à la validité de ce résultat.

L'indicateur d'exhaustivité Γ , quant à lui, présente moins d'originalité : il évalue la surface elle-même comme dans de nombreux autres travaux. Il a, dans notre cas, l'intérêt principal de permettre la confrontation des variations des qualités de la meilleure surface et de la loi P elle-même.

Le second niveau de remarques concerne les résultats de cette évaluation de la modélisation probabiliste proposée pour le processus d'appariement. Toutes les expériences effectuées concourent à montrer la bonne stabilité du modèle. La taille du domaine de recherche des homologues semble sans incidence sur la probabilité P . La dégradation du pouvoir discriminant des mesures de corrélation ne l'affecte pas non plus outre mesure. Les effets de bords semblent réduits – au moins en l'absence d'ambiguïté réelle (l'exemple de l'autostéréogramme ayant montré que la coïncidence entre une ambiguïté et la proximité du bord de l'image pouvait être dangereuse). La sensibilité au bruit est sans doute la plus préoccupante, mais les remarques faites plus haut sur le caractère pessimiste de la définition de la surface vraie nous laisse penser que cette faiblesse a été sur-évaluée.

Il convient cependant d'insister sur la valeur statistique de ces résultats. La méthode proposée permet ainsi d'utiliser l'ensemble de la population des homologues possibles, ou une partie de cette population plus large que la sélection d'une seule surface $3D$ dont les erreurs ne sont pas contrôlées. Elle est donc bien adaptée au contrôle de données existantes, que l'on souhaite confronter à toute l'information disponible dans les images.

Il n'en reste pas moins que, comme on l'a vu sur toutes les courbes représentant la fréquence d'appartenance vraie observée $F_v(P)$, les probabilités très fortes restent entachées d'erreur : une hypothèse $3D$ de probabilité $P = 1$ n'est pas certaine ! Ce constat, qui vaut pour les probabilités

11. c_P est ainsi une mesure de la qualité de la mesure de qualité proposée – et la réflexion qui suit, une réflexion sur la qualité de l'évaluation de la qualité de l'estimation de la qualité des hypothèses $3D$!

supérieures à 0,8 ou à 0,9 suivant les cas, nous conduit à rester prudents quant aux autres utilisations de la méthode : les objets intéressants en reconnaissance des formes seront généralement constitués de points de probabilité forte, pour lesquels l'ordre donné par P pourrait ne plus avoir un sens aussi pertinent que sur l'ensemble de la population.

Malgré ces réserves, considérant d'un part qu'il vaut mieux disposer d'un indicateur de qualité imprécis que n'en point avoir, et d'autre part, que le modèle proposé a montré, en tant que méthode d'appariement, dans un contexte entièrement automatique, des résultats stables sur de nombreux sites, nous pensons que notre démarche ouvre une voie intéressante pour la maîtrise de la fiabilité des processus de mise en correspondance.

6.2 Validation du processus de détection de changements

La validation de l'application de détection des changements (ou de reconnaissance des non-changements), en tant qu'objectif opérationnel, demandera une expérimentation sur des lots de données conséquents (sans doute, compte tenu du faible taux d'évolution généralement observable, et de l'exactitude visée, de l'ordre d'une feuille cartographique – soit une cinquantaine d'images 12 000 x 12 000 pixels). Une expérimentation de cette ampleur resterait intéressante pour qualifier un processus partiel, n'effectuant, par exemple, que le contrôle des emprises planimétriques des bâtiments. Nous n'avons pas eu le temps nécessaire à sa mise en place. Nous proposons donc ici une évaluation beaucoup plus modeste, destinée à mesurer l'intérêt des modèles de l'incertitude proposés.

Après une brève présentation des données utilisées (section 6.2.1), nous discutons, dans la section 6.2.2, un protocole expérimental offrant une mesure séparée de l'apport, à l'application visée, des propositions des chapitres 4 et 5. La section 6.2.3 présente les résultats expérimentaux. Nous abordons quelques réflexions sur la portée opérationnelle de cette expérience en conclusion (section 6.1.5).

6.2.1 Données utilisées

La figure 6.30 présente le site choisi pour cette expérience. Nous avons adopté la zone de Colombes essentiellement pour des raisons pratiques (les données avaient été préparées pour l'étude de la section 6.1) : bien que non représentative de toutes les situations urbaines, elle reste intéressante pour sa difficulté, liée à l'entremêlement du bâti et de la végétation, et commune à la majorité des zones d'habitat pavillonnaire. Les images aériennes d'origine (prises de vue à l'échelle du 1/4 000) ont été rééchantillonnées à la résolution de 48 cm au sol, à la fois parce que cette résolution est proche des conditions opérationnelles visées, et parce qu'elle nous permet de traiter une zone plus étendue. La prise de vue date de 1986.

Sur ce site, nous disposons de la BDTopo, saisie en 1992 sur des couples d'images aériennes à l'échelle du 1/20 000. Sur la figure 6.30 (b), les routes et les bâtiments de la base sont reportés sur une ortho-image de la zone traitée, qui représente un carré d'environ 400 m de côté, et compte un peu plus de 150 bâtiments (sur cette image, le sursol n'est pas rectifié : les bâtiments, dessinés au pied des structures, apparaissent donc légèrement décalés).

Ces données ne reproduisent pas une situation réelle. D'une part, la base de données est plus récente que les images. Ce point n'est toutefois pas fondamental, dans la mesure où les techniques proposées n'utilisent pas de critères dépendant de la chronologie des données confrontées – les différences constatées entre la base et les images (voir section 6.2.2, p. 147) ne permettraient



(a) : En noir, l'emprise de la zone traitée ;
 (b) : En noir, bâti de la BDTopo ; en blanc, réseau routier de la BDTopo.

FIG. 6.30: *Ortho-image du site test utilisé pour l'évaluation de la modélisation de l'incertitude.*

d'ailleurs pas d'affirmer de façon péremptoire que l'une des sources est plus ancienne que l'autre (les disparitions et les apparitions de bâtiment sont quasi aussi nombreuses).

D'autre part, l'intervalle de temps qui les sépare est plus important que dans le cycle de mise à jour prévu par l'I.G.N. Cet aspect a principalement pour incidence de rendre les évolutions plus nombreuses que dans un cadre opérationnel – dans cette expérience, on ne peut que s'en réjouir –, mais pourrait également avoir un effet sur leur forme (en particulier, la végétation, mieux reconstituée sur les lieux des modifications, augmentera les difficultés de détection – le cas de la chronologie inverse étant le pire, puisque toutes les modifications constatées le sont sur une végétation intacte dans les images, et qui peut donc couvrir partiellement les évolutions du bâti).

Enfin, la qualité des images utilisées n'est représentative ni, par leur rapport signal à bruit (amélioré par le sous-échantillonnage), de celle de photographies aériennes numérisées, ni, par leur dynamique très limitée (une centaine de niveaux), de celle d'images issues de capteurs numériques.

Ces remarques nous rendent très prudents quant à la portée opérationnelle des résultats de cette section. Elles ne remettent cependant pas en cause une expérimentation comparative telle que celle que nous proposons ci-après.

6.2.2 Protocole d'évaluation

Objectifs

A défaut de présenter une validation de nos propositions de portée opérationnelle, nous nous proposons donc d'évaluer l'apport respectif des différentes composantes de la modélisation de l'incertitude abordée dans cette recherche.

La figure 6.31 présente une décomposition de cette modélisation, non plus dans la chronologie du processus de détection des changements, comme dans les chapitres précédents, mais sous une

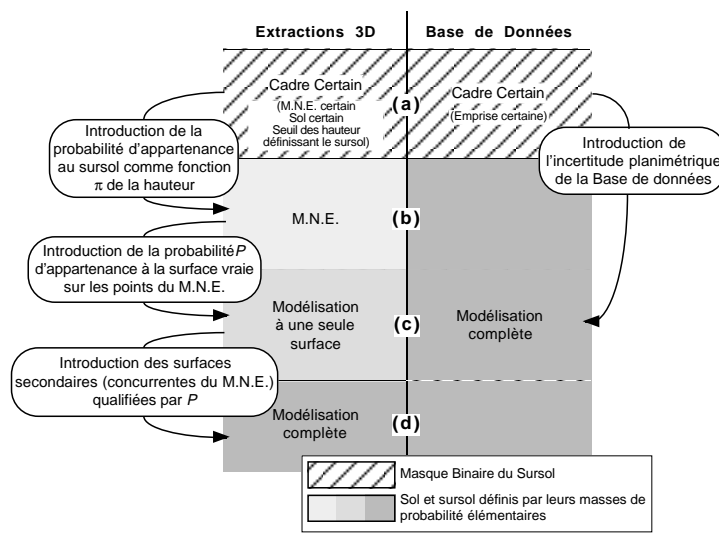


FIG. 6.31: Décomposition incrémentale de la modélisation de l'incertitude à partir du cadre « certain ».

forme incrémentale à partir d'une approche dans un cadre certain :

- dans le cadre certain (figure 6.31, (a)), on compare l'emprise binaire du sursol dérivé de la BDTopo, à l'emprise binaire du sursol dérivé, par seuillage des hauteurs, calculées au dessus d'un sol défini par la base, de la surface obtenue par appariement ;
- le premier niveau de modélisation (figure 6.31, (b)) consiste à prendre en compte l'incertitude de la base de données par la modélisation proposée au chapitre 5, ainsi que l'incertitude en Z des données extraites (section 5.3.1, p.87 – ce modèle prenant également en compte l'incertitude en Z du relief au sol déduit de la base) : l'incertitude planimétrique est ainsi modélisée dans le cadre de la théorie des possibilités, tandis que l'appartenance au sursol des points observés par appariement est définie par une probabilité ; nous dénommons ce niveau de modélisation « M.N.E. » : il correspond en effet au type d'approche que l'on peut développer pour utiliser un Modèle Numérique d'Élévation extrait par des processus plus classiques que le nôtre ;
- le second niveau de modélisation (figure 6.31, (c)) consiste à prendre en compte une probabilité d'appartenance à la surface vraie pour qualifier les points de la surface extraite par appariement ; cette probabilité est issue des processus décrits au chapitre 4 ; elle est utilisée dans le cadre de la théorie des possibilités, en calculant la probabilité de présence du sol et du sursol par l'équation 5.2 (p. 88), et en définissant les masses de probabilités élémentaires par les équations 5.5 à 5.7 ; nous appelons ce niveau de modélisation « Modèle(1S) », pour noter qu'il comporte tous les éléments de notre modélisation, mais opère sur une surface extraite unique ;
- le dernier niveau de modélisation (figure 6.31, (d)) – que nous dénommons « Modèle(C) », pour modèle complet – consiste à remplacer la surface unique, utilisée au niveau précédent, par l'ensemble des surfaces extraites par le procédé décrit dans la section 4.3.4, p. 77.

Nous nous proposons de comparer les résultats de détection des changements pour chacun de ces niveaux, afin de mesurer le gain – en terme de résultat d'extraction – apporté par les

composantes concernées de notre modèle.

Le choix du découpage et de l'ordre des niveaux de modélisation, qui garde sa part d'arbitraire, se justifie par les réflexions suivantes. Nous avons considéré que, les propositions du chapitre 5 se plaçant dans une démarche plus commune de représentation de l'incertitude, l'apport du chapitre 4 devait être évalué en comparaison d'une méthode les prenant en compte. Une étude d'autres combinaisons des éléments proposés dans ce travail serait bien sûr intéressante. Nous avons par ailleurs pris la modélisation de l'incertitude de la BDTopo dans son ensemble, en estimant que cet aspect du processus était moins critique : nous pensons toutefois – la remarque valant également pour l'incertitude des extractions – qu'il serait intéressant de comparer une approche purement probabiliste à l'approche présentée dans ce mémoire ; nous avons manqué de temps pour le faire.

Concernant la mise en œuvre des tests, les quatre processus comparés resteront plongés dans la théorie des possibilités, à la fois pour la simplicité du discours, et pour une prise en compte homogène des zones non appariées, qui seront toujours représentées par une classe composite comme dans la section 5.3.1. Dans la suite, nous considérons donc que chacune des méthodes délivre une caractérisation des non-changements par une Crédibilité et une Plausibilité calculée en chaque point, suivant les équations 5.14 et 5.15, p. 92, même si dans le cadre certain, les valeurs numériques restent binaires.

Quant à la surface 3D extraite des images, elle restera la surface optimale du modèle probabiliste dit «Ad Hoc » du chapitre 4 (cf. section 4.2.4). On peut objecter à ce choix qu'il serait également profitable de comparer les propositions de ce rapport à une méthode utilisant une autre technique de mise en correspondance. D'une part, le temps nous a manqué pour mettre en œuvre d'autres algorithmes sur le même site. D'autre part, cette option, si elle restreint la portée générale des conclusions, a l'avantage de comparer les modèles de l'incertitude toute chose étant égale par ailleurs, la technique d'appariement comprise.

Indicateurs de qualité

Pour des raisons d'avancement de l'implantation du processus, les tests effectués se limitent à la comparaison des emprises planimétriques des bâtiments. Le faible nombre des différences observables sur le site (une vingtaine de composantes connexes) nous a conduits à effectuer une comparaison des surfaces – et non des nombres d'objets – détectées aux différents niveaux de modélisation étudiés.

Ce choix présente deux avantages. D'une part, il permet, même sur un lot de données restreint, d'observer des différences assez fines entre les processus. D'autre part, il autorise une mise en œuvre de la détection au plus bas niveau, i.e. par seuillage de la Crédibilité et de la Plausibilité de non-changement calculées dans les différents cas. Il est bien entendu qu'au niveau opérationnel, la puissance d'une méthode dépendra de sa capacité à *détecter* les zones de changement, considérées dans leur ensemble, et non à les *extraire* intégralement (il suffit de reconnaître une partie de la zone ayant évolué pour pouvoir la proposer à la correction de l'opérateur). Toutefois, on peut penser que plus une méthode est exhaustive en surface, plus elle sera fiable en nombre d'objets (la probabilité d'oublier un objet décroissant a priori avec l'exhaustivité de l'extraction en surface).

Quant à la possibilité d'une confrontation des résultats de simples seuillages, elle nous paraît profitable au titre de la simplification du protocole expérimental, et garantit une plus grande lisibilité des résultats.

Malgré ces considérations, nous ne pouvons bien sûr pas faire complètement abstraction de la répartition spatiale des surfaces reconnues : nous examinons ce point qualitativement, par comparaison visuelle des résultats obtenus avec les différentes méthodes.

Nous nous proposons donc de comparer les classements en deux classes (non-changement, notée « NC », et changement, noté « C », comme au chapitre 5), obtenus par seuillage des Crédibilité et Plausibilité de non-changement des différents niveaux de modélisation. Nous avons choisi de qualifier ces classements par une mesure couramment utilisée pour évaluer des résultats de classifications : le coefficient κ [Rosenfeld et Fitzpatrick-Lins, 1986], qui représente le taux de classement correct, corrigé de l'effet des coïncidences dues au hasard.

En désignant par :

- n_{NC}^o et n_C^o les nombres d'individus classés respectivement en non-changement et en changement par le processus (i.e. les nombres relatifs aux observations),
- n_{NC}^r et n_C^r les nombre d'individus appartenant réellement (i.e. sur une référence) aux classes respectives non-changement et changement,
- n_{NC}^{or} et n_C^{or} les nombres d'individus classés correctement dans les deux classes (i.e. les populations de l'intersection de la classe non-changement obtenue par classement et de la référence de non-changement, et de l'intersection calculée de la même manière pour la classe changement),
- $N = (n_{NC}^o + n_C^o) = (n_{NC}^r + n_C^r)$, le cardinal de la population étudiée,

le coefficient κ s'exprime :

$$\kappa = \frac{1}{1 - \rho} \left(\frac{n_{NC}^{or} + n_C^{or}}{N} - \rho \right)$$

$$\text{avec } \rho = \frac{n_{NC}^o}{N} \cdot \frac{n_{NC}^r}{N} + \frac{n_C^o}{N} \cdot \frac{n_C^r}{N}$$

Nous définissons alors le classement optimal comme le classement maximisant la valeur de κ atteinte par seuillage indépendant des Crédibilités et des Plausibilités¹². Cette valeur maximale notée κ_{opt} est une mesure globale de qualité caractérisant la méthode. En complément, nous examinons les confusions observées pour le classement optimal.

Notons que, si le classement par seuillage, dans un espace à deux dimensions, est notoirement sous-optimal dans le cas général, il se justifie ici à la fois par la nature des données seuillées (sous l'hypothèse d'une modélisation appropriées, les Crédibilités, comme les Plausibilités, sont supposées croître avec la confiance que l'on peut accorder au non-changement), et, a posteriori, par les valeurs des seuils obtenus (les seuils optimaux des Crédibilités étant toujours proches de 0).

12. Dans le cadre certain, il n'y a bien évidemment pas de seuillage, le résultat du croisement des masques binaires donnant une seule possibilité de classement.

Préparation des données

La mise en œuvre de l'expérience proposée suppose que l'on établisse une référence des changements observables entre la BDTopo et les images, et que l'on dispose d'une estimation du relief au sol, déduite de la base (cf. section 5.2), et d'un masque de la végétation arborescente (cf. 5.4.3).

Le relief au sol (Modèle Numérique de Terrain, ou M.N.T. – figure 6.32) a été calculé par interpolation des mailles du réseau routier de la BDTopo. L'utilisation des courbes de niveau (représentées sur la figure 6.32 en superposition au M.N.T.) dont l'exactitude altimétrique est probablement meilleure, serait souhaitable pour un processus opérationnel. L'emploi des courbes seules occasionne toutefois des difficultés d'interpolation, sans algorithme dédié au traitement des crêtes et des thalwegs (elles ne constituent par ailleurs pas un échantillon très dense dans les zones de faible relief) ; quant à leur emploi simultané avec le réseau routier, il pose une difficulté de gestion de l'incohérence des deux sources de données (les écarts pouvant atteindre le mètre).

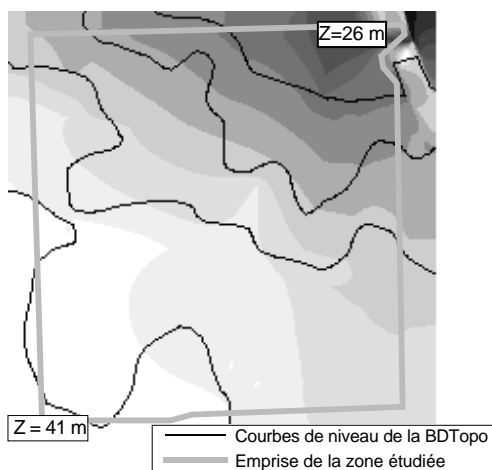
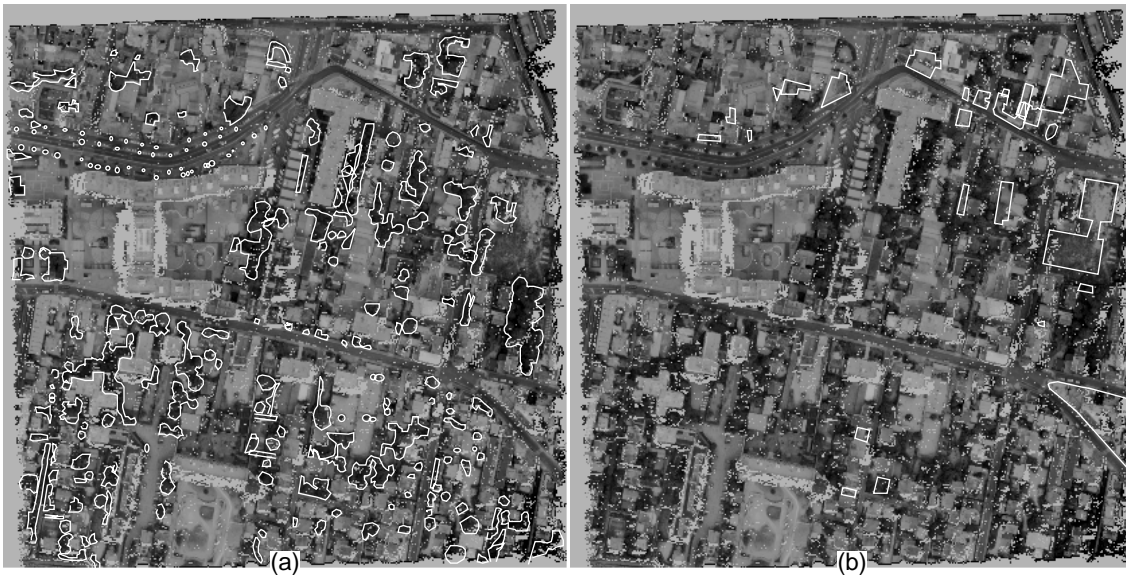


FIG. 6.32: *Modèle Numérique de Terrain calculé par interpolation des altitudes du réseau routier de la BDTopo.*

Les masques de la végétation et de la référence des changements ont été saisis en monoscopie sur une ortho-image, calculée à partir d'un M.N.E. obtenu par corrélation, et de l'image gauche du couple (figure 6.33). L'ortho-image utilisée ne comporte bien sûr pas d'information dans les zones d'occlusion : les images à la résolution de 16 cm, sur lesquelles on a projeté les données vecteurs de la BDTopo, ont été employées comme support complémentaire d'interprétation. L'exactitude de telles saisies – tant au niveau de l'exhaustivité, qu'au niveau de la position des objets – est bien entendu sujette à caution. Notons en particulier que l'utilisation d'une ortho-image dérivée du processus de corrélation peut causer un biais favorable, en induisant des erreurs de positionnement planimétrique cohérentes avec les erreurs de l'appariement. Ces défauts, s'ils doivent pondérer l'interprétation des résultats quant à leur portée opérationnelle, ne handicapent pas la comparaison visée, puisque cette dernière est conduite à processus d'appariement constant.

Remarquons de plus que le niveau de détail des deux saisies manuelles effectuées ne prétend pas au réalisme, ni pour la végétation – par rapport à ce que l'on peut attendre d'un processus de détection –, ni pour la référence des changements par rapport à l'application de mise à jour de la BDTopo : nous avons simplement essayé d'être aussi exhaustifs que possible, afin d'obtenir une estimation comparative suffisamment sensible.



Les masques sont reportés en blanc sur l'ortho-image support de la saisie :
 (a) : végétation arborescente ; (b) : référence des changements.
 (les niveaux de gris de l'image ont été dégradés pour améliorer la lisibilité du vecteur)

FIG. 6.33: Saisies manuelles effectuées pour constituer le masque de la végétation arborescente, et la référence des changements.

Notons également que nous avons choisi d'intégrer le masque de la végétation aux données de la BDTopo, pour le calcul de l'emprise du sursol définie par la base, afin de lui donner le même traitement de l'incertitude planimétrique (en tant que saisie manuelle). Cette option, opportune dans le cadre de cette expérience, ne vise pas à simuler l'utilisation d'un masque calculé automatiquement, dont la modélisation de l'incertitude serait très probablement différente.

Enfin, conformément aux propositions de la section 5.3.1, la comparaison des emprises est effectuée dans le plan cartographique. Nous avons choisi de la mettre en œuvre à la résolution du mètre, cette résolution nous paraissant suffisante compte tenu de l'exactitude de la BDTopo.

Paramétrage.

Les quatre niveaux de modélisations sont bien entendu comparés à paramétrage constant. Dans cette expérience sommaire, seuls les paramètres δ_1 et δ_2 , contrôlant l'incertitude de position de frontières de la base, et les paramètres s et p , contrôlant la forme de la sigmoïde définissant la probabilité d'appartenir au sursol, sont actifs (cf. table 5.3, p. 101) – le paramètre T de température du modèle probabiliste de l'appariement, ajusté automatiquement, étant partagé, puisque tous les niveaux de modélisation utilisent la même surface 3D.

Le seuil s a été fixé à 2 mètres, et la pente de la sigmoïde à 1. Ce même seuil s est employé pour définir l'appartenance au sursol dans le cadre certain, pour lequel la fonction sigmoïde n'est pas utilisée. Les paramètres δ_1 et δ_2 ont été respectivement choisis égaux à 1 mètre et à 3 mètres, l'exactitude planimétrique de la BDTopo étant estimée à environ 1 m en écart-type (3 mètres correspondant à la distance aux frontières au delà de laquelle on estime qu'il n'y a plus d'ambiguïté entre sol et sursol).

Les valeurs choisies pour les paramètres caractérisant la base peuvent être considérées comme proches de leurs valeurs optimales, sur la justification de leur cohérence avec les spécifications de

contenu de la BDTopo. On peut également admettre que le seuil s définissant le point d'inflexion de la sigmoïde n'a pas lieu d'être remis en cause, puisqu'il correspond à une grandeur physique. La pente de la sigmoïde, en revanche, est ici arbitraire. L'étude de son influence sur les résultats de classement sera nécessaire.

6.2.3 Résultats

Détails de l'exécution du modèle complet

La figure 6.34 (p. 150) présente la surface optimale de la modélisation probabiliste de l'appariement, les probabilités des points correspondants, et le couple sur lequel est effectué le calcul (résolution 48 cm). Cette carte de parallaxe alimente les trois premiers niveaux de modélisation (Certain, M.N.E. et Modèle(1S)). Dans le cas de l'exécution illustrée dans cette section, les observations 3D comprennent également les hypothèses secondaires (contradictoires avec cette surface) et non représentées ici.

L'ensemble de ces hypothèses 3D est reporté dans le repère cartographique et les altitudes des points sont comparées à l'altitude interpolée sur le M.N.T. de la figure 6.32. Les probabilités d'appartenance au sursol (assimilé à la classe bâti B_o) et au sol (S_o) sont alors fonctions de la hauteur calculée au dessus du sol et de la probabilité P (équation 5.2, p. 88). Ces probabilités sont affectées à un maillage régulier du plan cartographique par simple moyenne des valeurs échouant dans chaque cellule (ceci revenant à considérer qu'une cellule du maillage est caractérisée par l'une quelconque des hypothèses 3D échouant dans la cellule, suivant un tirage aléatoire uniforme).

Comme l'explique la section 5.3.1, ces probabilités ne sont pas normalisées ; le complément à 1 est affecté à la classe composite $S_o \cup B_o$. Parallèlement, les masses de probabilité des classes S_b , B_b , et $S_b \cup B_b$, déduites de la BDTopo (et du masque de la végétation – assimilé au bâti dans ce test), sont calculées en fonction du modèle de l'incertitude des frontières de la base. Les masses de probabilité résultantes font l'objet de la figure 6.35 (p. 151).

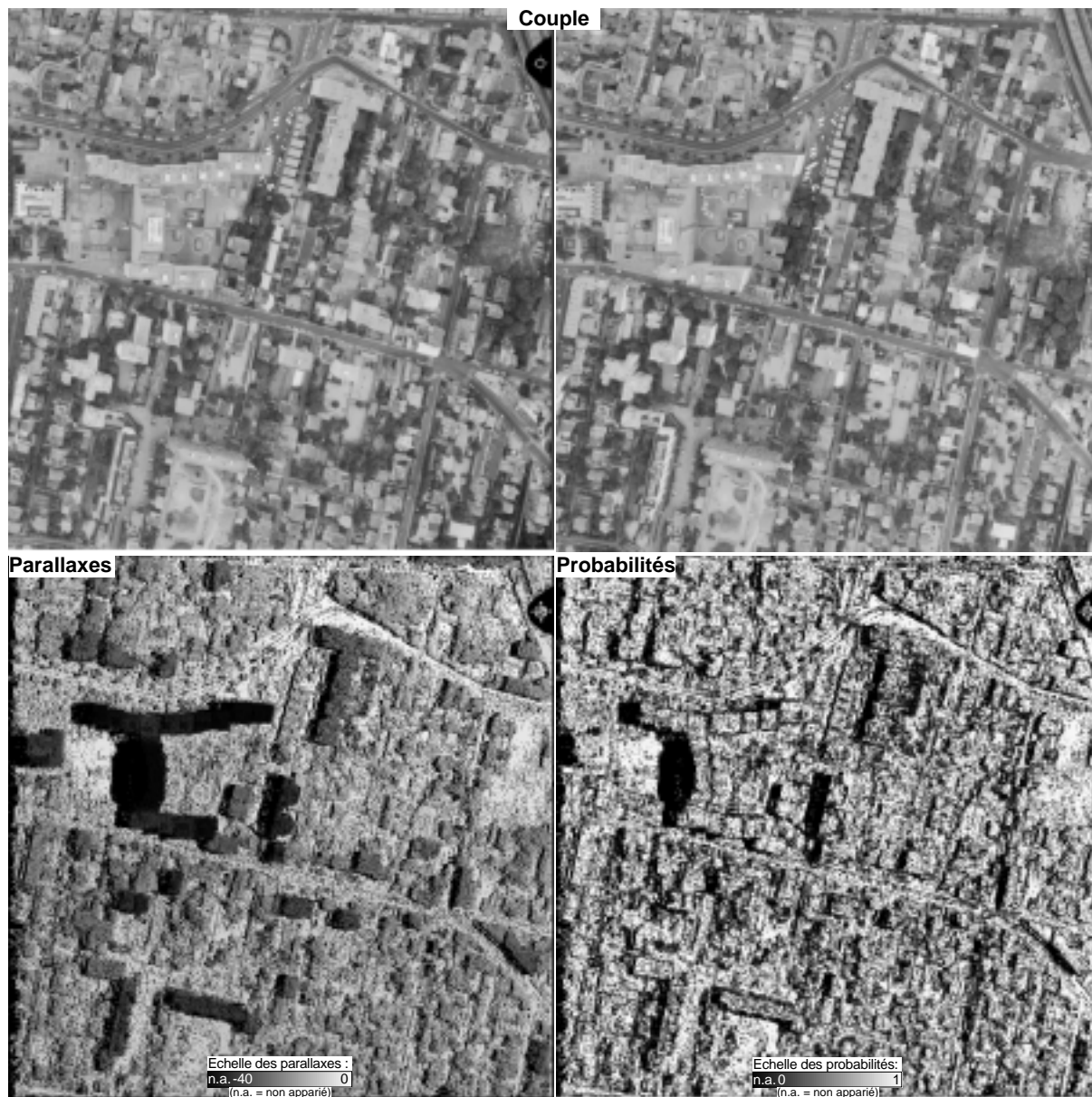
On peut noter, sur la figure 6.35, que l'inconnu résiduel des observations, représenté par la classe composite $S_o \cup B_o$, est présent dans toute l'image pour des valeurs faibles – les zones de valeurs fortes correspondant aux occlusions du couple.

Les crédibilités et plausibilités de non-changement sont ensuite calculées en chaque point (figure 6.36, p. 152), par combinaison des masses de probabilité précédentes suivant la règle de Dempster-Shafer (cf. équations 5.14 et 5.15).

Aux autres niveaux de modélisation considérés, le calcul se déroule de la même manière, à l'exception du cadre certain pour lequel on peut en faire l'économie : les crédibilités de non-changement valent 1 dès que les masques binaire de sursol ont la même valeur pour la base et pour les observations – et sont nulles sinon ; les plausibilités suivent la même règle, en affectant de surcroît la valeur 1 aux zones non appariées de la mise en correspondance.

Évaluation comparative

La figure 6.37 (p. 152) représente sous forme graphique l'évolution de l'indicateur κ_{opt} en fonction du niveau de modélisation de l'incertitude. On peut constater que l'accroissement principal de cet indicateur de qualité est apporté par la prise en compte de l'incertitude géométrique de la BDTopo (et de l'appariement, pour ce qui concerne l'estimation des altitudes), dès la modélisation M.N.E. Ce résultat n'est pas étonnant : faire abstraction de cette incertitude ne pouvait



La parallaxe varie entre -70 et 0 ; sur cette illustration, les parallaxes supérieures à -40 ont été tronquées pour améliorer la lisibilité.

FIG. 6.34: *Couple de test et parallaxes extraites.*

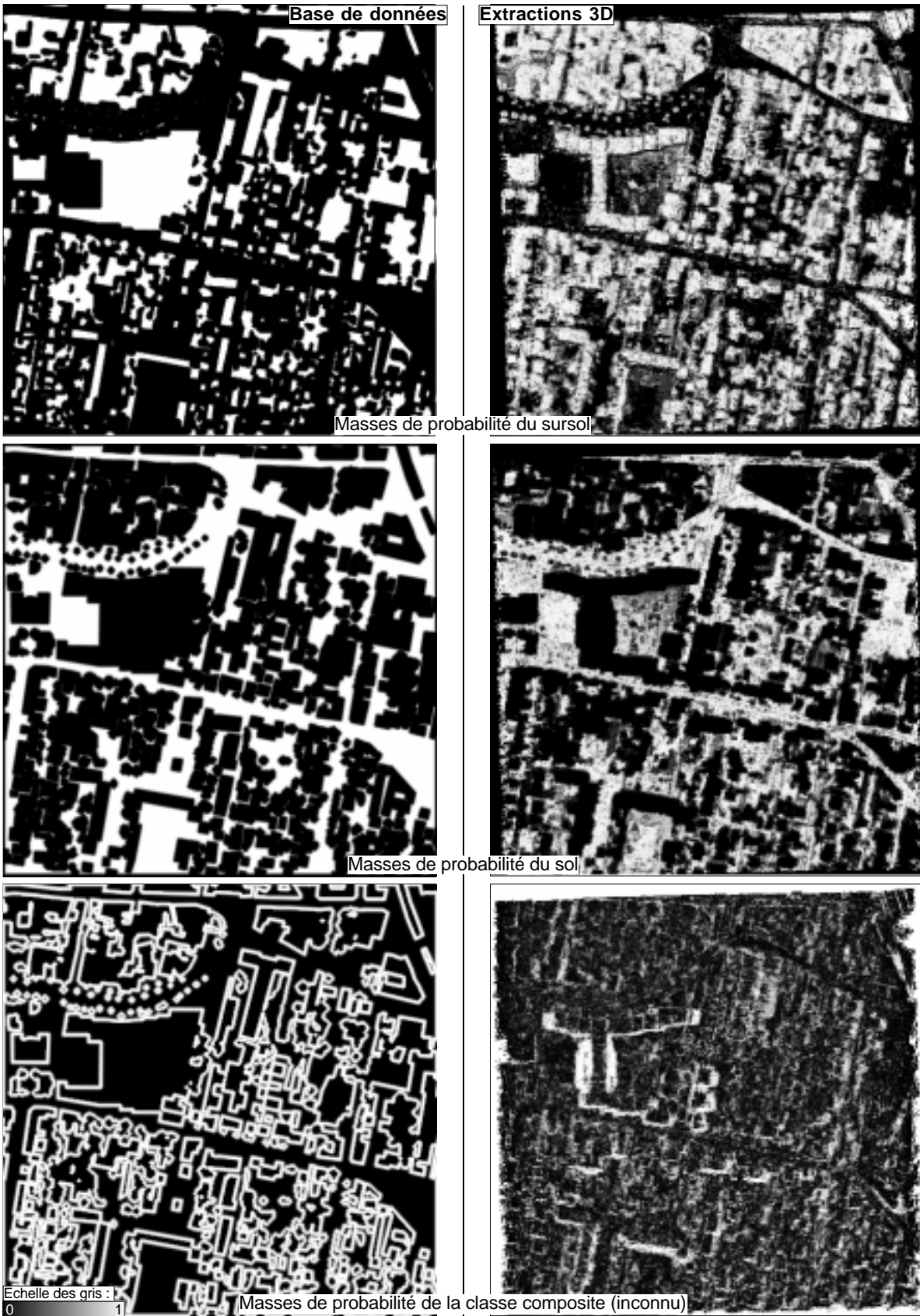


FIG. 6.35: Masses de probabilité élémentaires calculées en chaque point, pour la base de données et la saisie manuelle de la végétation (à droite) et les extractions automatiques (à gauche).



(a) Crédibilités ; (b) Plausibilités ;
 En traits noirs sur l'image des Plausibilités : référence manuelle des changements.

FIG. 6.36: *Crédibilités et Plausibilités du non-changement calculées en chaque point par combinaison des masses de probabilité de la figure 6.35*

que conduire à un mauvais classement. Le cadre certain n'a d'autre intérêt que de nous fournir la valeur de cet accroissement à titre de comparaison.

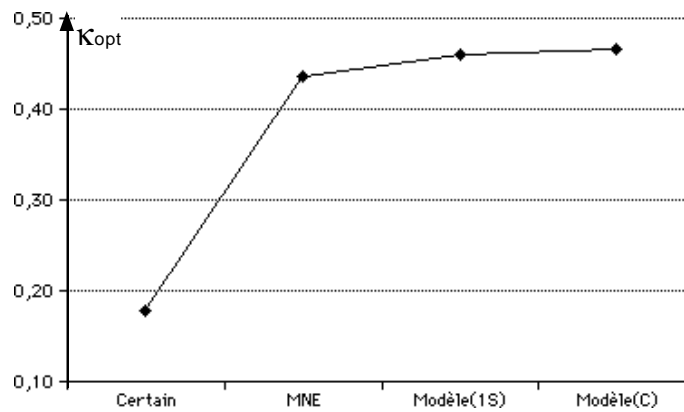


FIG. 6.37: *Evolution de la qualité optimale de classement en fonction de l'enrichissement de la modélisation de l'incertain.*

Les autres niveaux de modélisation n'apportent, en regard, qu'un gain en qualité très faible. Même si la différence entre le κ de la modélisation complète (Modèle(C) sur la figure) et celui de la modélisation M.N.E. est de près de 7%, l'apport à la détection des changements de notre modélisation probabiliste de l'appariement appelle à être confirmé.

Nous jugeons toutefois ce résultat encourageant, dans la mesure où, s'il ne démontre pas de façon éclatante l'intérêt de notre approche, il reste non contradictoire avec les observations de la section 6.1, qui expliqueraient la croissance de κ par la qualité de la probabilité P en tant qu'estimateur de la probabilité effective des points d'appartenir à la surface vraie. La supériorité

du modèle complet sur le modèle à une seule surface est également cohérente avec cette hypothèse, puisqu'elle signifie que la prise en compte d'un plus grand nombre de point – qualifiés par leur probabilité – apporte de l'information.

Notons toutefois que cette interprétation demanderait à être confirmée par une contre expérience, telle que la prise en compte du même jeu d'hypothèses $3D$ en considérant, par exemple, leur probabilité comme uniforme. Nous avons manqué de temps pour compléter l'étude sur cet aspect.

L'examen plus détaillé des confusions observées pour les classements optimaux (au sens de κ), présentées sur la table 6.4, ainsi que de la répartition spatiale de ces confusions (figure 6.39, p. 155), permet de compléter un peu cette analyse. Le cadre certain atteint un taux de reconnaissance des changements nettement supérieur à celui de l'ensemble des modèles. Cette observation n'est pas contradictoire, dans la mesure où c'est au détriment de la fiabilité de cette classe : toutes les frontières sont détectées en changement (voir figure 6.39), ce qui rend bien entendu cette méthode inexploitable.

Cadre Certain [$\kappa = 0, 18$]

Int. \ Réf.	NC	C	Fiab.
NC	112 534	1 629	98,6%
C	28 743	4 718	14,1%
Reco.	79,7%	74,3%	

M.N.E. [$\kappa = 0, 44$]

Int. \ Réf.	NC	C	Fiab.
NC	139 145	3 839	97,3%
C	2 132	2 508	54,1%
Reco.	98,5%	39,5	

Modèle(1S) [$\kappa = 0, 46$]

Int. \ Réf.	NC	C	Fiab.
NC	139 129	3 666	97,4%
C	2 148	2 681	55,5%
Reco.	98,5%	42,2%	

Modèle(C) [$\kappa = 0, 47$]

Int. \ Réf.	NC	C	Fiab.
NC	139 569	3 777	97,4%
C	1 708	2 570	60,1%
Reco.	98,8%	40,5%	

En lignes, les classes interprétées (Int.) – en colonnes, les classes de la référence (Réf.)

Reco. : Taux de reconnaissance (i.e. de bonne interprétation des classes vraies)

Fiab. : Taux de fiabilité (i.e. taux de points corrects pour une même interprétation).
(surfaces des confusions en pixels)

TAB. 6.4: Matrices des confusions entre changement et non-changement pour le classement optimal de chacun des modèles.

Les autres modèles présentent des taux de confusion très voisins. Ces taux ne présentent bien sûr que des variations extrêmement faibles pour ce qui concerne la population des non-changements, ceci en raison de sa supériorité numérique. Quant aux taux de reconnaissance et de fiabilité de la classe des changements, représentés graphiquement sur la figure 6.38, ils montrent que l'augmentation de κ apportée par la prise en compte de l'ensemble des surfaces sélectionnées (Modèle(C), figure 6.37) s'est faite au détriment du taux de reconnaissance (et donc au profit de la fiabilité, puisque la maximisation de κ revient à rechercher un compromis entre ces deux indicateurs).

Nous n'avons pas d'interprétation de ce phénomène. Il souligne toutefois les limites de la portée de cette expérience par rapport à l'objectif opérationnel : nous avons souligné le rôle dissymétrique des erreurs d'omission et de commission par rapport aux objectifs d'aide à la mise à jour de la BDTopo (section 3.2.3, p. 33) : l'optimisation de κ ne prend bien entendu pas ces considérations en compte. En ce sens, les taux de détections affichés ici ne correspondent pas

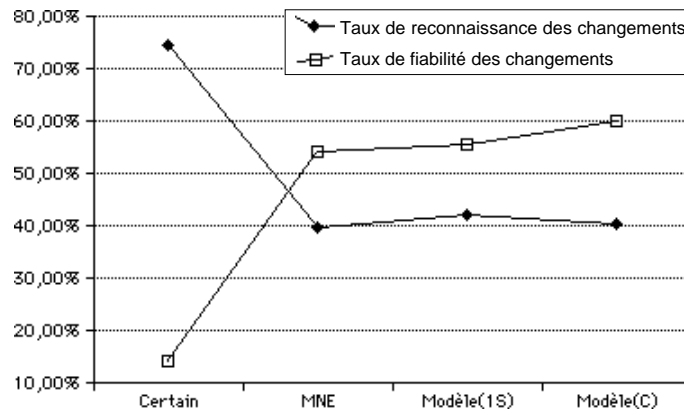


FIG. 6.38: Évolution du taux de reconnaissance des changements du classement optimal en fonction de l'enrichissement de la modélisation de l'incertain.

à un optimum vis à vis des objectifs. On pourrait mettre en œuvre une expérience similaire en donnant un poids différent aux omissions et aux commissions. Dans ce test avant tout comparatif, nous avons préféré employer une mesure admise par la littérature.

Cette sous-optimalité des classements obtenus par rapport aux objectifs de l'application apparaît également, plus qualitativement, à l'observation des images de Crédibilité et de Plausibilité de non-changement de la figure 6.36 (p. 152). Lors de la maximisation de κ , ces images ont été seuillées à 0,04 pour les Crédibilités, et à 0,43 pour les Plausibilités¹³ (les changements étant les points de valeurs inférieure à ces seuils). Sur l'image des Plausibilités, il semble que le contraste des zones de changement par rapport au reste de l'image permette une détection plus exhaustive en relâchant les seuils choisis (la perte en fiabilité se répartissant très probablement sur des composantes connexes de petite taille).

Pour le reste, les valeurs des taux de reconnaissance et de fiabilité, dont le sens physique est plus évident que la valeur de κ , montrent des différences réduites à quelques points (mis à part, bien sûr, les taux du cadre certain). Si la signification statistique de ces différences peut éventuellement se confirmer sur des populations plus larges, leur signification opérationnelle peut être mise en doute, au regard de la répartition spatiale des erreurs de classement (figure 6.39). Dans tous les cas, une sélection des lieux de changement sur un critère de surface minimale des composantes connexes détectées semble devoir donner le même résultat. Sur une population d'objets aussi faible, cette remarque ne permet toutefois pas de remettre en cause la valeur intrinsèque du comptage en surface que nous avons argumentée pour établir notre protocole expérimental (cf. section 6.2.2, p. 145).

6.2.4 Conclusions

Bien que l'ensemble des remarques effectuées dans cette section conduise à la prudence, nous jugeons positive l'expérience proposée ici. Si l'apport à la détection des changements de notre modélisation de l'incertitude reste à confirmer sur des lots de données plus importants, les

13. Les valeurs de ces seuils peuvent paraître aberrantes par rapport aux notions naïves de crédibilité et de plausibilité : dans une application pour laquelle on insiste sur l'importance de l'exhaustivité de la détection des changements, on pourrait s'attendre à n'accepter le non-changement que s'il est crédible ; dans cette modélisation, l'inconnu représente pour une bonne part les frontières de la base de données, qui ne sont donc pas des zones de non-changement crédible, et que, pour autant, on ne souhaite évidemment pas détecter.

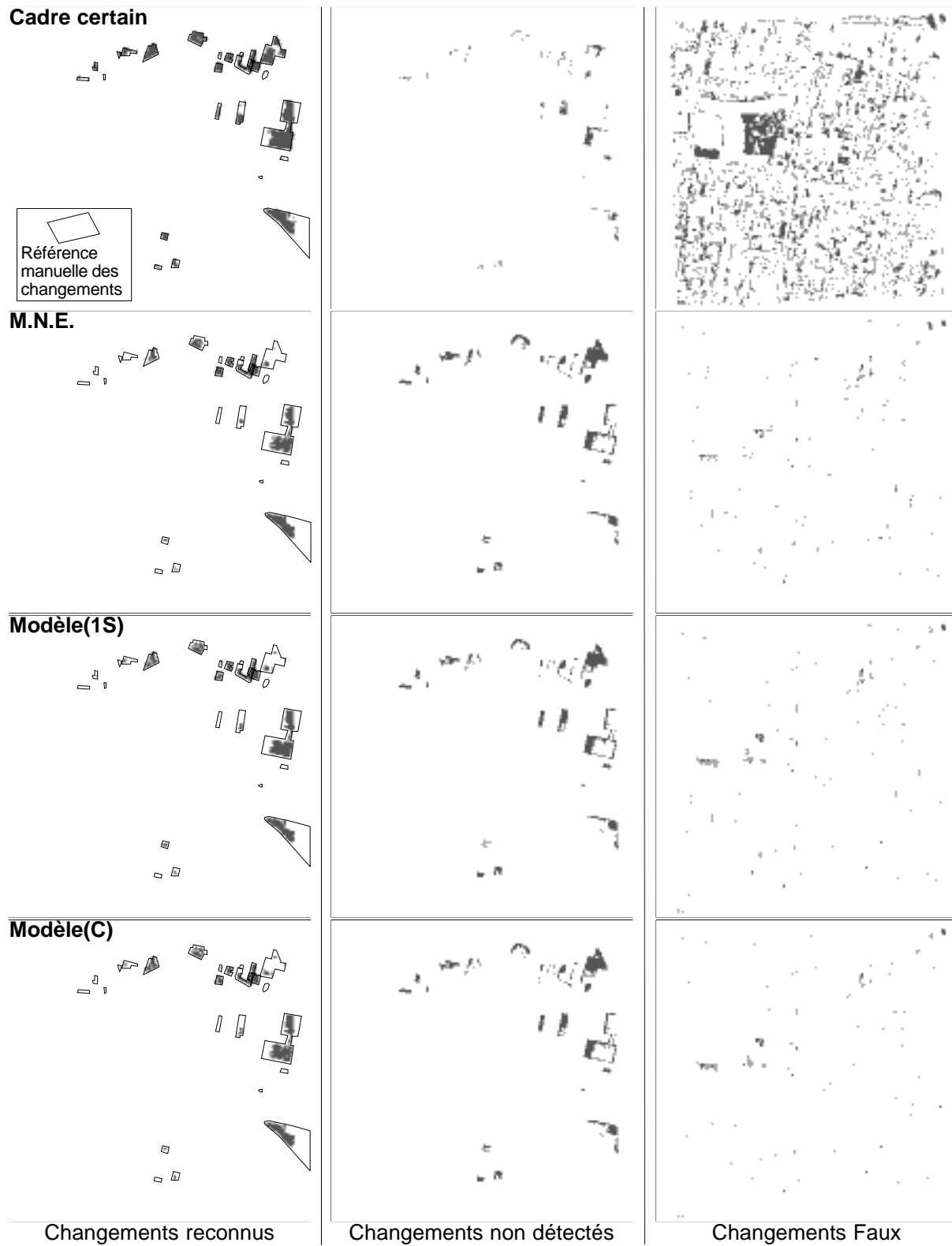


FIG. 6.39: Répartition spatiale des confusions du classement optimal pour les différents niveaux de modélisation de l'incertain.

faibles gains observés restent non-contradictoires avec les ambitions de départ de cette étude : la qualification des hypothèses $3D$ par un indicateur issu d'une mesure de l'ambiguïté, et assimilé à une probabilité d'appartenance à la surface vraie, semble augmenter la quantité d'information exploitable sur un couple d'images aériennes.

Les très faibles variations observées sur les taux de reconnaissance et de fiabilité des changements conduisent bien sûr à douter de la portée effective de nos propositions. Toutefois, il faut d'une part considérer que les traitements effectués ne bénéficient pas d'un paramétrage optimal (en particulier concernant la température T du modèle – cf. section 6.1.4, p. 134), et d'autre part, qu'ils restent entièrement automatiques.

Avec toutes les réserves qui s'imposent, on peut se hasarder à porter un jugement dans une optique opérationnelle sur les résultats de la section 6.2. Compte tenu du caractère brut des détections, et d'un choix des seuillages qui ne prend pas en compte l'importance dissymétrique des erreurs d'exhaustivité, l'observation des changements détectés sur la zone test laisse un espoir de mise au point d'une application industrielle. Les manques observés, si l'on extrapole l'utilisation des détections de la figure 6.39 pour une sélection par composante connexe, concernent de petits objets, dont il n'est pas certain que la BDTopo fasse état (nous avons nous-même saisi la référence des changements, sans la faire contrôler, faute de temps, par les services de production de l'I.G.N. – les petits objets peuvent correspondre à des garages ou à des appentis non représentés dans la base).

Le point le plus inquiétant est sans doute la sur-détection d'une dalle de centre commercial, due au fait qu'elle est située, côté sud, au niveau de la route : en tant que sur-détection (bâtiment non reconnu dans les images), cette erreur n'est pas gênante ; elle montre cependant qu'à l'inverse, si cet objet n'avait pas figuré dans la BDTopo, il n'aurait pas été détecté. Un tel exemple est sans doute assez rare : il porte cependant sur un objet de taille importante, et qui constituera toujours une erreur inacceptable sur le plan cartographique (même s'il rentre dans le taux de défauts toléré – c'est là une limite des spécifications de qualité de la base, qui ne traduisent que partiellement la réalité).

Cet exemple ne remet pas en cause les objectifs de cette recherche, mais montre qu'une part des bâtiments, appartenant aux classes que nous nous proposons de traiter, ne sont pas caractérisables comme des objets du sursol. Les travaux proposés ici devront donc, s'ils doivent aboutir à une application opérationnelle, être intégrés dans une démarche prenant en compte d'autres modes de caractérisation, faisant appel en particulier à des techniques de reconnaissance des formes.

6.3 Synthèse

Au cours de ce chapitre, nous avons abordé quelques aspects de la validation expérimentale des propositions faites dans cette recherche. La loi de probabilité P élaborée au chapitre 4 a tout d'abord été étudiée sur un plan théorique – quoique sur des données réelles – afin de l'évaluer en tant qu'estimateur de la probabilité effective des hypothèses $3D$ d'appartenir à la surface vraie. La comparaison aux fréquences d'appartenance à une surface proche d'une saisie manuelle a montré que l'assimilation de P à cette probabilité « réelle » était licite, avec une erreur moyenne quadratique de l'ordre de 0,1. Les expériences conduites ont par ailleurs prouvé la stabilité de cet estimateur dans des conditions de mise en œuvre variées. Le rôle fondamental du paramètre de température T a été illustré : son calcul automatique semble pouvoir être considéré comme

acceptable ; une voie a par ailleurs été proposée pour l'estimation automatique de sa valeur optimale.

Nous avons ensuite présenté une première approche de l'évaluation de la modélisation de l'incertitude proposée pour le processus de détection des changements. Cette phase de notre recherche est encore à un stade trop prématuré pour engager des conclusions définitives quant à l'application visée. L'expérimentation proposée a tout de même pu montrer, dans un traitement très sommaire de la vérification des emprises des bâtiments, quel était l'apport des différentes composantes de notre modèle. La représentation de l'incertitude dans le cadre de la théorie des possibilités, développée au chapitre 5, paraît opératoire – même si l'avancement réduit des travaux ne peut permettre de conclure à l'optimalité (ni même à la nécessité) de tous les éléments de cette démarche. Dans ce cadre, l'apport de la loi de probabilité P des hypothèses $3D$, s'il ne semble pas majeur (et demandera confirmation), appuie néanmoins pour l'instant les résultats théoriques obtenus.

A un autre niveau, les méthodes expérimentales proposées dans ce chapitre constituent une première approche pour quantifier l'apport individuel des composantes du processus construit.

Ces aspects positifs ne doivent toutefois pas faire oublier les questions en suspens quant à l'opérationnalité des méthodes proposées. Seule l'expérimentation sur des lots de données plus importants apportera des éléments de réponse sur ce sujet.

Chapitre 7

Conclusion

Au cours de cette recherche, nous avons abordé le problème de la détection des changements par comparaison entre des données vecteurs anciennes, et un couple d'images aériennes récentes, dans le contexte industriel de la mise à jour de la Base de Données Topographique nationale française (BDTopo). Bien que les visées de ce travail soient essentiellement opérationnelles, nous nous sommes cantonnés, face à l'ampleur, et à la nouveauté – dans le contexte de l'I.G.N. – du problème, à des aspects fondamentaux. En ce sens, le projet initial n'a pas abouti. L'analyse conduite tout au long de l'étude apporte néanmoins des éléments qui peuvent alimenter la suite du projet. Ce chapitre en présente un résumé (section 7.1), puis discute les perspectives qui peuvent s'en dégager, tant en ce qui concerne les aspects liés à l'application développée (section 7.2), qu'au niveau des recherches qui peuvent être entreprises (section 7.3). Nous concluons ce rapport par un point de vue plus général sur l'ensemble de l'étude (section 7.4).

7.1 Synthèse de l'étude

7.1.1 Travaux effectués

Cette étude se décompose en quatre phases principales. La première, qui recouvre les chapitres 2 et 3 de ce rapport, s'est attachée – bien naturellement – à l'analyse du problème. La réflexion conduite sur les spécifications de contenu de la BDTopo souligne l'ambiguïté des représentations cartographiques. La lecture des spécifications dans leur sens strict a été pour nous le support à la proposition des critères de contrôle de la base. Le chapitre 2 montre toutefois le décalage qui subsiste entre ces critères – qui reflètent les spécifications chiffrées officielles – et la réalité pratique, qui définit la BDTopo par un manuel opérateur décrivant les situations au cas par cas, et bien difficile à synthétiser de manière fidèle. La mise en lumière de ces problèmes n'est pas une avancée en soi. Elle peut toutefois servir à l'I.G.N. de point de départ – au moins au titre d'une prise de conscience – pour une meilleure compréhension de ses besoins en terme de spécification de produit. Nous espérons également qu'elle puisse apporter au domaine de la recherche un éclairage sur la nature des problèmes opérationnels des cartographes.

L'analyse bibliographique du chapitre 3 a tenté, quant à elle, de justifier notre approche scientifique. Nous nous sommes efforcés d'aborder la question de la comparaison de la BDTopo aux images de façon méthodique, en distinguant les aspects concernant l'extraction d'information dans les images, les mesures de comparaison entre l'information extraite et la base, et les processus de décision. Cette discussion, appuyée sur l'analyse de nos besoins, nous a conduit à proposer une démarche, dans laquelle le contrôle de la base de données se cantonne à des vérifications d'ordre

géométrique, par confrontation de la BDTopo et d'extractions $3D$ à bas niveau du couple d'images aériennes.

Nous avons ensuite abordé plus en détail le problème de l'appariement d'un couple d'images aériennes, en nous attachant plus particulièrement au contrôle de l'incertitude dans ce processus. Nous avons discuté la construction d'un indicateur de qualité interne, en nous appuyant sur l'analyse d'algorithmes existants. Ces réflexions ont servi de base aux propositions développées dans la suite de nos travaux.

La seconde phase de ce travail a été consacrée à la construction d'une modélisation de l'appariement ligne à ligne d'un couple de photographies aériennes en géométrie épipolaire (chapitre 4), ayant pour objectif, dans la suite des réflexions précédentes, de le doter d'un indicateur interne de sa qualité. Nous avons abordé cette question par le biais d'une approche formelle, visant à cerner les conditions de normalisation d'une loi de probabilité sur l'ensemble des lieux de passage possibles, dans des sections verticales de l'espace $3D$, de la surface cherchée.

Nous avons montré que, sous des hypothèses réduites, la représentation discrète des courbes correspondantes – intersections de la surface par ces sections –, définies par leur indicatrice dans l'ensemble des points homologues extraits indépendamment les uns des autres par un appariement, était assimilable à un graphe orienté matérialisant un ordre partiel, dans lequel toute loi de probabilité markovienne pouvait être décrite par deux flux, circulant chacun dans l'un des sens du graphe. Nous nous sommes ensuite appuyés sur cette propriété pour proposer une méthodologie de construction de telles lois, fondée sur l'utilisation d'un modèle autorégressif, opérant dans le graphe, de la qualité de la surface cherchée, et sur un mécanisme de focalisation. Nous avons étudié une implantation de ces propositions utilisant des modèles simples, et l'avons dotée de mécanismes d'ajustement automatique de ses paramètres. Une modalité de mise en œuvre de ces algorithmes, permettant une gestion approximative des dépendances entre lignes épipolaires, et fondée sur l'analyse successive des trois familles de sections constituées par les colonnes des images gauche et droite, et les lignes épipolaires, a enfin été proposée.

Bien qu'elle soit limitative, puisque restreinte aux ensembles ordonnés, cette approche – qui envisage l'appariement sous un jour nouveau, en recherchant non plus la surface elle-même, mais une mesure de la probabilité d'appartenance à celle-ci – a montré plusieurs avantages. D'une part, les lois de probabilité ainsi construites, qui mesurent l'ambiguïté de l'appariement, se sont révélées aptes à détecter la présence de surfaces concurrentes sur un autostéréogramme. Ce comportement laisse espérer que les modèles proposés, s'il n'ont pas l'ambition de résoudre le problème de l'appariement dans les cas de violation de l'hypothèse d'unicité de la surface cherchée, ou de présence de périodicités dans les images, puissent, pour le moins, permettre le diagnostic de ces situations. D'autre part, l'évaluation numérique de la loi de probabilité calculée sur les points a montré, sur un site réel, que cette loi constituait une approximation admissible de la probabilité effective des points d'appartenir à la surface cherchée. Les modèles proposés apportent ainsi une connaissance supplémentaire par rapport aux techniques d'appariement usuelles. Enfin, les surfaces $3D$, obtenues par recherche, indépendamment sur chaque ligne épipolaire, de la courbe de plus forte probabilité d'une loi secondaire de ces modèles, se sont montrées – sinon d'aussi bonne qualité que les surfaces construites par d'autres méthodes d'appariement – du moins d'une qualité comparable, et en apparence à peu près constante pour des scènes de contenu varié.

Les résultats précédents permettent d'envisager l'utilisation des lois de probabilité ainsi calculées comme partie intégrante d'une modélisation de l'incertitude, dans la comparaison de la base de données et de l'information $3D$ extraite des images. La troisième phase de l'étude s'est attachée à cette question, en abordant la construction du processus de détection des change-

ments (chapitre 5). A l'appui d'une reformulation des spécifications de la base, nous proposons une décomposition de la vérification de la BDTopo en trois étapes – le contrôle de son emprise planimétrique, d'une propriété d'homogénéité altimétrique des îlots, et la vérification individuelle de la position altimétrique de chacune des arêtes – pour chacune desquelles serait mise en œuvre une confrontation de la base avec les extractions *3D* issues de la phase précédente, et considérées comme un échantillonnage de la scène.

Concernant le contrôle de l'emprise planimétrique des bâtiments, nous avons proposé un modèle de l'incertitude des données utilisées, dans le cadre de la théorie des possibilités, et exploitant les probabilités issues de notre modélisation de l'appariement, qui permet l'évaluation des changements par deux indicateurs, de crédibilité, et de plausibilité. Les choix effectués, qui se placent rigoureusement dans une théorie connue, ne présentent pas une grande originalité. Ils offrent toutefois à l'application un cadre formel ouvert, qui permettra d'une part l'enrichissement du modèle par d'autres traitements – tels que l'interprétation de la végétation que nous n'avons pas abordée – et, d'autre part, sa confrontation avec des stratégies différentes d'interprétation – telles que l'analyse des images guidées par les données cartographiques, que nous avons rejetée.

Concernant les autres aspects de la vérification, si une analyse du contrôle de l'homogénéité altimétrique des îlots a été proposée, elle reste de portée limitée, et met en lumière les limites théoriques de notre approche, qui n'a pas abordé formellement la représentation des dépendances spatiales entre les observations considérées. Quant au processus lui-même, la description que nous en donnons ne peut qu'être considérée comme très prématurée.

La dernière phase de ce travail s'est attachée à donner une validation expérimentale à une partie de nos propositions (chapitre 6). L'état d'avancement de l'étude ne permettant pas d'envisager une évaluation de cette recherche vis-à-vis de ses objectifs opérationnels, nous avons proposé un protocole expérimental, et des indicateurs de qualité, permettant, d'une part, d'évaluer la loi de probabilité proposée pour qualifier les extractions *3D*, et, d'autre part, de mesurer l'apport des composantes du modèle de l'incertitude choisi, dans le cadre de la vérification des emprises des bâtiments. Les résultats concernant la loi de probabilité ont été évoqués plus haut. L'étude du modèle de l'incertitude a montré que, si la modélisation de l'incertitude de la base avait évidemment la plus grande incidence sur les résultats, l'intégration des probabilités des extractions *3D* au modèle en améliorerait légèrement les performances. Le gain obtenu est, de notre point de vue, trop faible pour prédire l'incidence opérationnelle de ce résultat, comme pour considérer qu'il valide nos propositions. Il conforte toutefois les conclusions de l'évaluation de la loi de probabilité elle-même.

7.1.2 Apports principaux

Contributions scientifiques

L'apport principal de ce travail réside, très probablement, dans notre approche du problème de l'appariement d'un couple de photographies aériennes. Sur le plan formel, le point de vue que nous avons adopté est, à notre connaissance, original, tant en ce qui concerne la représentation en graphe proposée pour la gestion des hypothèses de surface, que la méthode de construction d'une loi de probabilité sur cette structure – qui, si elle reste à bien des égards empirique, s'inspire de propriétés générales que nous avons démontrées. Sur le plan des résultats, la modélisation proposée permet de qualifier les points de l'espace *3D* par un indicateur qui, expérimentalement, s'avère un estimateur de la probabilité d'appartenance à la surface cherchée. Ce dernier point est sans nul doute le plus satisfaisant. Il montre que la mise en concurrence des surfaces possibles,

et la mesure de l'ambiguïté qu'en donne la loi de probabilité proposée, apporte une information exploitable pour le contrôle de la fiabilité du processus de mise en correspondance.

La portée théorique de ces résultats reste toutefois modeste. Sous les hypothèses effectuées, les contraintes de normalisation de la loi de probabilité dans le graphe, que nous avons mises en évidence, ne sont autres que de simples reformulations de propriétés élémentaires des chaînes de Markov. En ce sens, les démonstrations proposées n'apportent pas de nouveauté fondamentale. Elles ont été pour nous un outil permettant la « découverte » d'une famille d'algorithmes prometteuse.

La démarche suivie contient par ailleurs en elle-même des limitations importantes, puisque, s'appuyant sur l'ordre partiel dont est muni l'ensemble des points homologues, elle est restreinte aux problèmes monodimensionnels.

Enfin, la loi de probabilité issue de cette modélisation, dont l'intérêt est indéniable pour la caractérisation statistique de l'ensemble de la population des homologues, devra faire l'objet d'une étude plus approfondie des biais qu'elle peut présenter dans des situations particulières, sa sensibilité au contenu de la scène semblant – même si elle est faible – bien réelle.

En dépit de ces réserves, les qualités de robustesse qu'ont montrées les algorithmes développés sur ces principes, et dont l'automatisme est complet, nous conduisent à espérer, qu'au moins dans le cadre de la problématique de l'appariement d'images, nos propositions puissent contribuer à la compréhension des phénomènes d'ambiguïté et à l'avancée des recherches.

Les autres contributions de cette étude se placent sur un plan secondaire, et relèvent plus du « défrichage » que du travail abouti. De notre point de vue, la plus significative est la modélisation de l'incertitude abordée dans le cadre de la vérification des emprises des bâtiments, qui peut constituer une base solide pour la poursuite des recherches sur la détection des changements, au moins pour ce qui concerne les voies fondées sur une estimation statistique des évolutions. Cette modélisation, qui traduit, dans un cadre formel connu, une vision personnelle de la gestion de données multi-temporelles¹, ne nous paraît pas pour autant représenter un apport très novateur sur un plan scientifique général: telle quelle, sa portée est restreinte; elle devra évoluer vers une prise en compte de la topologie de l'espace pour permettre de réels progrès. Elle contribue toutefois, pour le moins dans le cadre des travaux de l'I.G.N., à l'ouverture d'un axe de recherche aux conséquences opérationnelles importantes.

Contributions opérationnelles

Sur un plan opérationnel, les contributions de cette recherche, compte tenu de son avancée, restent évidemment limitées. Nous ne les considérons pas nulles pour autant, mais elles relèvent plus de l'exploitation de ces travaux que de résultats effectifs. Nous les discutons donc au titre des prospectives.

7.2 Prospectives d'ordre opérationnel

Bien que l'application étudiée soit très loin, dans son ensemble, d'un stade de prototypage, nous pensons que les travaux présentés dans cette étude peuvent donner lieu assez rapidement à de premières évaluations concrètes. Le cadre proposé au chapitre 5 pour la vérification des emprises, et les pistes que nous avons données pour son implantation, nous semblent en effet suffisamment

1. Peut-être, simplement, faute d'en avoir trouvé un exemple dans la littérature

mûrs pour permettre la construction d’une application de vérification partielle de la BDTopo, en intégrant les éléments manquant à la démarche – comme le traitement de la végétation – sur la base des travaux existant par ailleurs. Nous ne prétendons pas qu’une telle construction apporte des solutions directes au problème industriel posé. Nous pensons simplement que l’amélioration des modèles proposés ici correspond à un saut méthodologique engageant des recherches à moyen terme, et qu’il est important, en parallèle, d’évaluer les solutions d’ores et déjà disponibles.

Cette opinion est confortée par l’examen que nous avons fait des ensembles tests qui étaient à notre disposition (site de Rennes, que nous n’avons pas eu le temps d’exploiter, dont la figure 2.5, p.14 donne des extraits). Sur la dizaine d’évolutions effectives que nous avons répertoriées sur la moitié Est de la ville de Rennes, toutes correspondent à des modifications d’emprise. Si ce constat n’est pas un argument pour négliger les autres aspects des spécifications de la BDTopo, il montre que la validation expérimentale des processus attachés à leur contrôle sera très difficile, compte tenu de la faible proportion des évolutions concernée. De fait, nous estimons qu’il est inutile de chercher à construire des applications de vérification de l’homogénéité interne des îlots ou du contrôle de l’exactitude en Z des arêtes sans une solide base formelle qui garantisse leur stabilité – ce qui n’est pas encore le cas des solutions évoquées dans ce rapport.

Ces remarques nous conduisent à préconiser la séparation du projet en deux phases, l’une, à moyen ou long terme, visant à enrichir les bases théoriques de la modélisation de l’incertitude (voir section 7.3) pour aborder ces derniers aspects du contrôle de la base de données, et la seconde, à plus court terme, se limitant à une vérification planimétrique.

7.3 Perspectives scientifiques

En faisant abstraction du cadre applicatif dans lequel ils ont été engagés, nos travaux nous semblent pouvoir s’ouvrir sur plusieurs pistes de recherche.

7.3.1 Evolutions des algorithmes d’appariement

La première peut concerner la modélisation de l’appariement d’images. La modélisation que nous avons proposée reste un objet d’étude en soi : nous en avons exploité les retombées les plus immédiates dans le cadre des sujets abordés, sans avoir pu évaluer l’ensemble des ouvertures offertes par l’approche. Ainsi, nous n’avons fait usage que de la probabilité des nœuds du graphe. Notre modélisation permet cependant le calcul de probabilités qualifiant toute courbe du plan épipolaire définie par un chemin dans le graphe – voir toute courbe quelconque assortie d’une incertitude qui permette de l’associer à un faisceau de chemins dans le graphe. L’intérêt de ces estimations de probabilité, qui pourraient qualifier des objets – et non plus seulement des points – mériterait d’être évalué.

Parallèlement, la supériorité des modélisations par focalisation sur les autres techniques proposées semble démontrée par nos expériences. Cette voie mérite en conséquence un approfondissement. L’étude du comportement du modèle en fonction des lieux de focalisation, par exemple, reste nécessaire, si l’on envisage une focalisation dirigée par des données externes – éventuellement beaucoup moins denses que l’ensemble des homologues utilisé dans notre choix de mise en œuvre.

Enfin, sur un plan plus technique, nous n’avons pas mis au jour d’algorithme d’extraction des surfaces optimales du modèle de focalisation (les surfaces utilisées dans notre étude sont issues d’un modèle plus simple). Nous ne sommes pas certain qu’il existe des méthodes de complexité suffisamment faible pour être utilisables. Ce point mériterait toutefois d’être examiné.

Ces recherches, qui portent sur l'exploitation des modèles proposés, n'excluent pas d'envisager des améliorations à notre approche, d'une part, concernant les mesures de ressemblance utilisées, et d'autre part, portant sur la modélisation choisie elle-même.

Enrichissement des mesures de ressemblance.

Les améliorations les plus immédiates portent sur l'enrichissement des mesures de ressemblance. Les algorithmes proposés ont été développés sur la seule base d'une extraction de points homologues par corrélation sur des fenêtres de taille fixe. Les limites de cette mesure sont connues, tant pour sa sensibilité à la pente (elle est fondée sur l'hypothèse d'un relief de parallaxe constante), qu'aux discontinuités de la scène.

D'un point de vue théorique, la mesure employée peut être remplacée par tout moyen d'extraction locale de points homologues. L'intégration des apports de la littérature concernant l'utilisation de fenêtres de taille s'adaptant au contexte peut ainsi être envisagé, pourvu que la stratégie de choix des formes des fenêtres puisse être mise en œuvre a priori – i.e. sans connaissance de la surface. Ceci exclut les démarches telles que celle de T. Kanade [Kanade, 1994], mais laisse ouverte la possibilité d'intégrer les propositions d'autres auteurs – tels que [Lotti, 1996] ou [Paparoditis, 1998] –, les seules contraintes étant le besoin de normaliser les mesures calculées pour les rendre comparables, et sans doute le temps de calcul. Concernant ce dernier point, les stratégies les plus raisonnables consisteront sans doute à ne mettre en œuvre les calculs coûteux que sur des positions homologues trouvées au préalable – considérant que l'adaptation des fenêtres augmente avant tout l'exactitude du pointé.

De même, on peut s'intéresser à la diversification de l'information exploitée dans les images. La prise en compte des différences absolues des niveaux de gris entre points homologues pour filtrer les hypothèses 3D émises en entrée des algorithmes – par exemple, par la technique proposée par C. Baillard [Baillard, 1997] – ne pose pas de difficulté particulière, si l'on admet qu'un prétraitement indépendant calcule une surface approchée pour l'estimation de la répartition statistique des différences de niveau de gris. La prise en compte simultanée, dans nos algorithmes, de mesures hétérogènes – telles qu'une mesure de corrélation et un appariement de contours (considéré pour les points homologues qu'il fournit le long des épipolaires du couple, comme dans [Baillard *et al.*, 1996a]) – constitue également une piste intéressante. La difficulté première de telles stratégies repose sur la pondération relative des deux types de mesure, qui, pour être mises en compétition, devront évaluer la ressemblance locale de façon homogène. Les méthodes de calibration des coefficients de corrélation par évaluation statistique de la probabilité a priori de la surface, que nous avons utilisées en entrée de notre processus, apportent peut-être une solution acceptable à cette difficulté.

Enrichissement de la modélisation.

Les améliorations précédentes peuvent être considérées comme des évolutions techniques de la méthode. Sur un plan plus fondamental, les méthodes proposées, limitées à l'utilisation de mesures ponctuelles le long des épipolaires, appellent des extensions à plusieurs niveaux.

Premièrement, en ce qui concerne la définition des lieux homologues des images d'un couple, les techniques à base de mises en correspondance ponctuelles seront toujours confrontées au problème des zones homogènes, au sein desquelles l'appariement reste impossible. Dans notre approche, cet aspect peut se révéler particulièrement sensible, puisque l'on se fonde sur une

hypothèse d'exhaustivité de la représentation discrète construite dans l'ensemble des paires de points observables. L'évolution de la technique proposée vers la prise en compte de primitives étendues le long des épipolaires, fondées sur une mise en correspondance de régions, peut ainsi être souhaitable. A l'inverse de l'enrichissement des mesures utilisées évoqué précédemment, ce type d'amélioration ne pourra toutefois être entrepris sans remise en cause des structures de données utilisées. Il pose par ailleurs des questions plus aiguës, concernant le poids relatif à donner à des mesures ponctuelles denses dans l'espace, et à des mesures par régions, beaucoup plus éparpillées, pour qu'elles puissent être mises en compétition. Nous n'avons pas de piste sérieuse pour l'approche de ces problèmes.

Deuxièmement, concernant l'extraction et la modélisation de la surface $3D$ elle-même, on peut s'attacher à faire évoluer les algorithmes à deux niveaux. Tout d'abord, on peut envisager l'utilisation de modèles autorégressifs monodimensionnels de la surface plus élaborés que celui que nous avons employé. De réelles améliorations ne pourront toutefois probablement pas être obtenues sans l'emploi de modèles imposant des contraintes de continuité, et intégrant en conséquence une gestion plus explicite des discontinuités. Cette évolution peut s'inspirer des travaux de [Maitre et Wu, 1989], en les transposant à la structure vectorielle que nous avons choisie – dont nous pensons qu'elle contribue à la robustesse des algorithmes, en limitant la recherche à des lieux mesurés effectivement comme appariables dans les images.

D'autre part, l'extension de l'approche à une véritable modélisation bidimensionnelle de la surface ne peut qu'être souhaitable. Une telle évolution peut tirer parti des recherches sur la mise en correspondance actuellement conduites au laboratoire image de l'E.N.S.T., mais représente une remise en cause beaucoup plus fondamentale des algorithmes proposés. Nous la discutons plus en détail dans la section suivante.

Pour finir, l'intégration d'apports de recherches sur la mise en correspondance multi-échelle (e.g. [Cord *et al.*, 1998]) constitue une piste digne d'intérêt. Nous avons souligné, dans ce rapport, les limitations – liées à la modélisation des contraintes géométriques comme certaines – qui ne permettent pas d'envisager l'utilisation de mesures de résolutions différentes au sein d'un même calcul. Le modèle proposé peut toutefois évoluer, soit en abandonnant cette option – au prix de la perte des possibilités de calcul des probabilités par des flux – soit en la conservant, et en insérant la méthode dans une stratégie de mise en œuvre multi-échelle, qui permettra, d'une part, de réduire la complexité des graphes traités en sélectionnant les homologues en fonction de résultats à résolution plus grossière, et, d'autre part, de guider l'étape de focalisation, voire d'initialiser les probabilités a priori des nœuds du graphe de façon plus pertinente (en s'inspirant, par exemple, de travaux tels que ceux de [Barnard, 1989]).

7.3.2 La gestion de l'incertitude

Sur un plan relatif à l'ensemble de cette recherche, les travaux abordés dans ce rapport demandent à être largement complétés en ce qui concerne la modélisation de l'incertitude. D'une part, les choix proposés pour la prise en compte de l'incertitude de localisation des ruptures observables sur les extractions $3D$ restent, de notre point de vue, très sommaires. Cet aspect, abordé au chapitre 5, lors de l'analyse de la vérification altimétrique de la base, en en proposant une représentation simplifiée sous la forme d'une densité de probabilité, fonction de la distance planimétrique aux points homologues, devrait plus proprement être représenté comme une incertitude en Z , fonction du contexte dans lequel se trouve le point considéré. On pourrait ainsi matérialiser plus efficacement la différence entre l'exactitude des points homologues extraits au

voisinage des ruptures d'altitude, et celle des points situés à l'intérieur de reliefs réguliers. Cette évolution de la modélisation pourra tirer parti des techniques développées par [Kanade, 1994] dans le cadre de sa stratégie de corrélation par fenêtres adaptatives. Les propositions de cet auteur devront toutefois être adaptées pour tenir compte de la représentation probabiliste des surfaces de notre modélisation.

D'autre part, l'exploitation, dans le cadre d'un modèle incertain, des extractions $3D$ pour la détection des ruptures d'altitude – ou pour les calculs de pente – nécessite d'étendre la modélisation proposée à une représentation qui prenne en compte les dépendances spatiales entre les homologues. Dans la modélisation de l'appariement, ces dépendances sont matérialisées le long des lignes épipolaires, le modèle permettant l'expression des probabilités des bipoints consécutifs – voire des chemins du graphe. L'extension de l'approche à la deuxième dimension n'est par contre pas envisageable sur une scène entière, dans l'état des moyens informatiques actuels (pour des raisons de temps de calcul, comme de volume de mémoire nécessaire à la gestion de la structure proposée). Toutefois, le développement d'une structure vecteur bidimensionnelle inspirée de nos travaux, et calculée localement pour la caractérisation d'objets de la scène, voire pour le traitement du voisinage d'un point, reste envisageable. Les structures développées pour le traitement le long des colonnes et des lignes des images, par exemple, sont en effet compatibles, au sens où, d'un côté, les graphes ainsi construits pourrait être fusionnés en une seule structure, et où, de l'autre, les conditions de normalisation de la loi de probabilité calculée dans les deux cas sont cohérentes. De tels développements ne permettront plus le calcul d'une loi suivant des mécanismes algorithmiques aussi simples, et devront donc faire appel à des techniques itératives.

Enfin, concernant la confrontation de la BDTopo aux observations $3D$, la simple combinaison des incertitudes des deux sources de données reste une première approche de la construction des mécanismes de décision. L'incertitude des données, considérées indépendamment, est en effet utilisée telle-quelle, sans que le processus puisse tirer parti de l'information apportée par leur fusion. Les imperfections inévitables de la modélisation conduisent ainsi à une sur-estimation de la possibilité de changement, en particulier aux frontières des objets, et qui pourrait être évitée en tenant compte de la taille des modifications recherchées. Ces aspects pourrait être modélisés par des mécanismes d'évolution de l'incertitude en fonction du contenu local de la scène, dont la mise au point peut s'inspirer des travaux de [Moissinac *et al.*, 1995]. Bien que nous ayons signalé que ce problème n'était pas nécessairement un obstacle à l'exploitation opérationnelle des méthodes proposées dans ce rapport – des solutions ad hoc, à base de morphologie mathématique, pouvant être implantées – nous pensons que la robustesse de la détection profiterait très probablement d'un approfondissement théorique de cette question.

Quant aux mécanismes de décision à mettre en œuvre en fin de processus, par exemple pour le seuillage automatique des critères de changement choisis, ils constituent un sujet d'étude à part entière, pour lequel le définition de pistes de recherche nous paraît prématurée.

7.3.3 Applications à la reconnaissance des formes

Dans une perspective plus large, les travaux sur l'appariement abordés dans cette recherche peuvent apparaître utilisables dans d'autres cadres de la reconnaissance des formes. La caractérisation des points homologues d'un couple par une probabilité nous semble pouvoir être exploitée dans le cadre des techniques de fusion de mises en correspondance de plusieurs couples d'images. Les résultats obtenus dans l'évaluation de cet indicateur laissent en effet penser qu'il permettra

d'affiner les stratégies de compétition des appariements, lorsqu'ils fournissent des positions incohérentes. La probabilité proposée, qui ne caractérise que les fautes des processus de mise en correspondance, devra toutefois être adaptée pour prendre en compte l'exactitude géométrique, fonction de la configuration stéréoscopique, si l'on souhaite également faire usage de cette probabilité dans l'estimation même des altitudes par moyenne pondérée des appariements cohérents (comme dans [Gabet *et al.*, 1994], par exemple).

On peut également envisager d'utiliser cette probabilité comme indicateur de fiabilité dans les processus de reconstruction tridimensionnelle d'objet, pouvant, par exemple, guider l'extraction dans une stratégie progressive, appuyant la reconstruction des éléments peu fiables sur des modèles à moyen niveau prédits à partir des éléments plus fiables (à l'image, par exemple, de la stratégie développée par [Bordes, 1997] pour la reconnaissance du réseau routier).

Sur un plan plus méthodologique, la caractérisation des ambiguïtés dans un graphe orienté doit pouvoir être transposée à d'autres problèmes de reconnaissance, tels que l'extraction d'éléments linéaires – moyennant de doter l'espace de recherche d'une relation d'ordre. Cette voie rejoint les développements entrepris par Laurent Guigues, au laboratoire M.A.T.I.S. de l'I.G.N., pour la détection du réseau routier.

7.4 Conclusion

Les discussions qui précèdent montrent que les propositions de cette étude ouvrent des perspectives intéressantes pour l'amélioration de la modélisation de l'incertitude dans les problématiques d'appariement d'images et de détections des changements de la topographie. Cette recherche n'est bien entendu pas terminée, mais les expérimentations conduites ont permis une validation partielle des modèles étudiés, qui peut également justifier l'utilisation, dans le cadre d'autres applications, des indicateurs de qualité proposés.

Bien que les réponses apportées, concernant l'application industrielle visée, restent encore à un stade très théorique, nous espérons donc que ce travail puisse contribuer à l'avancée des solutions aux besoins de l'I.G.N., comme – modestement – au progrès de l'analyse d'images appliquée à l'observation de la Terre.

Annexe A

Extrait des spécifications de saisie de la BDTopo

Version Spécifications 3.1	CLASSE D'OBJET LIMITE_INT_TOIT	FICHE 5.1.01
----------------------------------	--	------------------------

SPÉCIFICATIONS DE CONTENU

libellé :	limite intérieure de toit
définition :	séparation intérieure entre deux volumes d'un même édifice entre lesquels la dénivelée est d'au moins 5 mètres.
type :	linéaire
sélection :	plus grande dimension des bâtiments les supportant ≥ 25 m écart en Z des deux parties distinguées du bâtiment > 5 m
saisie :	bord de toit

SPÉCIFICATIONS COMPLÉMENTAIRES

- Une LIMITE_INT_TOIT sert à figurer une dénivelée d'au moins cinq mètres entre deux volumes d'un édifice dont la plus grande dimension est au moins égale à 25 mètres. Il n'y a pas de sélection sur la longueur de la LIMITE_INT_TOIT proprement dite.

MONDE REEL

SAISIE BDTopo

CRITÈRES DE QUALITÉ

Précision géométrique :	- planimétrie : 1,20 m - altimétrie : 1 m
Exhaustivité :	90 / 110 %

SAISIE PHOTOGRAMMÉTRIQUE

- Saisie :	La LIMITE_INT_TOIT doit être restituée après le bâtiment la supportant, le Z étant celui du bord du toit.
------------	---

COMPLÈTEMENT

Codification sur la minute	5002	Légende sur la minute	
Changement de classe			

Version Spécifications 3.1	CLASSE D'OBJET BATIMENT_QUELCONQUE	FICHE 5.1.02
----------------------------------	--	------------------------

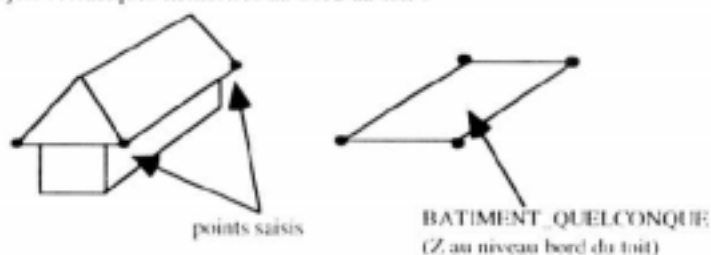
SPÉCIFICATIONS DE CONTENU

<p>libellé : bâtiment en "dur" dont l'architecture ou l'aspect n'est pas industriel, agricole ou commercial.</p> <p>définition : ensemble regroupant :</p> <ul style="list-style-type: none"> - toutes les habitations. - tout bâtiment ayant des fenêtres dont l'architecture ou l'aspect n'est pas industriel, agricole ou commercial <p>(Ex : école, lycée, hôpital, aéroport,...).</p> <ul style="list-style-type: none"> - les bâtiments en béton, en verre (souvent des bureaux) construits dans les zones d'activités. - les chalets de montagne et les anciennes bergeries. <p>type : surfacique</p> <p>regroupement : ferme, maison individuelle, immeuble, ensemble bâti,...</p> <p>saisie : plani : pourtour extérieur, cour intérieure Z : bord toit les cours intérieurs sont saisis si leur plus grande dimension est ≥ 25 m et leur plus petite ≥ 10 m</p>
--

SPÉCIFICATIONS COMPLÉMENTAIRES

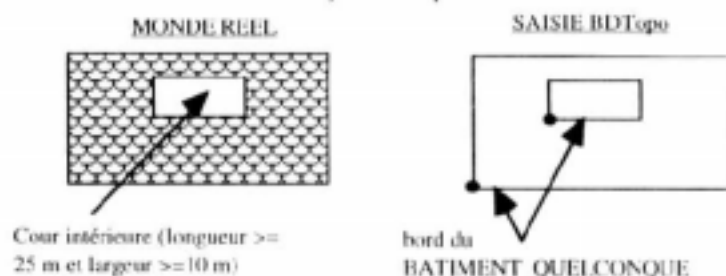
- En règle générale, les bâtiments ne sont pas généralisés, leur individualité est conservée jusqu'aux limites de la précision planimétrique (1 mètre). Les vérandas ne sont pas saisis.

- Les bâtiments sont des objets surfaciques numérisés au bord du toit :



- Cour intérieure

Les cours intérieures sont saisis seulement lorsque la plus grande dimension de celles-ci est au moins de 25 mètres et la plus petite dimension au moins de 10 mètres. L'objet surfacique est alors trouvé :



- Les bâtiments à structure métallique, les centres commerciaux, les entrepôts, ... sont saisis en BATIMENT_INDUST_AGRI (fiche 5.1.03).

- Les garages des grands ensembles sont saisis en BATIMENT_INDUST_AGRI (fiche 5.1.03). Les garages semi-enterrés (seule la façade est visible sur le terrain) peuvent être figurés par un MUR_SOUTÈNEMENT (fiche 4.1.02).

- En zone urbaine ou périurbaine, les cabanes de jardin et les petits garages isolés ne sont pas saisis.

- Les bâtiments en construction sont saisis suivant leur destination finale ; BATIMENT_QUELCONQUE ou BATIMENT_INDUST_AGRI.

- Traitement des garages dans les lotissements :

Un garage attaché à un pavillon est saisi quelque soit sa hauteur en **BATIMENT_QUELCONQUE**, s'il est isolé il n'est pas saisi.

MONDE REEL



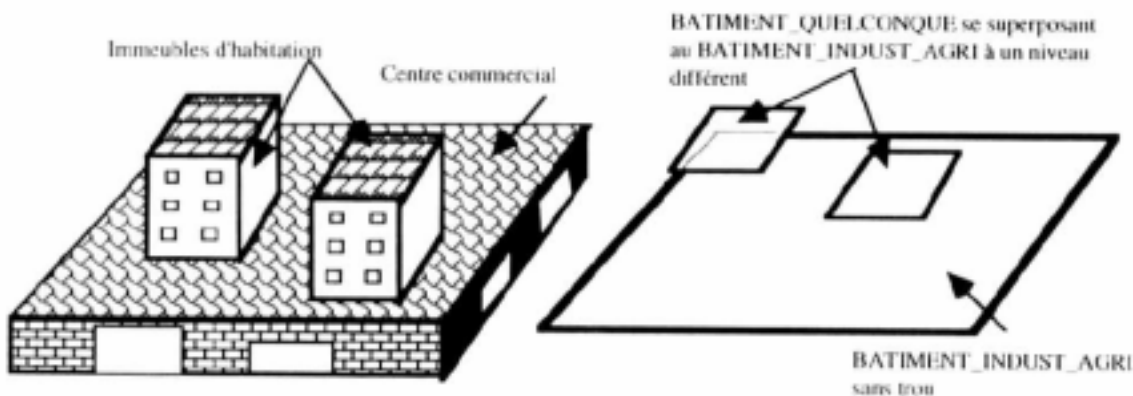
SAISIE BDTopo



Traitement des centres commerciaux (ou autres "dalles") intégrés à l'habitat :

Les tours et bâtiments d'habitation sont saisis en **BATIMENT_QUELCONQUE**.

La plate-forme commerciale et les garages ou parkings attenants sont traités en **BATIMENT_INDUST_AGRI** (fiche 5.1.03).

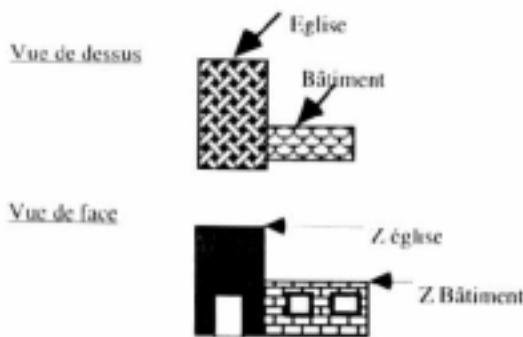


- Bâtiments de nature différente et ayant une géométrie commune

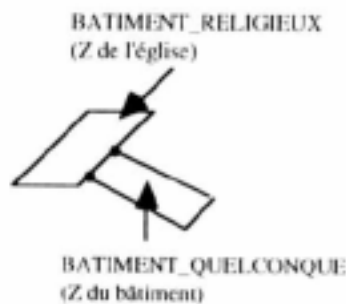
. Les deux bâtiments ont la même hauteur ; ils sont numérisés en partage de géométrie.

. Les deux bâtiments ont une hauteur différente ; la saisie est effectuée comme indiqué sur le schéma ci-dessous :

MONDE REEL



SAISIE BDTOPO



- Voir aussi LIMITE_INT_TOIT (fiche 5.1.01).

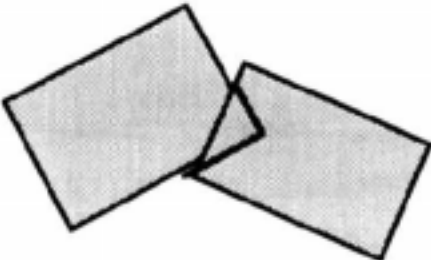
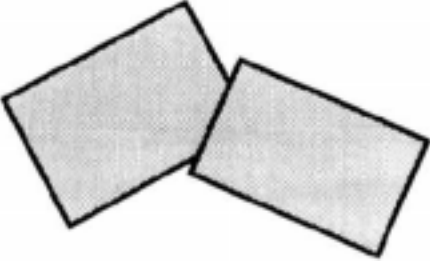
CRITÈRES DE QUALITÉ

Précision géométrique :	- planimétrie : 1,20 m - altimétrie : 1 m
Exhaustivité :	100 % si la plus petite dimension est supérieure à 10 m 99 / 101 % si la plus petite dimension est inférieure à 10 m.
Précision sémantique :	le taux d'erreurs lié aux confusions avec les bâtiments industriels, agricoles ou commerciaux doit être inférieur à 1 % le taux d'erreurs lié aux confusions avec les constructions légères doit être inférieur à 1 % le taux d'erreurs lié aux confusions avec les autres types de bâtiments doit être inférieur à 1 %.

SAISIE PHOTOGRAMMÉTRIQUE

- Saisie : bord du toit au niveau des gouttières.

COMPLÈTEMENT

Codification sur la minute	5000	Légende sur la minute	
Changement de classe			
<p>Numérisation du complètement Certains chevauchements de bâtiments peuvent être constatés par la fonction "faces doubles" :</p> <div style="display: flex; justify-content: space-around; align-items: center;"> <div style="text-align: center;"> <p><i>Avant numérisation du complètement</i></p>  </div> <div style="text-align: center;"> <p><i>Après numérisation du complètement</i></p>  </div> </div> <p>Ce cas est assez fréquent lorsque les avant-toits sont très débordants (exemple : chalets de montagne dans certains hameaux) ; faire une destruction partielle du bâtiment ayant le Z le plus faible.</p>			

Annexe B

Cohérence des disparités gauche et droite

La plupart des méthodes de mise en correspondance de couples d'images utilisent l'une des images comme guide de la recherche. Dans le cas d'une simple sélection des maxima *maximorum* d'une fonction de ressemblance, par exemple, on cherchera ces maxima en fonction d'une variation de la parallaxe, le point de l'image guide étant fixe.

Un tel processus est bien entendu dissymétrique. La vérification de la cohérence entre deux extractions, guidées respectivement par l'image gauche (ou « Ouest ») et l'image droite (ou « Est ») a été invoquée pour filtrer les erreurs d'appariement par [Fua, 1991], puis reprise récemment par [Paparoditis, 1998]. Les deux auteurs utilisent la distance, en coordonnées image, entre un point et l'homologue de son homologue sur l'autre image comme critère de décision, les distances supérieures à un seuil étant considérées comme des erreurs d'appariement (figure B.1).

Ce principe revient à considérer que la surface $3D$ est unique, et qu'aux erreurs près – d'estimation des parallaxes et d'interpolation subpixellaire – on doit retrouver une information cohérente dans les deux sens de calcul. Bien que cette propriété puisse être mise en défaut au voisinage des discontinuités, où peuvent se présenter des cas de non-unicité des homologues [Baillard, 1997], nous sommes assez d'accord avec ce principe, ayant constaté nous-mêmes que la sélection des seuls extrema locaux symétriques (à une incertitude près) ne dégradait pas le processus d'appariement que nous avons mis en œuvre (en pratique, les cas de non-unicité de la surface sont suffisamment rares).

N. Paparoditis a évoqué la possibilité d'utiliser la valeur de cette distance dite de « cohérence spatiale » comme moyen de contrôle de la qualité interne de la mise en correspondance. Cette annexe discute brièvement cette idée.

B.1 Notations

Nous reprenons les notations de l'auteur, illustrées par la figure B.1. Nous distinguons par ailleurs les valeurs vraies des valeurs estimées par les notations suivantes :

$$\begin{aligned} \vec{V}(i, j) & : \text{ valeur de la parallaxe estimée sur l'image Ouest, de valeur vraie } \vec{V}(i, j) \\ \vec{V}'(i', j') & : \text{ valeur de la parallaxe estimée sur l'image Est, de valeur vraie } \vec{V}'(i', j') \end{aligned}$$

et introduisons les bruits d'estimation $\vec{\varepsilon}$ et $\vec{\varepsilon}'$, définis par :

$$\begin{aligned}\vec{V}(i, j) &= \vec{V}(i, j) + \vec{\varepsilon} \\ \vec{V}'(i', j') &= \vec{V}'(i', j') + \vec{\varepsilon}'\end{aligned}$$

De même que dans [Paparoditis, 1998], les composantes de $\vec{\varepsilon}$ (resp. $\vec{\varepsilon}'$) sur les axes de coordonnées sont désignées par ε_i et ε_j (resp. ε'_i et ε'_j).

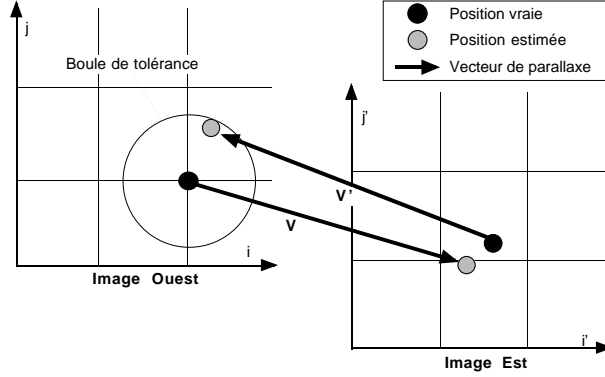


FIG. B.1: Définition des vecteurs de parallaxe.

La distance de cohérence spatiale est notée d (valeur estimée, de valeur vraie $\hat{d}=0$ sous l'hypothèse de surface unique). Dans la définition proposée par [Fua, 1991], d s'écrit donc¹ :

$$d = \left\| \vec{V}(i, j) + \vec{V}'(i + V_i(i, j), j + V_j(i, j)) \right\| \quad (\text{B.1})$$

tandis que la formulation discrète adoptée par N. Paparoditis en est :

$$d = \inf_{n \in \{0,1\}, m \in \{0,1\}} \left\| \vec{V}(i, j) + \vec{V}'(\lfloor i + V_i(i, j) + n \rfloor, \lfloor j + V_j(i, j) + m \rfloor) \right\| \quad (\text{B.2})$$

où $\lfloor \cdot \rfloor$ désigne la partie entière

B.2 Variation de d en fonction du gradient de parallaxe

L'introduction des valeurs vraies dans l'équation B.1 donne :

$$\begin{aligned}d &= \left\| \vec{V}(i, j) + \vec{\varepsilon}(i, j) \right. \\ &\quad \left. + \vec{V}'(i + V_i(i, j) + \varepsilon_i, j + V_j(i, j) + \varepsilon_j) \right. \\ &\quad \left. + \vec{\varepsilon}'(i + V_i(i, j) + \varepsilon_i, j + V_j(i, j) + \varepsilon_j) \right\|\end{aligned}$$

En introduisant les gradients de parallaxe sur l'image Est,

$$\vec{g}_i' = \frac{\partial \vec{V}'}{\partial i'} \quad \text{et} \quad \vec{g}_j' = \frac{\partial \vec{V}'}{\partial j'}$$

1. Cette formule diffère de celle de Paparoditis (somme des vecteurs, et non différenciation) pour rester compatible avec la figure B.1 qui suit les conventions de dessin du même auteur – le signe adoptée par ce dernier n'est pas cohérent.

on a par ailleurs, à l'ordre 1 :

$$\begin{aligned}\vec{V}' \left(i + \dot{V}_i(i, j) + \varepsilon_i, j + \dot{V}_j(i, j) + \varepsilon_j \right) &= \vec{V}' \left(i + \dot{V}_i(i, j), j + \dot{V}_j(i, j) \right) \\ &+ \varepsilon_i(i, j) \cdot \vec{g}'_i \left(i + \dot{V}_i(i, j), j + \dot{V}_j(i, j) \right) \\ &+ \varepsilon_j(i, j) \cdot \vec{g}'_j \left(i + \dot{V}_i(i, j), j + \dot{V}_j(i, j) \right)\end{aligned}$$

qui devient, en considérant le gradient de signe opposé sur l'image Ouest (et avec les notations symétriques) :

$$\begin{aligned}\vec{V}' \left(i + \dot{V}_i(i, j) + \varepsilon_i, j + \dot{V}_j(i, j) + \varepsilon_j \right) &= \vec{V}' \left(i + \dot{V}_i(i, j), j + \dot{V}_j(i, j) \right) - \\ &\varepsilon_i(i, j) \cdot \vec{g}'_i(i, j) - \varepsilon_j(i, j) \cdot \vec{g}'_j(i, j)\end{aligned}$$

Par ailleurs, à l'ordre 1, l'expression du bruit se simplifie en :

$$\vec{\varepsilon}' \left(i + \dot{V}_i(i, j) + \varepsilon_i, j + \dot{V}_j(i, j) + \varepsilon_j \right) = \vec{\varepsilon}' \left(i + \dot{V}_i(i, j), j + \dot{V}_j(i, j) \right)$$

Il vient donc :

$$\begin{aligned}d &= \left\| \vec{V}'(i, j) + \vec{\varepsilon}'(i, j) + \vec{V}' \left(i + \dot{V}_i(i, j), j + \dot{V}_j(i, j) \right) \right. \\ &\quad \left. - \varepsilon_i(i, j) \cdot \vec{g}'_i(i, j) - \varepsilon_j(i, j) \cdot \vec{g}'_j(i, j) + \vec{\varepsilon}' \left(i + \dot{V}_i(i, j), j + \dot{V}_j(i, j) \right) \right\|\end{aligned}$$

et comme on suppose la surface unique (et donc la cohérence parfaite des valeurs vraies) :

$$d = \left\| \vec{\varepsilon}'(i, j) - \varepsilon_i \cdot \vec{g}'_i(i, j) - \varepsilon_j \cdot \vec{g}'_j(i, j) + \vec{\varepsilon}' \left(i + \dot{V}_i(i, j), j + \dot{V}_j(i, j) \right) \right\|$$

d'où :

$$\begin{aligned}d^2 &= \varepsilon_i^2(i, j) \cdot (1 + g_i^2) + \varepsilon_j^2(i, j) \cdot (1 + g_j^2) + \\ &\quad (\varepsilon'_i)^2 \left(i + \dot{V}_i(i, j), j + \dot{V}_j(i, j) \right) + (\varepsilon'_j)^2 \left(i + \dot{V}_i(i, j), j + \dot{V}_j(i, j) \right) \\ &\quad + \text{les doubles produits que nous n'explicitons pas}\end{aligned}$$

Si l'on suppose alors (ce qui est raisonnable) les bruits des estimations Est et Ouest de moyenne et de covariance nulles, et de variance égale, la moyenne de d^2 s'exprime alors, sur une zone de gradient de parallaxe constant :

$$\overline{d^2} = \sigma^2(\varepsilon_i) \cdot (2 + g_i^2) + \sigma^2(\varepsilon_j) \cdot (2 + g_j^2) \quad (\text{B.3})$$

On peut également considérer le gradient comme une variable aléatoire, et on obtient :

$$\overline{d^2} = 2 \cdot \sigma^2(\varepsilon_i) + 2 \cdot \sigma^2(\varepsilon_j) + \overline{\varepsilon_i^2 g_i^2} + \overline{\varepsilon_j^2 g_j^2} \quad (\text{B.4})$$

B.3 Conclusion

Dans les deux cas des formules B.3 et B.4, la moyenne du carré de la distance de cohérence spatiale est fonction de la pente aussi bien que du bruit d'estimation des parallaxes. La pente peut admettre un majorant, dans la mesure où, si l'on convient que la fusion stéréoscopique n'est possible que lorsque le gradient de parallaxe est faible [Pollard *et al.*, 1985], on peut estimer que, sur les zones appariées, ce même gradient est toujours inférieur à 2. L'équation B.3 devient alors :

$$\overline{d^2} \leq 6. (\sigma^2 (\varepsilon_i) + \sigma^2 (\varepsilon_j))$$

soit :

$$d \leq \sqrt{6} \cdot \sqrt{\sigma^2 (\varepsilon_i) + \sigma^2 (\varepsilon_j)}$$

ou, dans le cas d'un appariement le long des lignes épipolaires pour lequel on néglige l'erreur sur j :

$$d \leq \sqrt{6} \cdot \sigma (\varepsilon_i)$$

La distance de cohérence spatiale peut donc licitement être seuillée pour sélectionner les bons appariements (le seuil devant être choisi en fonction de la moyenne et de la variance de d , ou sur des valeurs expérimentales, comme le fait Paparoditis).

Par contre, nous ne pensons pas qu'elle constitue un bon critère de qualité. La dépendance au bruit d'estimation pourrait faire admettre que, plus l'écart est fort, moins l'appariement est sûr. Dans le cas d'une corrélation sur des fenêtres horizontales (de taille variable ou non), cette idée nous paraît fautive a priori, puisqu'il est vraisemblable que l'erreur d'estimation dépende de la pente par l'intermédiaire de la mesure utilisée.

L'équation B.3 nous démontre de plus, que, localement, même si la mesure de ressemblance employée permet un pointé sans biais, d est toujours fonction de la pente, ce qui exclut d'attribuer à sa valeur un rôle de mesure de la qualité des homologues.

Cette démonstration, faite sur la formulation utilisée par P. Fua, se transpose bien évidemment à la formulation de N. Paparoditis, le calcul de d sur les voisins, au pas du maillage, du point estimé revenant simplement à rajouter une composante de bruit uniforme dans les bruits $\vec{\varepsilon}$ et $\vec{\varepsilon}'$.

Annexe C

Surfaces optimales de la loi de probabilité

Cette annexe présente les surfaces optimales calculées sur différents sites, pour des résolutions et des qualités d'image variables.

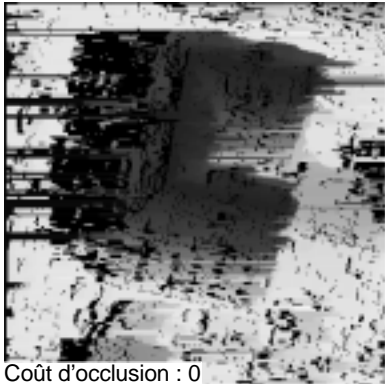
La première planche donne une comparaison, sur le site utilisé au chapitre 4, entre la surface optimale du modèle probabiliste « Ad Hoc » (cf. section 4.2.4) et le résultat d'une programmation dynamique classique (maximisation, le long de chaque ligne épipolaire, de la somme des probabilités a priori calculées à partir du coefficient de corrélation linéaire – fonction μ de la section 4.3.3, p. 71). Cet exemple montre que la modélisation proposée permet d'obtenir, à nombre de fautes sensiblement identique, une plus forte densité de points corrélés qu'une programmation dynamique classique utilisant la même mesure en entrée. Ce résultat rejoint les conclusions de la section 6.1.3, p. 112, concernant la comparaison à l'algorithme de C. Baillard [Baillard, 1997].

Les planches suivantes présentent les surfaces optimales du modèle « Ad Hoc », et les valeurs des probabilités des points de ces surfaces, calculées sur différents couples d'images aériennes. Toutes ces exécutions ont été faites avec le même paramétrage, hormis le domaine de recherche des homologues, et la taille de la fenêtre de corrélation, qui sont indiqués en légende. Les parallaxes, représentées sur une échelle de gris, donnent la position de l'homologue sur l'image droite, en fonction de la position de chaque point de l'image gauche : les pixels les plus sombres correspondent aux altitudes les plus fortes. Les probabilités, également représentées en niveau de gris, varient entre 0 (intensité minimale) et 1 (intensité maximale). Les points non appariés figurent en noir sur ces deux types d'images. Les lignes entièrement noires apparaissant sur certaines images correspondent à des problèmes de dépassement numériques, non résolus à l'époque des exécutions¹.

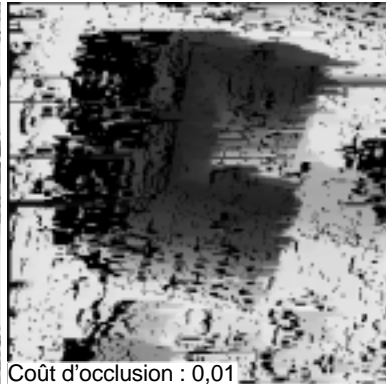
Ces résultats, sans constituer une démonstration de la validité des modélisations proposées, montrent la stabilité des algorithmes par rapport au contenu du paysage, au moins en ce qui concerne les surfaces optimales. La méthode se comporte légèrement moins bien sur le site de Montreuil. Les images concernées ont un rapport signal à bruit nettement moins bon que dans les autres cas : la moins bonne tenue de la surface est donc tout à fait conforme aux observations faites dans la section 6.1.4, concernant la sensibilité au bruit.

1. Les algorithmes intègrent, aujourd'hui, les contrôles nécessaires pour éviter ces désagréments – nous n'avons pas eu le temps de recalculer ces images.

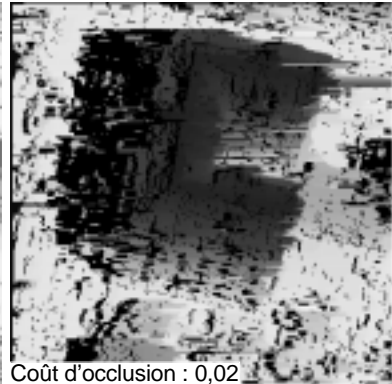
Résultats de programmation dynamique classique en fonction du coût d'occlusion
(maximisation de la somme des probabilités a priori
déduites des coefficients de corrélation linéaire sur fenêtre 5x5)



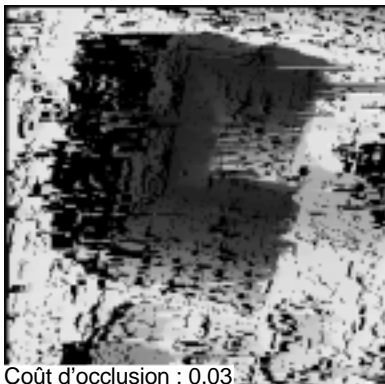
Coût d'occlusion : 0



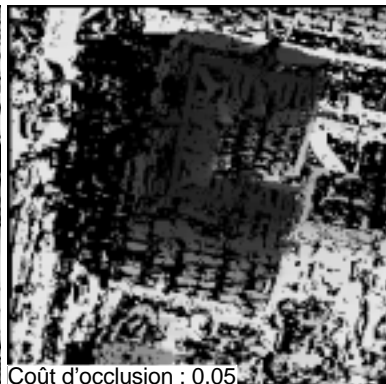
Coût d'occlusion : 0,01



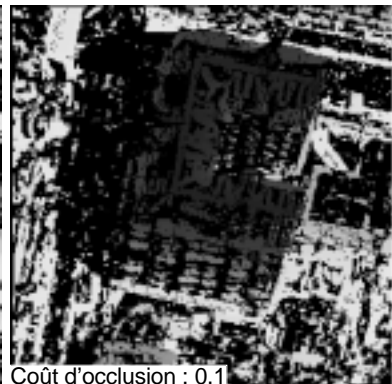
Coût d'occlusion : 0,02



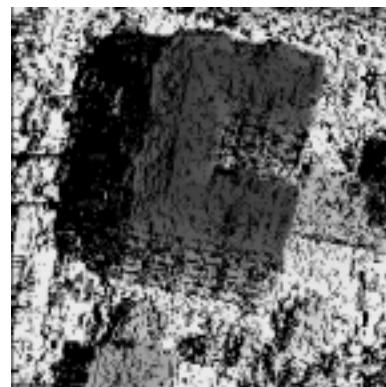
Coût d'occlusion : 0,03



Coût d'occlusion : 0,05



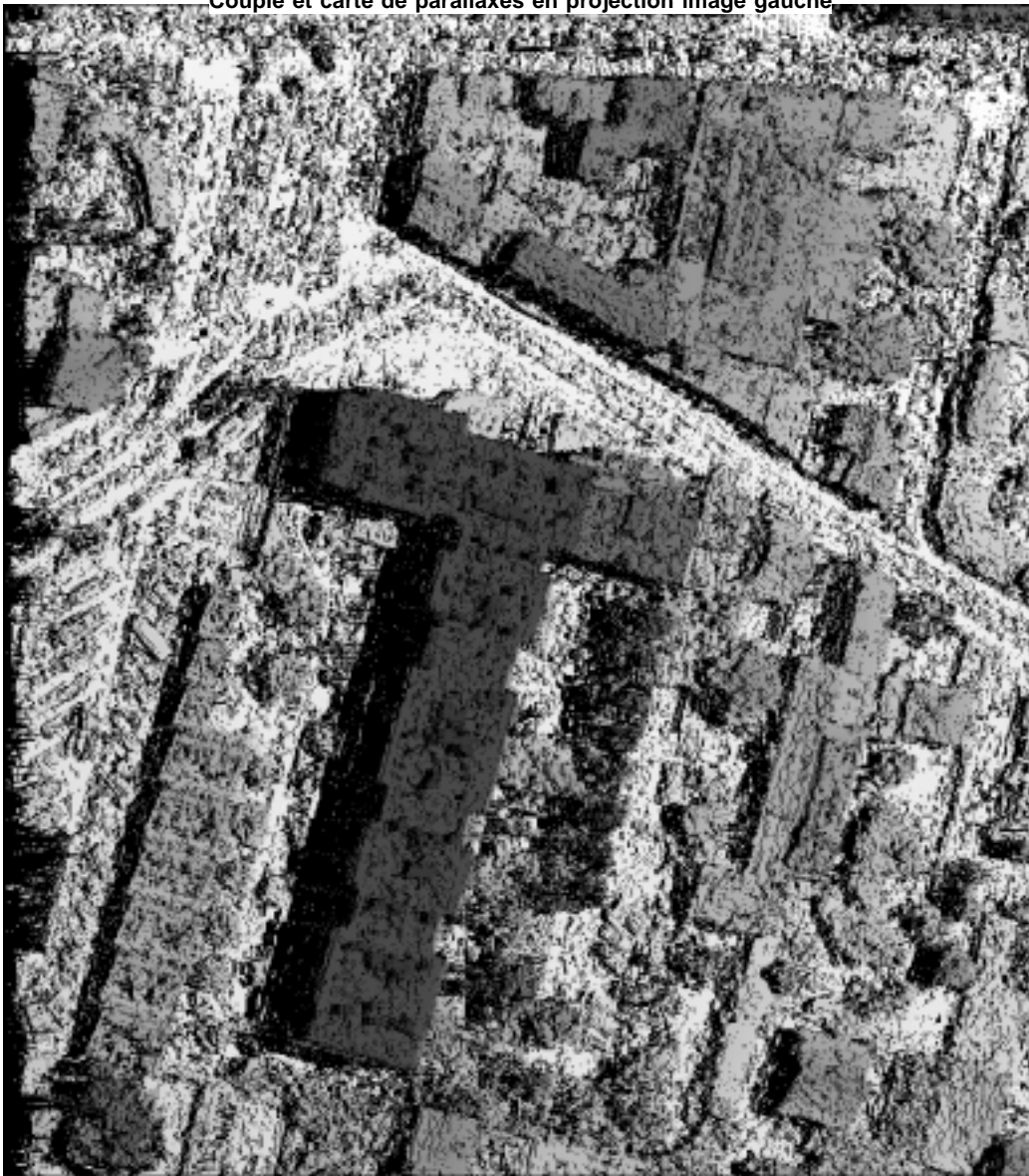
Coût d'occlusion : 0,1



Surface optimale du
modèle probabiliste « Ad Hoc »

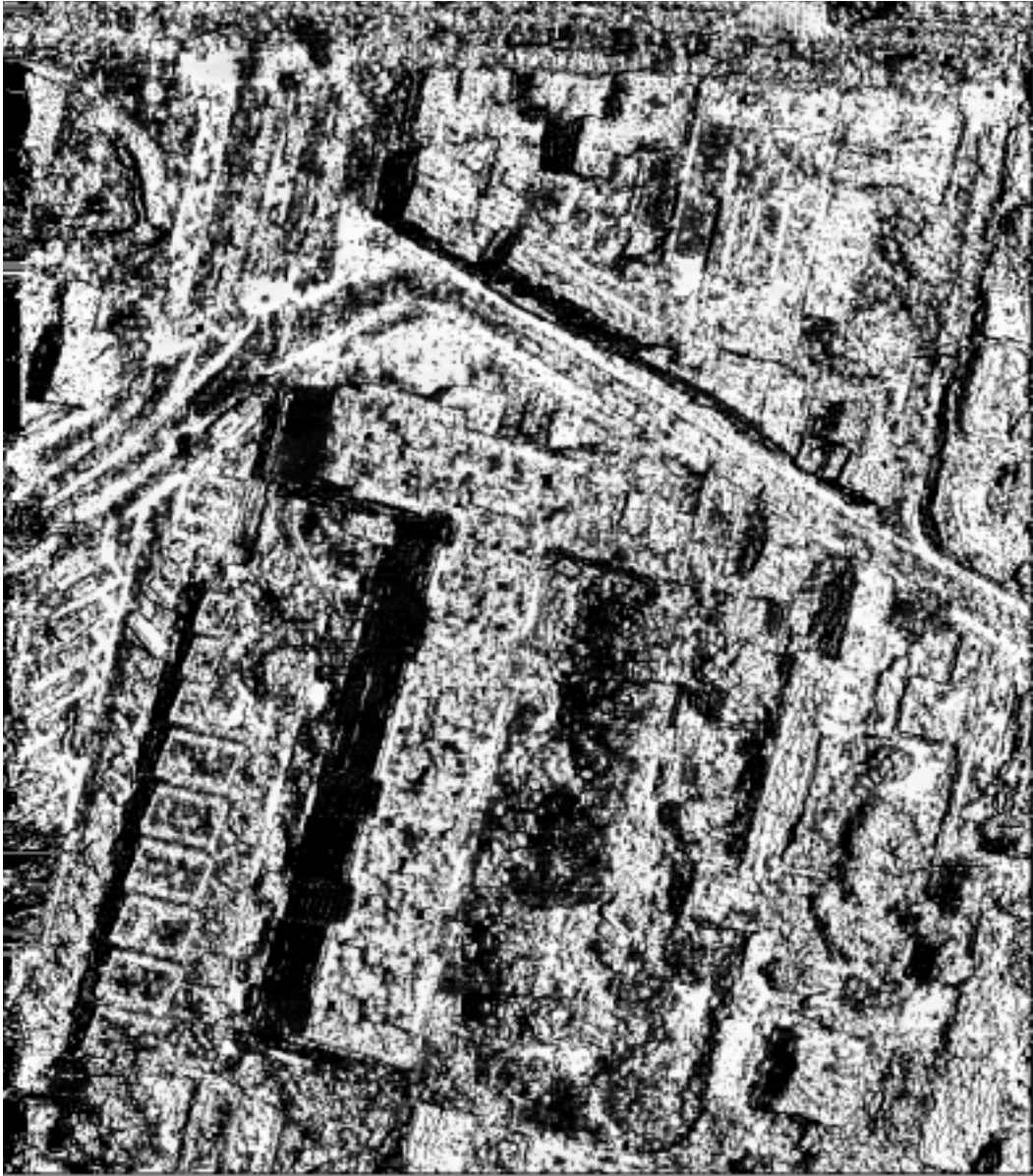


Couple et carte de parallaxes en projection image gauche



Site : Colombes
Origine : Photographies à l'échelle du 1/4 000
Résolution au sol : 16 cm

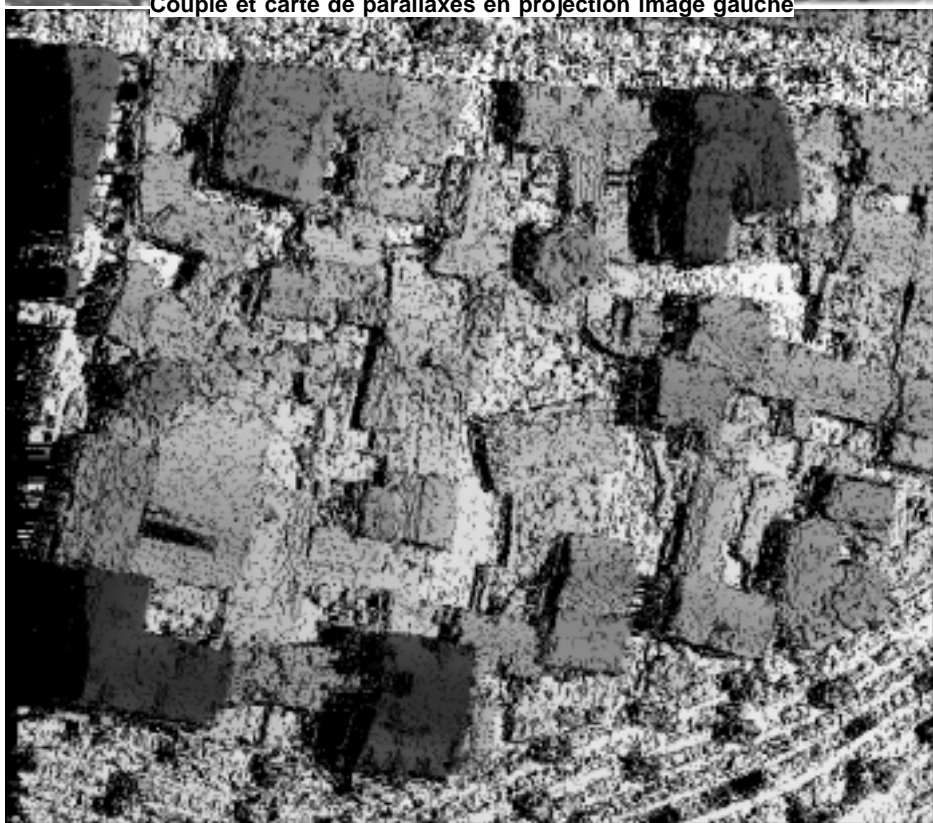
Fenêtre de corrélation : 5 x 5 pixels
Dimensions des images: 844 x 960 pixels
Domaine de parallaxes exploré : [-75, +10]



Probabilités des points de la meilleure surface du modèle « Ad Hoc »



Couple et carte de parallaxes en projection image gauche



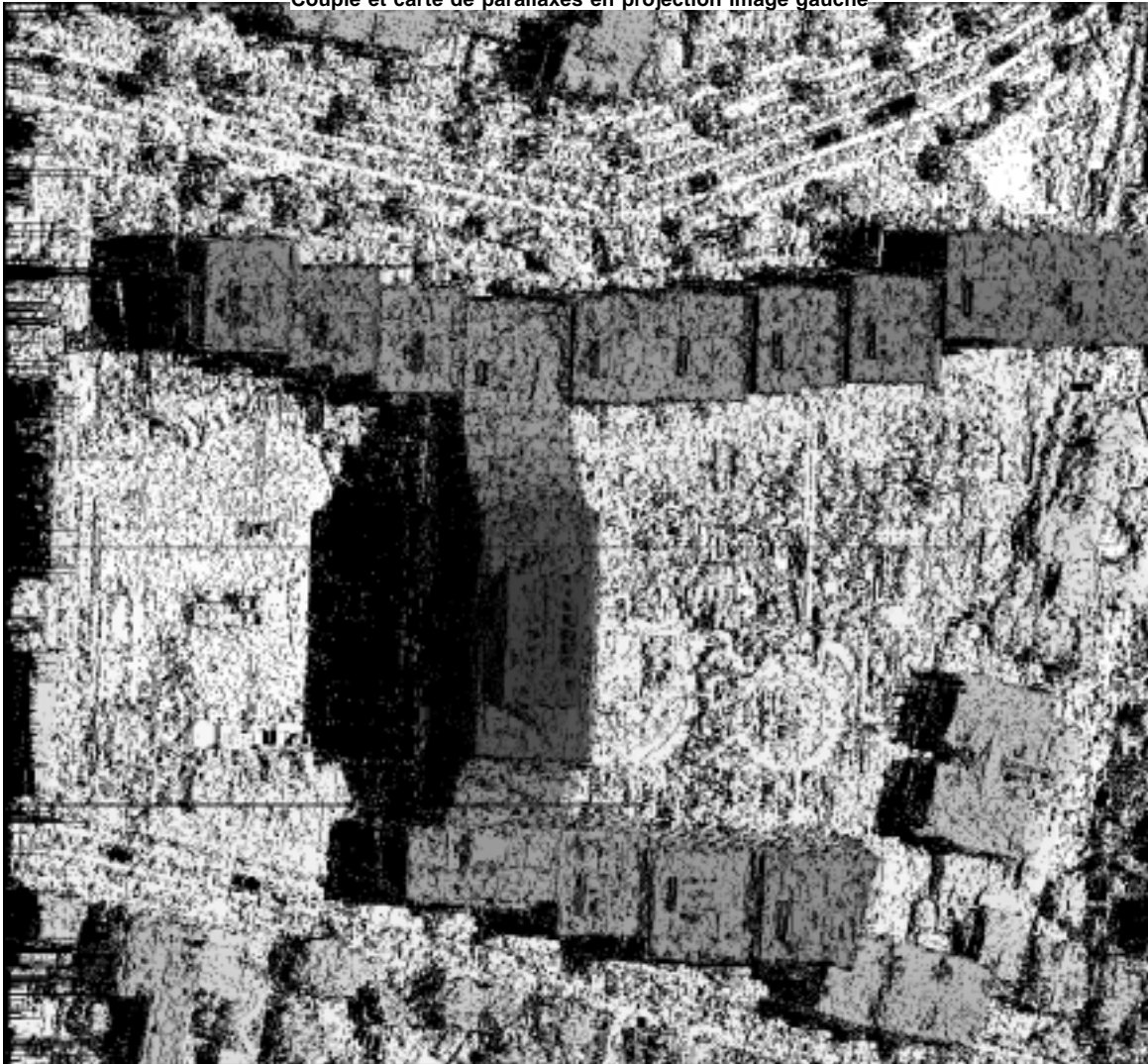
Site : Colombes **Fenêtre de corrélation :** 5 x 5 pixels
Origine : Photographies à l'échelle du 1/4 000 **Dimensions des images:** 737 x 647 pixels
Résolution au sol : 16 cm **Domaine de parallaxes exploré:** [-75, +10]



Probabilités des points de la meilleure surface du modèle « Ad Hoc »



Couple et carte de parallaxes en projection image gauche



Site : Colombes
 Origine : Photographies à l'échelle du 1/4 000
 Résolution au sol : 16 cm

Fenêtre de corrélation : 5 x 5 pixels
 Dimensions des images: 1013 x 940 pixels
 Domaine de parallaxes exploré : [-180, +10]



Probabilités des points de la meilleure surface du modèle « Ad Hoc »



Couple et carte de parallaxes en projection image gauche



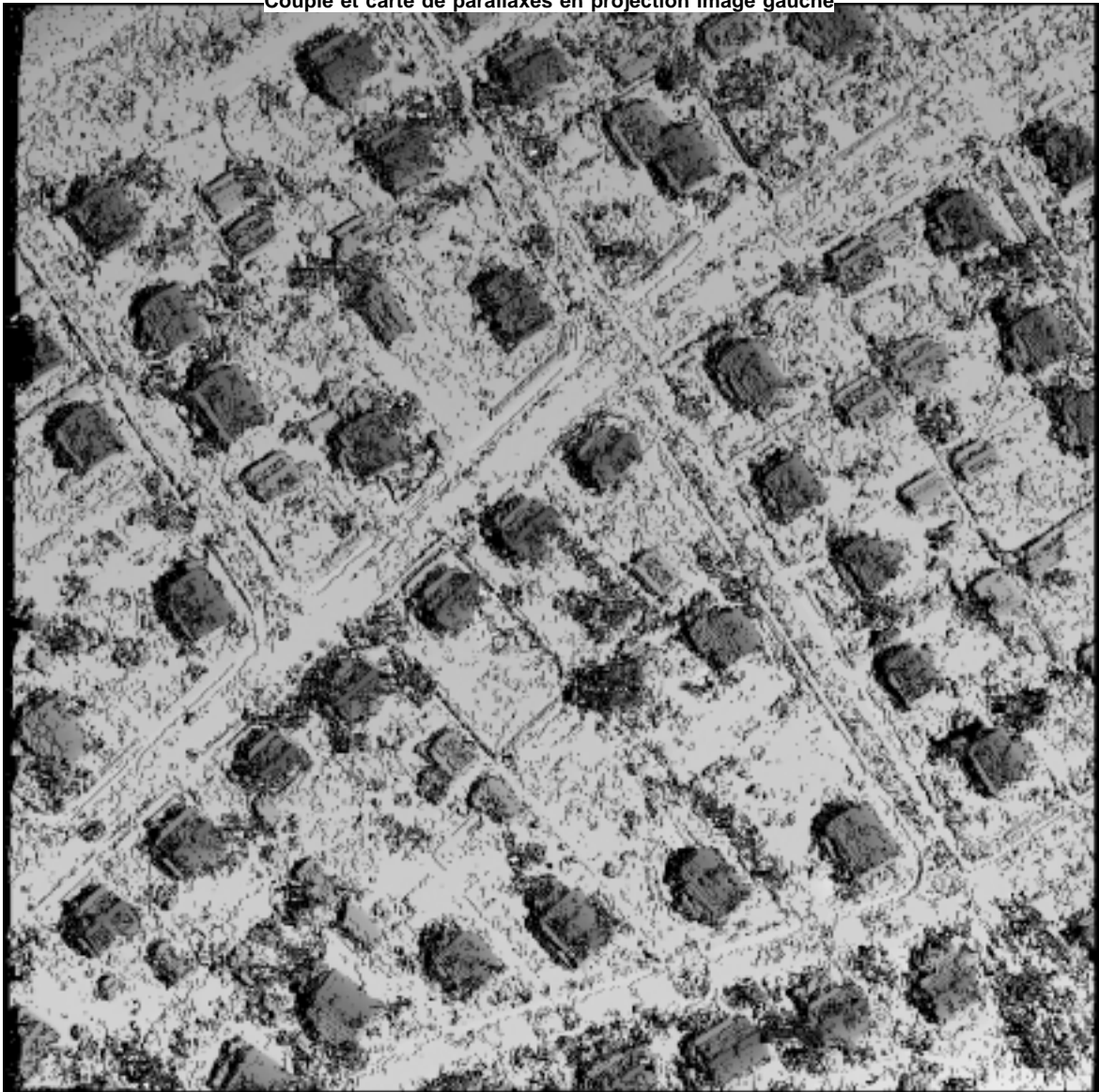
Site :		Fenêtre de corrélation :	5 x 5 pixels
Origine :	S.I.P.T. (I.S.P.R.S.)	Dimensions des images:	1024 x 1024 pixels
Résolution au sol :	25 cm (supposée)	Domaine de parallaxes exploré :	[-45, +15]



Probabilités des points de la meilleure surface du modèle « Ad Hoc »



Couple et carte de parallaxes en projection image gauche



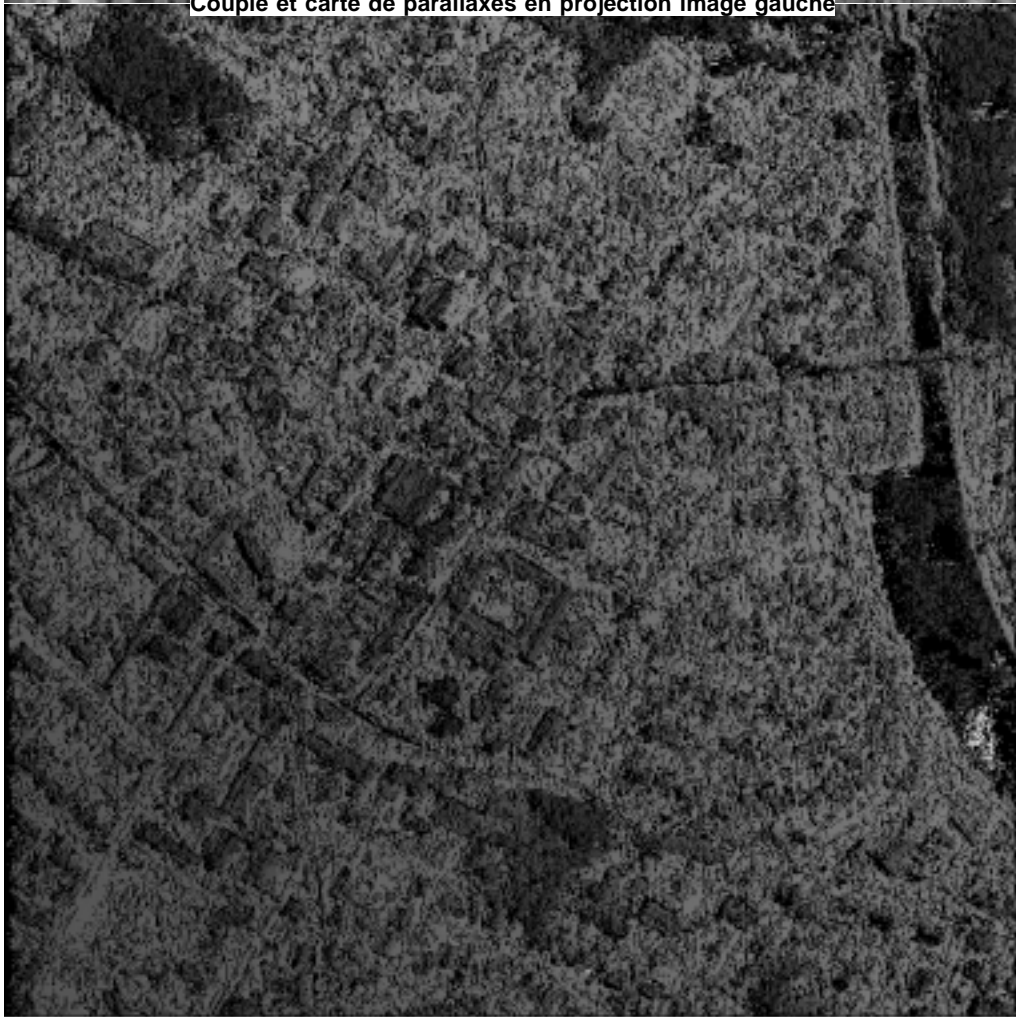
Site :		Fenêtre de corrélation :	5 x 5 pixels
Origine :	S.I.P.T. (I.S.P.R.S.)	Dimensions des images:	975 x 975 pixels
Résolution au sol :	25 cm (supposée)	Domaine de parallaxes exploré :	[-40, +10]



Probabilités des points de la meilleure surface du modèle « Ad Hoc »

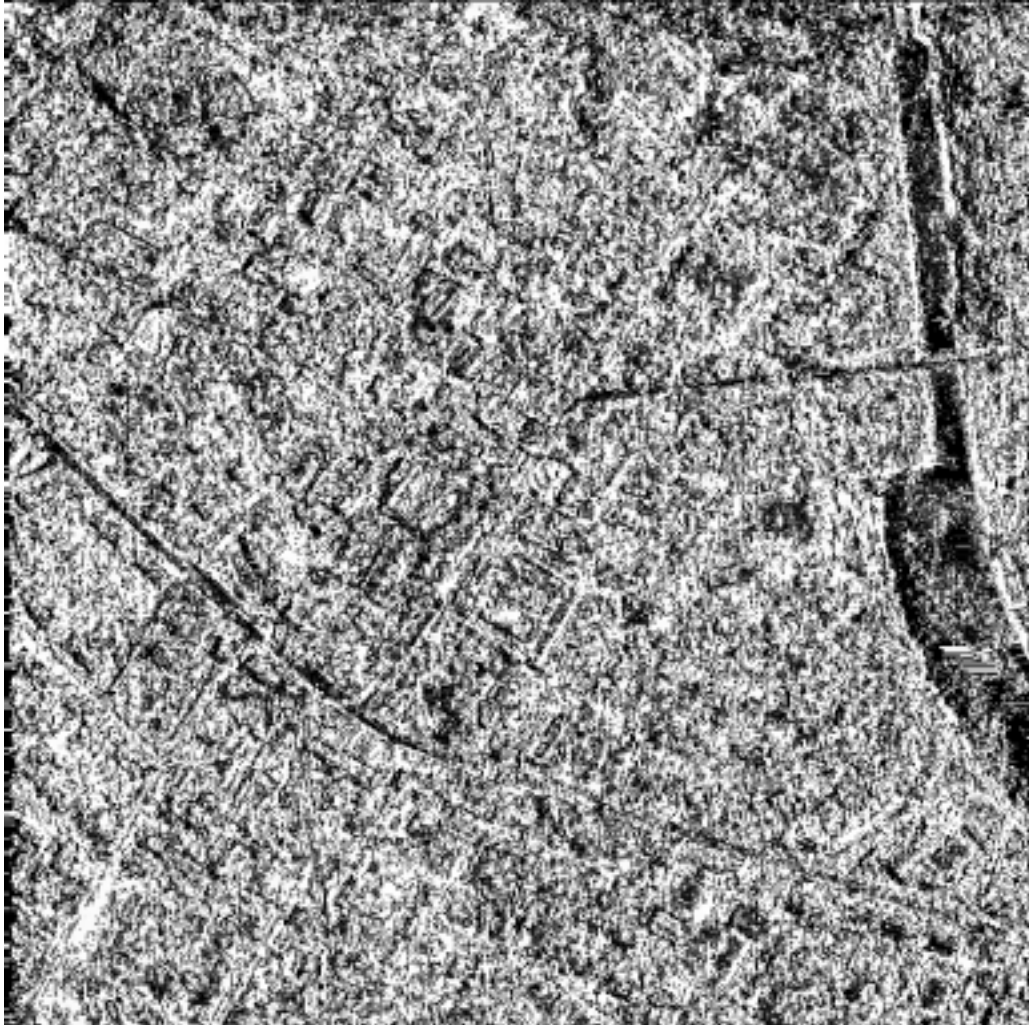


Couple et carte de parallaxes en projection image gauche



Site : Reims
Origine : Photographies à l'échelle du 1/30 000
Résolution au sol : 45 cm

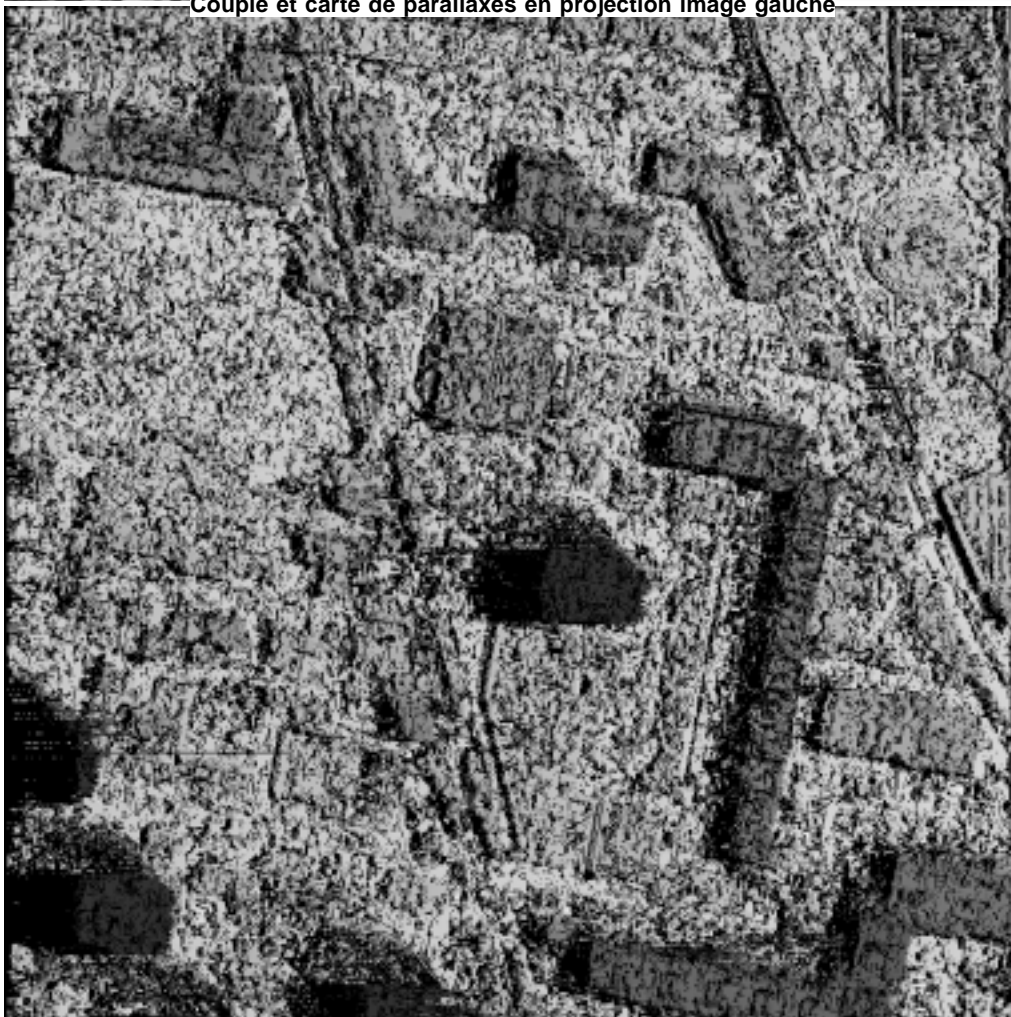
Fenêtre de corrélation : 5 x 5 pixels
Dimensions des images: 800 x 800 pixels
Domaine de parallaxes exploré : [-20, +20]



Probabilités des points de la meilleure surface du modèle « Ad Hoc »

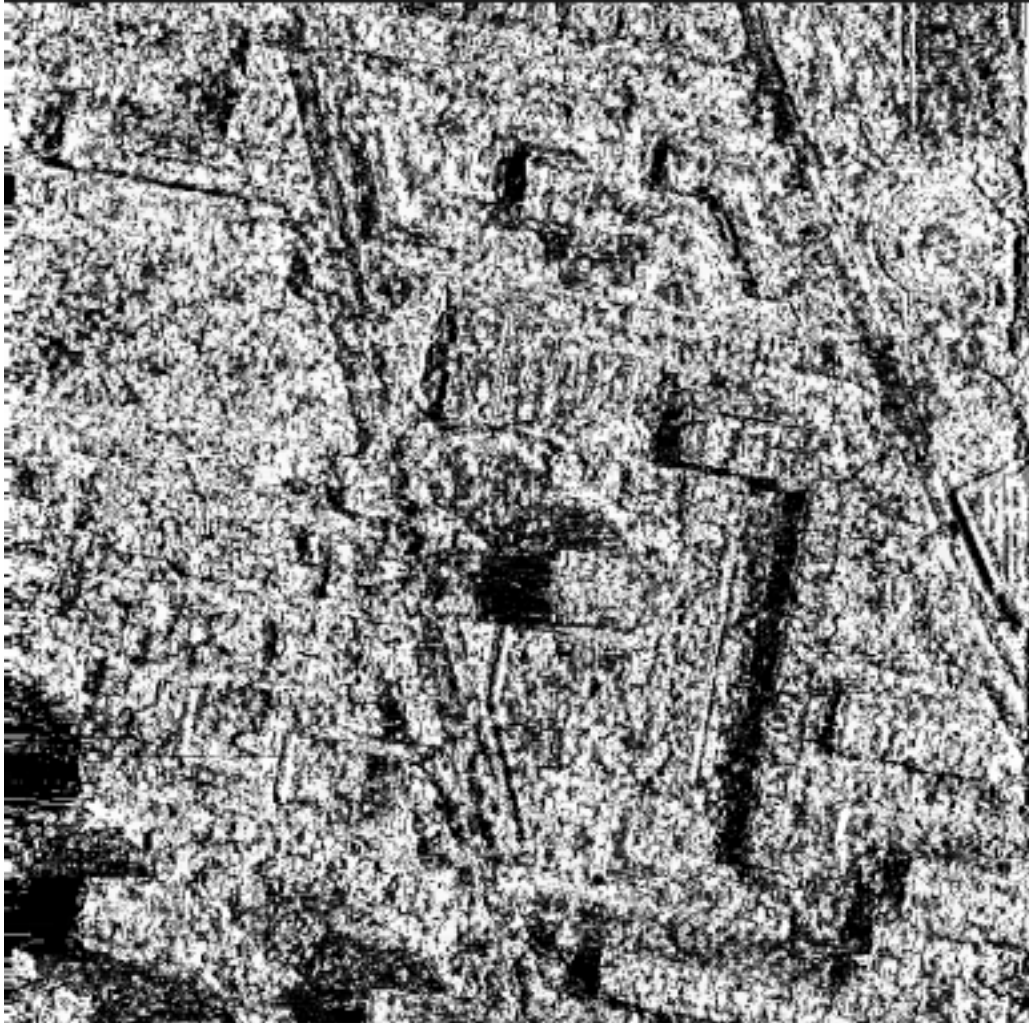


Couple et carte de parallaxes en projection image gauche



Site : Montreuil
Origine : Photographies à l'échelle du 1/20 000
Résolution au sol : 40 cm

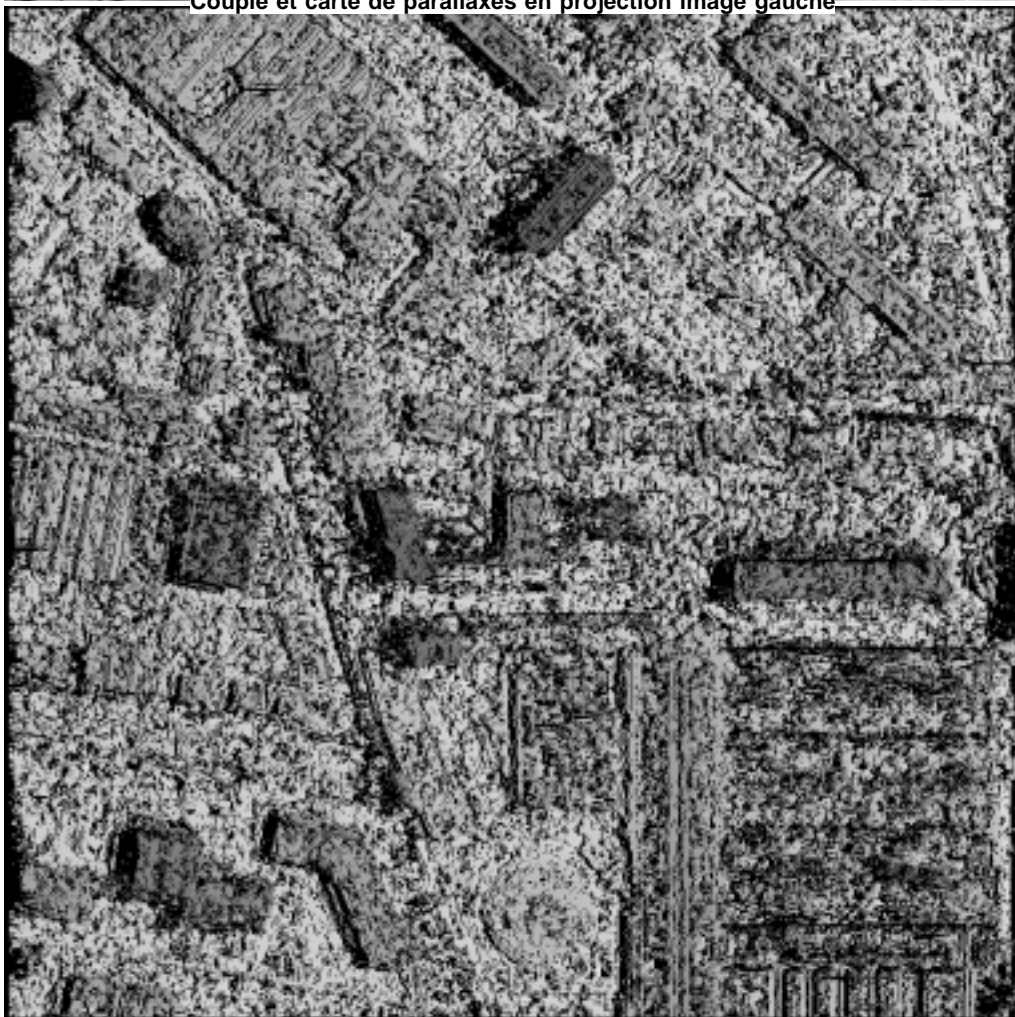
Fenêtre de corrélation : 5 x 5 pixels
Dimensions des images: 800 x 800 pixels
Domaine de parallaxes exploré : [-60, +10]



Probabilités des points de la meilleure surface du modèle « Ad Hoc »

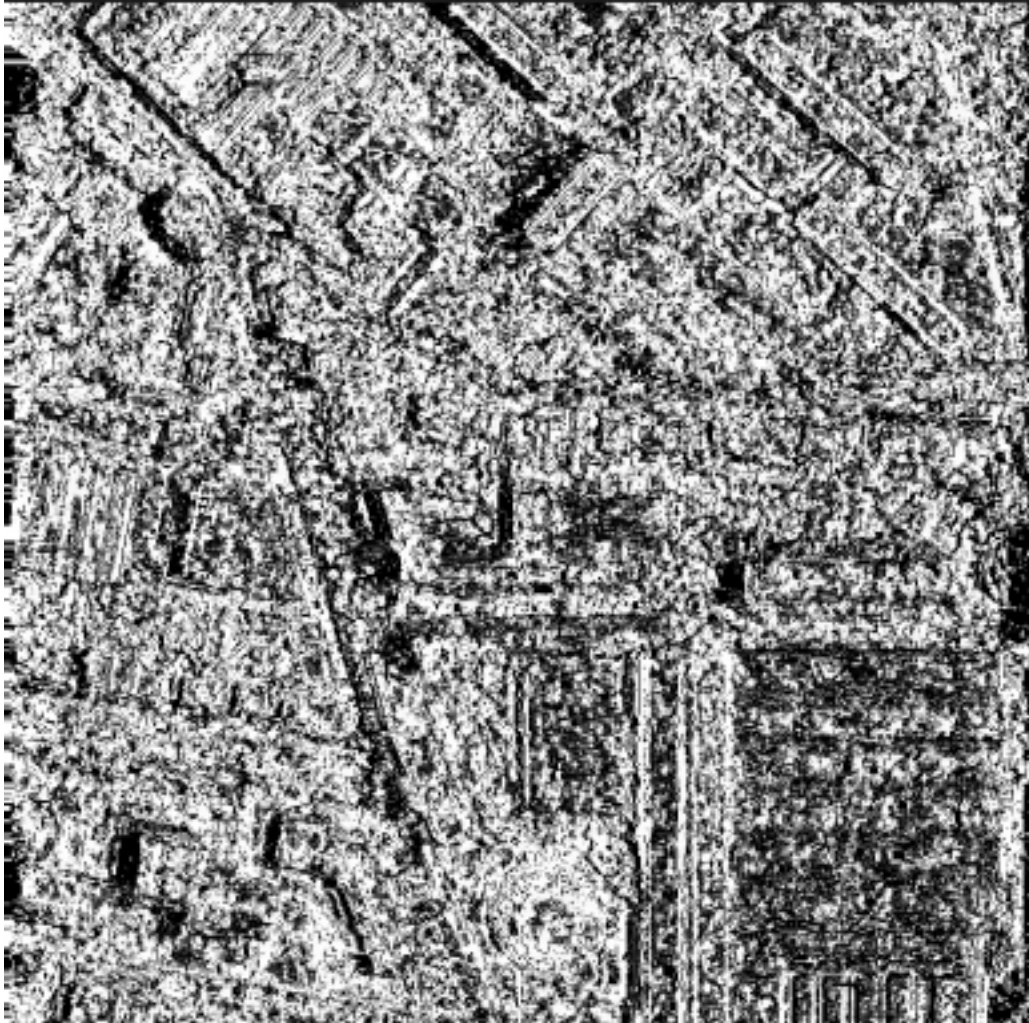


Couple et carte de parallaxes en projection image gauche



Site : Montreuil
Origine : Photographies à l'échelle du 1/20 000
Résolution au sol : 40 cm

Fenêtre de corrélation : 5 x 5 pixels
Dimensions des images: 800 x 800 pixels
Domaine de parallaxes exploré : [-40, +10]

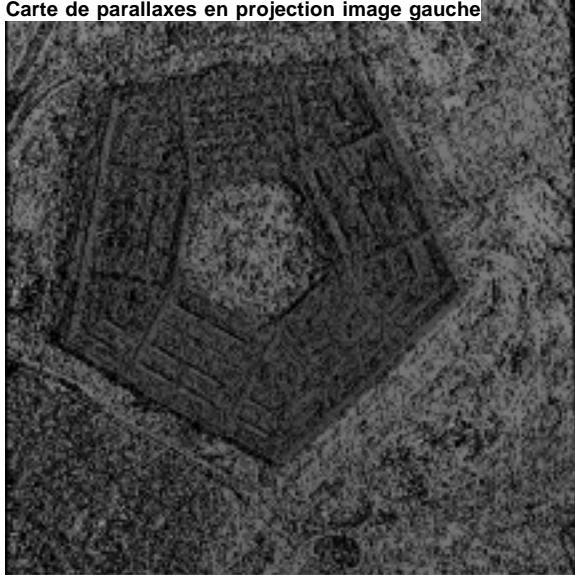


Probabilités des points de la meilleure surface du modèle « Ad Hoc »



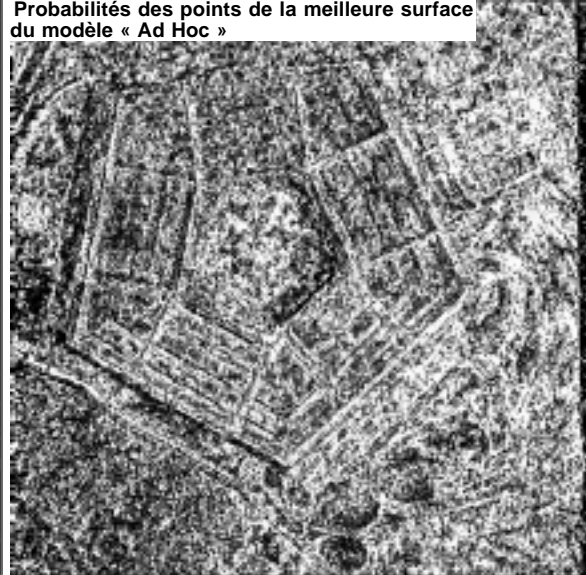
Couple

Carte de parallaxes en projection image gauche



Site : Pentagone
 Origine :
 Résolution au sol : 3,5 m (supposée)

Probabilités des points de la meilleure surface du modèle « Ad Hoc »



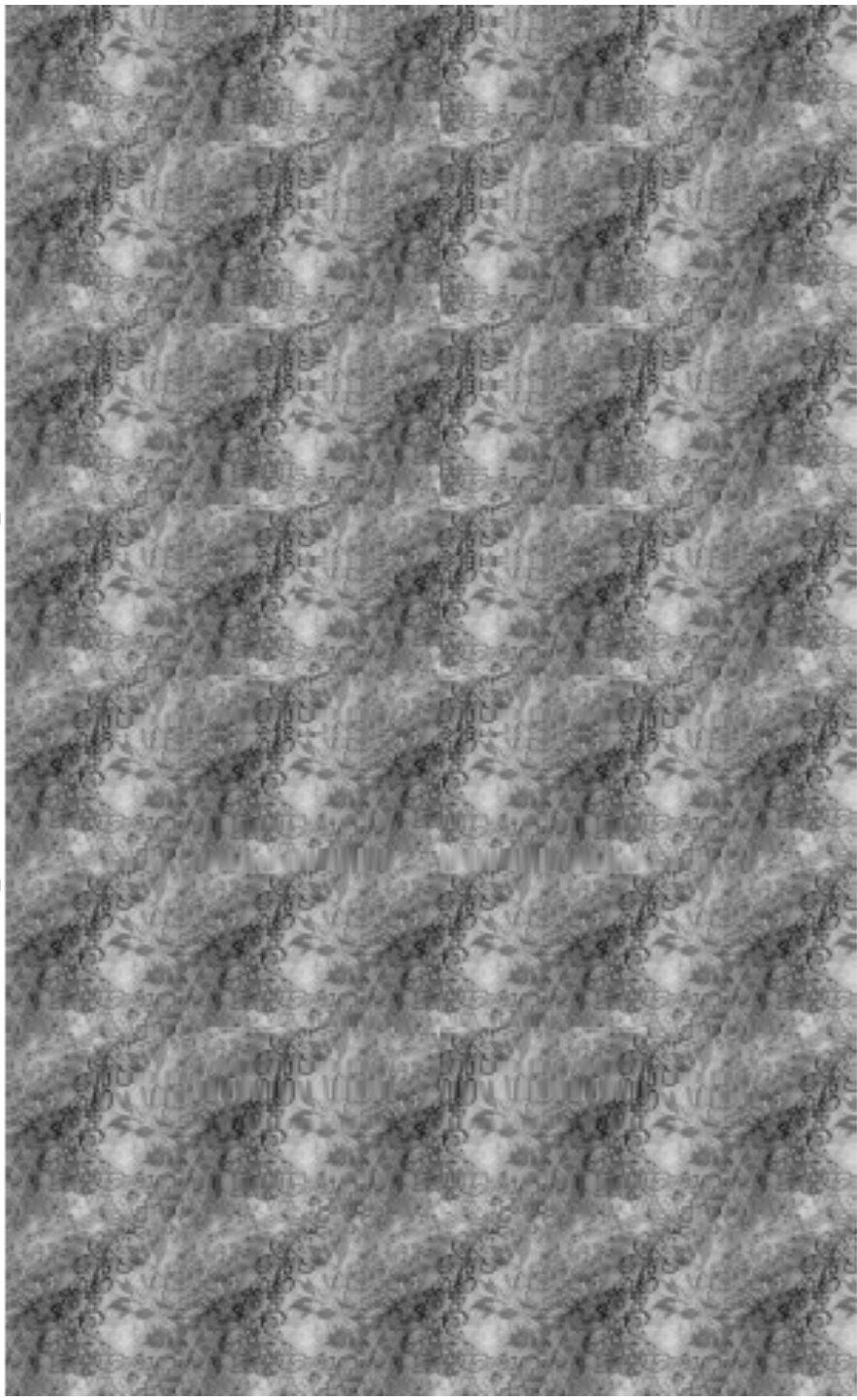
Fenêtre de corrélation : 3 x 3 pixels
 Dimensions des images : 512 x 512 pixels
 Domaine de parallaxes exploré : [-40, +40]

Annexe D

Exemple d'autostéréogramme

Cet autostéréogramme reproduit celui de la figure 6.5, p. 116, dans une version pleine page adaptée à l'écartement des yeux pour la vision parallèle.

A travers les carreaux de la fenêtre...  Pyramide



Fusionner les deux points du haut pour voir la surface légendée  Une 2^{ème} surface apparaît en fusionnant les deux points du bas

Bibliographie

- [Abbas et Hottier, 1993] I. Abbas et P. Hottier. Contrôle du tracé planimétrique d'une carte : contrôle ponctuel et contrôle linéaire. *Bulletin d'Information de l'I.G.N.*, 61:30–36, 1993.
- [Abbas, 1994] I. Abbas. *Base de données vectorielles et erreur cartographique : problèmes posés par le contrôle ponctuel; une méthode alternative fondée sur la distance de Hausdorff: le contrôle linéaire*. Thèse de Doctorat, Université Paris 7, Spécialité Sciences de l'Information Géographique, 1994.
- [Baillard *et al.*, 1996a] C. Baillard, O. Dissard, O. Jamet, et H. Maître. Appariement stéréoscopique d'images aériennes en milieu péri-urbain. Dans *10ème Congrès Reconnaissance des Formes et Intelligence Artificielle*, pages 247–256, Rennes, France, janvier 1996.
- [Baillard *et al.*, 1996b] C. Baillard, O. Dissard, O. Jamet, et H. Maître. Extraction of above-ground areas and application to DTM generation in a urban context. Dans *The European Symposium on Satellite Remote Sensing III*, Taormina, Italy, 1996.
- [Baillard *et al.*, 1996c] C. Baillard, O. Dissard, O. Jamet, et H. Maître. Extraction and characterization of above ground areas in a peri-urban context. Dans *IAPR/TC-7 workshop on methods for extracting buildings, roads and other man-made structures from images*, Graz, Austria, 1996.
- [Baillard, 1997] C. Baillard. *Analyse d'Images Aériennes Stéréoscopiques pour la Restitution 3D des Milieux Urbains: Détection et Caractérisation du Sursol*. Thèse de Doctorat, Ecole Nationale Supérieure des Télécommunications, 1997.
- [Baker et Binford, 1981] H. H. Baker et T. O. Binford. Depth from edge and intensity based stereo. Dans *Proceedings 7th IJCAI*, pages 631–636, Vancouver, 1981.
- [Baltsavias *et al.*, 1995] E. Baltsavias, S. Mason, et D. Stallmann. Use of dtms/dsms and orthoimages to support building extraction. Dans O. Kübler A. Grün et P. Agouris, éditeurs, *Automatic Extraction of Man-Made Objects from Aerial and Space Images*. Birkäuser Verlag, Basel, Switzerland, 1995.
- [Barnard, 1989] S. T. Barnard. Stochastic Stereo Matching over Scale. *International Journal of Computer Vision*, 3:17–32, 1989.
- [Basri et Weinstall, 1992] R. Basri et D. Weinstall. Distance metric between 3d models and 2d images for recognition and classification. Rapport Technique TR AIM-1373, Massachusetts Institute of Technology, 1992.

- [Baumgartner *et al.*, 1996] A. Baumgartner, C. Steger, C. Wiedemann, H. Mayer, W. Eckstein, et H. Ebner. Update of roads in GIS from aerial imagery: verification and multi-resolution extraction. Dans *XVIIIth Congress of the International Society for Photogrammetry and Remote Sensing*, pages 53–58, Vienna, Austria, 1996.
- [Belhumeur et Mumford, 1992] P. N. Belhumeur et D. Mumford. A bayesian treatment of the stereo correspondance problem using half-occluded regions. Dans *IEEE Conference on Computer Vision and Pattern Recognition*, pages 506–512, Maui, Hawai, 1992.
- [Bordes, 1997] G. Bordes. *Interprétation d’Images Aériennes Guidée par une Base de Données Cartographiques*. Thèse de Doctorat, Université de Marne La Vallée, 1997.
- [Brunn *et al.*, 1997] A. Brunn, E. Gülch, F. Lang, et W. Förstner. A multi-layer strategy for 3D building acquisition. Dans *IAPR/TC-7 workshop on methods for extracting buildings, roads and other man-made structures from images*, Graz, Austria, 1997.
- [Bueso, 1998] P. Bueso. Rapport d’étude préalable sur les méthodes de mise à jour de la bdtopo. Rapport interne SIT 98/0740, Institut Géographique National, Saint-Mandé, France, 1998.
- [Busch, 1996] A. Busch. A common framework for the extraction of lines and edges. Dans *XVIIIth Congress of the International Society for Photogrammetry and Remote Sensing*, pages 88–93, Vienna, Austria, 1996.
- [Collins *et al.*, 1995] R. T. Collins, A. R. Hanson, E. M. Riseman, et H. Schultz. Automatic extraction of buildings and terrain from aerial images. Dans O. Kübler A. Grün et P. Agouris, éditeurs, *Automatic Extraction of Man-Made Objects from Aerial and Space Images*. Birkhäuser Verlag, Basel, Switzerland, 1995.
- [Cord *et al.*, 1998] M. Cord, N. Paparoditis, et M. Jordan. Dense, reliable, and depth discontinuity preserving DEM computation from H.R.V. urban stereopairs. Dans *Data integration: systems and techniques (ISPRS Comm. II Symposium)*, pages 49–56, Cambridge, UK, 1998.
- [Dang *et al.*, 1994] T. Dang, O. Jamet, et H. Maître. Reconnaissance de Bâtiments par Groupement de Primitives Contraint par un Modèle de Disparité. Dans *9ème Congrès Reconnaissance des Formes et Intelligence Artificielle*, pages 497–505, Paris, 1994.
- [Dang, 1994] T. Dang. *Restitution automatique des bâtiments*. Thèse de Doctorat, Ecole Nationale Supérieure des Télécommunications, 1994.
- [David, 1991] B. David. *Modélisation, représentation et gestion d’information géographique: une approche en relationnel étendu*. Thèse de Doctorat, Université Paris VI, 1991.
- [de Gunst et den Hartog, 1994] M. E. de Gunst et J. E. den Hartog. Knowledge-Based Updating Of Maps By Interpretation Of Aerial Images. Dans *12th International Conference on Pattern Recognition*, pages 811–814, Israel, 9-13 oct. 1994.
- [Dempster, 1968] A. P. Dempster. A generalization of bayesian inference. *Journal of the Royal Statistical Society*, 30(B), 1968.
- [Dissard et Jamet, 1995] O. Dissard et O. Jamet. 3D reconstruction of buildings from stereo images using both monocular analysis and stereo matching: an assessment within the context of cartographic production. Dans *Integrating Photogrammetric Techniques with Scene Anlysis and Machine Vision*, pages 255–266, Orlando, Florida, 1995.

- [Ely *et al.*, 1995] R. Ely, J. Di Girolamo, et J. Lundgren. Model Supported Positioning. Dans *Integrating Photogrammetric Techniques with Scene Analysis and Machine Vision II*, pages 74–84, Orlando, Florida, 1995.
- [Faugeras *et al.*, 1995] O. Faugeras, S. Laveau, et L. Robert. 3d reconstruction of urban scenes from sequences of images. Dans O. Kübler A. Grün et P. Agouris, éditeurs, *Automatic Extraction of Man-Made Objects from Aerial and Space Images*. Birkhäuser Verlag, Basel, Switzerland, 1995.
- [Fua, 1991] P. Fua. Combining stereo and monocular information to compute dense depth map that preserve depth discontinuities. Dans *International Conference on Artificial Intelligence*, pages 1292–1298, 1991.
- [Fua, 1996] P. Fua. Model-based optimization: accurate and consistent site modeling. Dans *XVIIIth Congress of the International Society for Photogrammetry and Remote Sensing*, pages 222–233, Vienna, Austria, 1996.
- [Fua, 1997] P. Fua. Fast, Accurate and Consistent Modeling of Drainage and Surrounding Terrain. *International Journal of Computer Vision*, 1997.
- [Gabet *et al.*, 1994] L. Gabet, G. Giraudon, et L. Renouard. Construction automatique de modèle numérique de terrain à haute résolution en zone urbaine. *Bulletin de la Société Française de Photogrammétrie et de Télédétection*, 135(3):9–25, 1994.
- [Geiger *et al.*, 1995] D. Geiger, B. Ladendorf, et A. Yuille. Occlusions and binocular stereo. *International Journal of Computer Vision*, 14:211–226, 1995.
- [Goldberg *et al.*, 1985] M. Goldberg, D. G. Goodenough, M. Alvo, et G. M. Karam. A Hierarchical Expert System For Updating Forestry Maps With Landsat Data. *Proceedings of the Institute of Electrical and Electronics Engineers*, 73:1054–1063, 1985.
- [Grün *et al.*, 1995] A. Grün, P. Agouris, et H. Li. Linear feature extraction with dynamic programming and globally enforced least squares matching. Dans O. Kübler A. Grün et P. Agouris, éditeurs, *Automatic Extraction of Man-Made Objects from Aerial and Space Images*. Birkhäuser Verlag, Basel, Switzerland, 1995.
- [Guérin *et al.*, 1994] P. Guérin, S. Airault, H. Maître, et O. Jamet. Interprétation Conjointe Cartes Scannées et Images Aériennes. Dans *3ème Colloque National sur l’Ecrit et le Document*, pages 185–194, IUT de Rouen, Mont Saint-Agne, France, 1994.
- [Guérin, 1996] P. Guérin. *Apport des cartes topographiques pour l’analyse de scène en imagerie aérienne : application à la détection du réseau routier*. Thèse de Doctorat, Université Paris 7, 1996.
- [Haala *et al.*, 1998] N. Haala, C. Brenner, et C. Stätter. An integrated system for urban model generation. Dans *Data integration: systems and techniques (ISPRS Comm. II Symposium)*, pages 96–103, Cambridge, UK, 1998.
- [Haala et Anders, 1996] N. Haala et K. H. Anders. Fusion of 2D-GIS and image data for 3D building reconstruction. Dans *XVIIIth Congress of the International Society for Photogrammetry and Remote Sensing*, pages 285–296, Vienna, Austria, 1996.

- [Haala et Hahn, 1995] N. Haala et M. Hahn. Data fusion for the detection and reconstruction of buildings. Dans O. Kübler A. Grün et P. Agouris, éditeurs, *Automatic Extraction of Man-Made Objects from Aerial and Space Images*. Birkhäuser Verlag, Basel, Switzerland, 1995.
- [Heipke *et al.*, 1998] C. Heipke, H. Mayer, C. Wiedemann, et O. Jamet. External evaluation of automatically extracted road axes. *Photogrammetrie, Fernerkundung und Geoinformation*, 2:81–94, 1998.
- [Heipke, 1996] C. Heipke. Overview of image matching techniques. Dans *OEEPE Workshop on the Application of Digital Photogrammetric Workstations*, Lausanne, Suisse, 4-6 mars 1996.
- [Henricsson *et al.*, 1996] O. Henricsson, F. Bignone, W. Willuhn, F. Ade, O. Kübler, E. Baltsavias, S. Mason, et A. Grün. Project AMOBE: strategies, current status and future work. Dans *XVIIIth Congress of the International Society for Photogrammetry and Remote Sensing*, pages 321–330, Vienna, Austria, 1996.
- [Hoogs et Bajcsy, 1994] A. Hoogs et R. Bajcsy. Segmentation Characterization for Change Detection. Dans *ARPA Image Understanding Workshop*, Monterey, California, 13-16 nov 1994.
- [Hsieh, 1995] Y. Hsieh. Design and evaluation of a semi-automated site modeling system. Rapport Technique CMU-CS-95-195, Carnegie Mellone University, Carnegie Mellone, November 1995.
- [Huet *et al.*, 1996] C. Huet, M. Tonon, H. Le Men, et O. Jamet. Towards an automatic updating process for land-cover cartography using SPOT images interpretation. Dans *The European Symposium on Satellite Remote Sensing III*, Taormina, 1996.
- [Huet et Philipp, 1998] F. Huet et S. Philipp. Une classification floue multi-échelle par kppv. Application à l'interprétation d'images aériennes. Dans *11ème Congrès Reconnaissance des Formes et Intelligence Artificielle*, pages 169–178, Clermont-Ferrand, France, janvier 1998.
- [Jamet *et al.*, 1995] O. Jamet, O. Dissard, et S. Airault. Building extraction from stereo pairs of aerial images: accuracy and productivity constraint of a topographic production line. Dans O. Kübler A. Grün et P. Agouris, éditeurs, *Automatic Extraction of Man-Made Objects from Aerial and Space Images*. Birkhäuser Verlag, Basel, Switzerland, 1995.
- [Janez, 1997] F. Janez. Rappels sur la théorie de l'évidence. Note Technique 1997-1 FR ISSN 0078-3780, O.N.E.R.A., Chatillon, France, 1997.
- [Jordan et Cocquerez, 1995] M. Jordan et J.-P. Cocquerez. Three-dimensional description of scenes observed in aerial photography. *Pattern Recognition*, 28(7):931–947, 1995.
- [Julien, 1995] P. Julien. Corrélation par facettes de terrain. *Bulletin de l'Information Géographique*, 64:19–24, 1995.
- [Jung, 1996] F. Jung. Reconnaissance des bâtiments par arbre de décision. Rapport de d.e.a., Université d'Orsay, Orsay, France, 1996.
- [Kamgar-Parsi et Kamgar-Parsi, 1997] B. Kamgar-Parsi et B. Kamgar-Parsi. Matching sets of 3D line segments with application to polygonal arc matching. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, 19(10):1090–1099, 1997.

- [Kanade, 1994] T. Kanade. A stereo matching algorithm with an adaptative window: theory and experiment. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, 16(9):920–932, 1994.
- [Kim et Muller, 1995] T. Kim et J.-P. Muller. Automated building height estimation and object extraction from multi-resolution imagery. Dans *Integrating Photogrammetric Techniques with Scene Anlysis and Machine Vision*, pages 267–276, Orlando, Florida, 1995.
- [Lang et Förstner, 1996] F. Lang et W. Förstner. 3D-city modeling with a digital one-eye stereo system. Dans *XVIIIth Congress of the International Society for Photogrammetry and Remote Sensing*, pages 415–420, Vienna, Austria, 1996.
- [Lee et Lei, 1990] H. J. Lee et W. L. Lei. Region matching and depth finding for 3D objects in stereo aerial photographs. *Pattern Recognition*, 23(1-2):81–84, 1990.
- [Lindenbaum, 1995] M. Lindenbaum. Bounds on Shape Recognition Performance. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, 17(7):666–680, 1995.
- [Lo, 1996] K. C. Lo. Linear feature extraction by string matching for automatic DEM generation. Dans *XVIIIth Congress of the International Society for Photogrammetry and Remote Sensing*, pages 472–477, Vienna, Austria, 1996.
- [Lotti, 1996] J.-L. Lotti. *Mise en correspondance stéréo par fenêtres adaptatives en imagerie aérienne haute résolution*. Thèse de Doctorat, Université de Nice - Sophia Antipolis, 1996.
- [Maas, 1996] H. G. Maas. Automatic DEM generation by multi image feature based matching. Dans *XVIIIth Congress of the International Society for Photogrammetry and Remote Sensing*, pages 484–489, Vienna, Austria, 1996.
- [Maître et Luo, 1992] H. Maître et W. Luo. Using models to improve stereo reconstruction. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, 14(2):269–277, 1992.
- [Maître et Wu, 1989] H. Maître et Y. Wu. A dynamic programming algorithm for elastic registration of distorted pictures based on autoregressive model. *IEEE Tansactions on Accoustics, Speech and Signal Processing*, 37(2):288–297, 1989.
- [March, 1992] R. March. Visual reconstruction with discontinuities using variational methods. *Image and Vision Computing*, 10(1):30–38, 1992.
- [Marr et Poggio, 1976] D. Marr et T. Poggio. Cooperative computation of stereo disparity. *Science*, 194:283–287, 1976.
- [Marr et Poggio, 1977] D. Marr et T. Poggio. A theory of human stereo vision. Technical Report AI Memo 451, Massachuset Institute of Technology, November 1977.
- [Mason, 1996] S. Mason. 3D building reconstruction using composites of surface primitives: concept. Dans *XVIIIth Congress of the International Society for Photogrammetry and Remote Sensing*, pages 517–522, Vienna, Austria, 1996.
- [McKeown et al., 1996] D. M. McKeown, E. G. Bulwinkle, S. Cochran, S. J. Ford, S. J. Gifford, W. A. Harvey, Y. C. Hsieh, C. McGLone, J. McMahill, M. F. Polis, M. Roux, et J. A. Shufelt. Research in the automated analysis of remotely sensed imagery : 1994-1995. Rapport Technique CMU-CS-96-101, Carnegie Mellone University, Carnegie Mellone, January 1996.

- [Medioni et Nevatia, 1985] G. Medioni et R. Nevatia. Segment-based stereo matching. *Computer Vision, Graphics and Image Processing*, 31:2–18, 1985.
- [Mohan *et al.*, 1989] R. Mohan, G. Medioni, et R. Nevatia. Stereo error detection, correction, and evaluation. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, 11(2), 1989.
- [Moissinac *et al.*, 1994] H. Moissinac, H. Maître, et I. Bloch. Urban aerial image understanding using symbolic data. Dans *Image and Signal Processing for Remote Sensing*, Roma, Italia, 1994.
- [Moissinac *et al.*, 1995] H. Moissinac, H. Maître, et I. Bloch. Graph based urban scene analysis using symbolic data. Dans *Integrating Photogrammetric Techniques with Scene Analysis and Machine Vision II*, pages 93–104, Orlando, Florida, 1995.
- [Nasrabadi, 1992] N. M. Nasrabadi. A stereo vision technique using curve segments and relaxation matching. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, 14(5), 1992.
- [Nevatia *et al.*, 1997] R. Nevatia, C. Lin, et A. Huertas. A system for building detection from aerial images. Dans E. Baltsavias A. Grün et O. Henricsson, éditeurs, *Automatic Extraction of Man-Made Objects from Aerial and Space Images II*. Birkhäuser Verlag, Basel, Switzerland, 1997.
- [Nevatia, 1996] R. Nevatia. Matching in 2D and 3D. Dans *XVIIIth Congress of the International Society for Photogrammetry and Remote Sensing*, pages 567–574, Vienna, Austria, 1996.
- [Ninio, 1994] J. Ninio. *Stéréomagie*. Collection Science ouverte. Editions du Seuil, Paris, 1994.
- [Ninio, 1996] J. Ninio. *L’empreinte des sens: perception, mémoire, langage*. Collection OPUS. Editions Odile Jacob, Paris, 1996.
- [Otha et Kanade, 1985] Y. Otha et T. Kanade. Stereo by intra- and inter-scanline search using dynamic programming. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, 7(2):139–154, 1985.
- [Pan, 1996] H. P. Pan. Uniform full-information image matching using complex conjugate wavelet pyramids. Dans *XVIIIth Congress of the International Society for Photogrammetry and Remote Sensing*, pages 619–625, Vienna, Austria, 1996.
- [Paparoditis, 1998] N. Paparoditis. *Reconstruction tridimensionnelle de paysages urbains en imagerie stéréoscopique satellitale haute résolution*. Thèse de Doctorat, Université de Nice-Sophia Antipolis, 1998.
- [Pasko et Gruber, 1996] M. Pasko et M. Gruber. Fusion of 2D GIS data and aerial images for 3D building reconstruction. Dans *XVIIIth Congress of the International Society for Photogrammetry and Remote Sensing*, pages 257–260, Vienna, Austria, 1996.
- [Petit-Frère, 1993] J. Petit-Frère. *Améliorations des techniques de stéréorestitution: prise en compte des différences photométriques entre images*. Thèse de Doctorat, Ecole Nationale Supérieure des Télécommunications, 1993.
- [Polidori, 1991] L. Polidori. *Validation de modèles numériques de terrain - application à la cartographie des risques géologiques*. Thèse de Doctorat, Université Paris 7, 1991.

- [Pollard *et al.*, 1985] S. B. Pollard, J. E. W. Mayhew, et J. P. Frisby. P.M.F: A stereo correspondance algorithm using a disparity gradient limit. *Perception*, 14:449–470, 1985.
- [Pollard *et al.*, 1986] S. B. Pollard, J. Porrill, J. E. W. Mayhew, et J. P. Frisby. Disparity gradient, lipschitz continuity, and computing binocular correspondences. Dans O. Faugeras et G. Giralt, éditeurs, *Robotics Research, The Third International Symposium*. The MIT Press, Cambridge MA, USA, 1986.
- [Prazdny, 1985] K. Prazdny. Detection of binocular disparities. *Biological Cybernetics*, 52:93–99, 1985.
- [Quint et Sties, 1996a] F. Quint et M. Sties. Evaluating model fidelity in an aerial image analysis system. Dans *XVIIIth Congress of the International Society for Photogrammetry and Remote Sensing*, pages 669–674, Vienna, Austria, 1996.
- [Quint et Sties, 1996b] F. Quint et M. Sties. An evidential merit function to guide search in a semantic network based image analysis system. Dans P. Wang P. Perner et A. Rosenfeld, éditeurs, *Advances in Structural and Syntactical Pattern Recognition*. Springer, Berlin, 1996.
- [Quint, 1997] F. Quint. The role of GIS-based models in aerial image understanding. Dans *Theoretical and Practical Aspects of Surface Reconstruction and 3-D Object Extraction*, page in Press, 1997.
- [Rosenfield et Fitzpatrick-Lins, 1986] G. H. Rosenfield et K. Fitzpatrick-Lins. A coefficient of agreement as a measure of thematic classification accuracy. *Photogrammetric Engineering and Remote Sensing*, 52(2):223–227, 1986.
- [Rosenholm, 1987] D. Rosenholm. Multi-point matching using least-squares techniques for evaluation of three-dimensional models. *Photogrammetric Engineering and Remote Sensing*, 53(6):621–626, 1987.
- [Roux *et al.*, 1995] M. Roux, Y. C. Hsieh, et Jr. McKeown, D. M. Performance analysis of Object Space Matching for building Extraction Using Several Images. Dans *Integrating Photogrammetric Techniques with Scene Analysis and Machine Vision II*, pages 277–297, Orlando, Florida, 1995.
- [Roux, 1992] M. Roux. *Recalage d’images multisources: application au recalage d’une image SPOT et d’une carte*. Thèse de Doctorat, Ecole Nationale Supérieure des Télécommunications, 1992.
- [Saporta, 1978] G. Saporta. *Théories et méthodes de la statistique*. Publications de l’Institut Français du Pétrole. Editions TECHNIP, Paris, France, 1978.
- [Sclaroff et Pentland, 1994] S. Sclaroff et A. P. Pentland. Object recognition and categorization using modal matching. Rapport Technique 267, M.I.T. Media Laboratory Perceptual Computing Section, Cambridge, February 1994.
- [Servigne, 1995] S. Servigne. Fusion multi-source pour la mise à jour de bases de données géographiques. *Revue Internationale de Géomatique*, 5(2):157–178, 1995.
- [Shafer, 1976] G. Shafer. *A mathematical theory of evidence*. Princeton University Press, Princeton, 1976.

- [Sinha et Schunck, 1992] S. S. Sinha et B. G. Schunck. A two stage algorithm for discontinuity-preserving surface reconstruction. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, 14(1):36–55, 1992.
- [van der Merwe et Rüther, 1996] N. van der Merwe et H. Rüther. An image matching scheme using a hybrid feature and area based approach. Dans *XVIIIth Congress of the International Society for Photogrammetry and Remote Sensing*, pages 703–709, Vienna, Austria, 1996.
- [Weidner et Förstner, 1995] U. Weidner et W. Förstner. Towards automatic building extraction from high-resolution digital elevation models. *ISPRS Journal of Photogrammetry and Remote Sensing*, 50(4):38–49, 1995.
- [Weidner, 1996] U. Weidner. An approach to building extraction from digital surface models. Dans *XVIIIth Congress of the International Society for Photogrammetry and Remote Sensing*, pages 924–929, Vienna, Austria, 1996.
- [Willhun et Ade, 1996] W. Willhun et F. Ade. Knowledge-based support for 3D object reconstruction. Dans *12th European Conference on Artificial Intelligence (ECAI)*, 1996.