

Perspectives de population et de ménages des communes belges

Jean-Paul SANDERSON*, Luc DAL**, Marc DEBUISSON***,
Thierry EGGERICKX** et Michel POULAIN****

Introduction

Aujourd'hui, en Belgique, les administrations locales sont de plus en plus confrontées aux questions d'aménagement de leur territoire. Si les autorités régionales fixent les règles en matière de logement et d'aménagement du territoire (Wooncode en Flandre⁽¹⁾, Code wallon du logement en Région wallonne⁽²⁾ et Code bruxellois du logement⁽³⁾), ce sont, en partie, les communes qui veillent à leur application tout en disposant d'une certaine autonomie d'actions.

Or, les communes ne disposent que de peu d'outils pour faire face à ces questions. Un premier outil a été mis au point pour les communes wallonnes : CYTISE⁽⁴⁾ (Sanderson, Eggerickx, 2010). Il s'agit d'une base de données couplée à un logiciel de présentation qui fournit des données statistiques à l'échelle des communes et des quartiers. Toutefois, pour résoudre les questions liées à l'aménagement du territoire, il est essentiel de pouvoir se projeter dans un avenir à court ou moyen termes et de disposer

* Centre de Recherche en Démographie et Sociétés de l'Université catholique de Louvain et du département de sociologie des Facultés universitaires Notre Dame de la Paix à Namur

** Centre de Recherche en Démographie et Sociétés de l'Université catholique de Louvain

*** Institut Wallon de l'Évaluation, de la Prospective et de la Statistique de la Région Wallonne

**** Institut IACCHOS de l'Université catholique de Louvain

(1) Vlaamse Wooncode, décret du Gouvernement flamand du 15 juillet 1997 (modifié en 1999, 2004, 2005, 2006, 2008, 2009 et 2010).

(2) Code wallon du Logement, décret du Gouvernement wallon du 29 octobre 1998 (modifié en 2000, 2001, 2002, 2003, 2005, 2006).

(3) Code bruxellois du Logement, ordonnance du Gouvernement de la région de Bruxelles-capitale du 17 juillet 2003 (modifié en 2008 et 2009).

(4) <http://www.cytise.be/>

d'estimations chiffrées de la population répartie par âge et par type et/ou taille des ménages. Parallèlement, les Régions doivent pouvoir estimer l'évolution de leur population et de sa répartition dans l'espace régional afin de déterminer les besoins et les moyens à mettre en œuvre. Il existe donc un besoin important de projections de population et de ménages à un niveau spatial très fin.

Cet article a pour objectifs de :

- présenter brièvement les principales méthodes de projection utilisées actuellement pour produire des projections à une échelle fine ;
- tester certaines d'entre elles et de confronter leurs résultats à l'évolution réelle des populations ;
- présenter une méthode novatrice pour réaliser des perspectives de population et de ménage à l'échelle des communes belges.

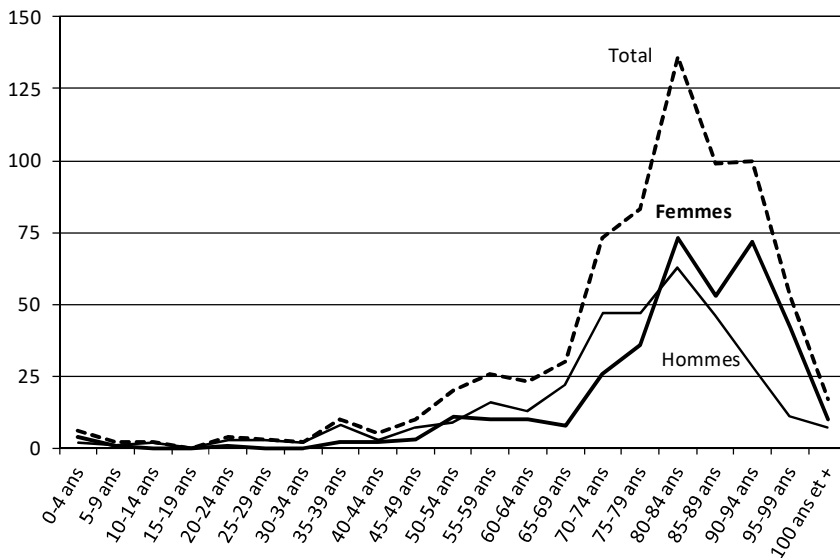
On identifiera au préalable les problèmes et spécificités de la démographie locale, lesquels doivent être pris en compte dans l'élaboration de projections de population locales. Le principal problème auquel la démographie locale est confrontée est celui des petits nombres et donc du caractère aléatoire et fallacieux de certaines informations. Quant aux particularités de la démographie locale, il s'agit, d'une part, de la grande diversité des structures et comportements démographiques, et d'autre part, du rôle important joué par les migrations dans l'évolution du chiffre de la population, de la répartition par âge de la population et de la configuration des ménages.

Le problème des petits nombres

La plupart des auteurs de perspectives locales ne projettent pas les populations en dessous d'un seuil de 50 000 habitants. La principale raison de ce choix est liée à la problématique des petits nombres. Les décès, les naissances et les migrations peuvent être qualifiés « d'événements rares » et cette caractéristique s'amplifie au fur et à mesure que le découpage spatial s'affine (Eggerickx, Poulain, 1996). Prenons un exemple simple, celui du nombre de décès en fonction du découpage administratif. Entre 2000 et 2005, près de 523 000 décès ont été dénombrés en Belgique, pour 24 000 dans la province de Namur, 15 000 dans l'arrondissement de Namur, 5 800 à Namur (Ville) et 720 à Eghezée (une commune de la province

de Namur). Dans cette commune de 15 000 habitants, avant 45 ans, on dénombre moins de 10 décès par tranche d'âges de 5 ans, et si l'on distingue le sexe, c'est jusqu'à 70 ans qu'il y a moins de 10 décès par groupe d'âges quinquennal, du côté des femmes (figure 1). Ainsi face à des événements rares, la finesse du découpage administratif peut être un handicap important.

Figure 1. La distribution des décès à Eghezée entre 2001 et 2005 par groupe quinquennal d'âges et sexe



Source : Cytise-Registre national

En démographie, la méthode de projection de population la plus classique est la méthode des composantes. Elle consiste à faire évoluer une population à partir d'hypothèses portant sur l'évolution de chaque composante du mouvement démographique : fécondité, mortalité et migration. On part d'une population distribuée par âge et sexe pour une année donnée et on la projette en lui appliquant les quotients de mortalité, les taux de fécondité et les bilans migratoires estimés par sexe et par âge (ou groupe quinquennal d'âges). Or, sous un certain seuil de population, le risque est grand de voir ces paramètres varier de façon très aléatoire suite à un « accident statistique ». En d'autres termes, les quotients de mortalité, les taux de fécondité et dans une moindre mesure les bilans migratoires sont

très sensibles au problème des petits nombres qui risque d'invalider nombre de résultats de projection.

Les spécificités de la démographie locale

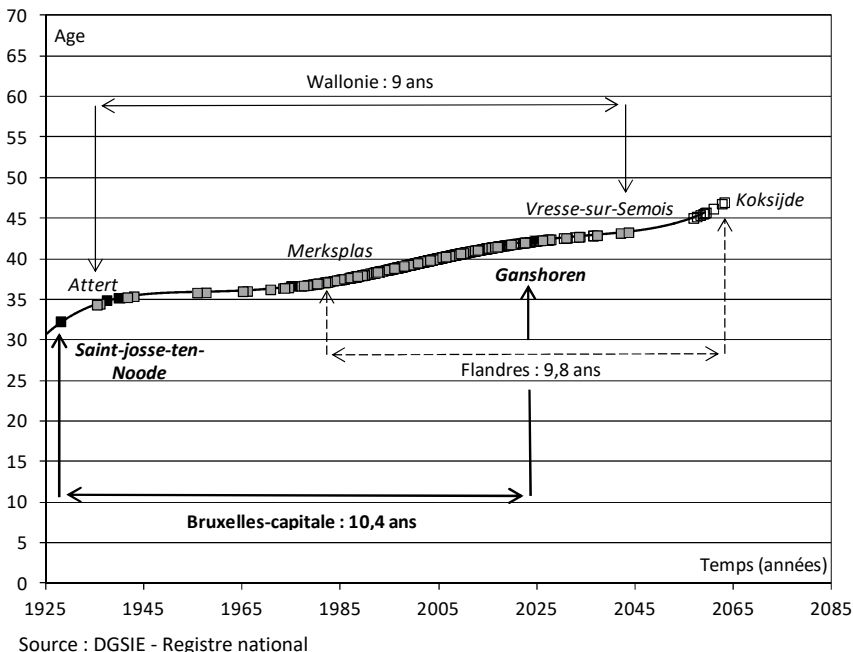
Dans le contexte occidental, à l'échelle des pays, des régions et des sous-régions (exemple des arrondissements en Belgique ou des départements en France), on observe une tendance générale à l'uniformisation des comportements démographiques (Monnier, 2004). En d'autres termes, les écarts entre les niveaux de fécondité et de mortalité ont sensiblement diminué, ce qui facilite les hypothèses d'évolution de ces comportements (convergence) alimentant les projections régionales ou par arrondissement.

Or, à l'échelle des communes, les écarts demeurent très importants. D'une manière générale, plus le maillage spatial considéré est fin, plus le nombre d'unités spatiales est important et plus l'éventail des différences est grand (Eggerickx, Poulain, 1996). En d'autres termes, l'hypothèse de convergence des comportements démographiques ne se vérifie pas forcément à l'échelle locale. Ceci peut être démontré par trois exemples, portant respectivement sur l'âge moyen de la population – un indicateur synthétique du vieillissement de la population –, la fécondité et la mortalité.

L'âge moyen de la population : des différences très importantes à l'échelle communale

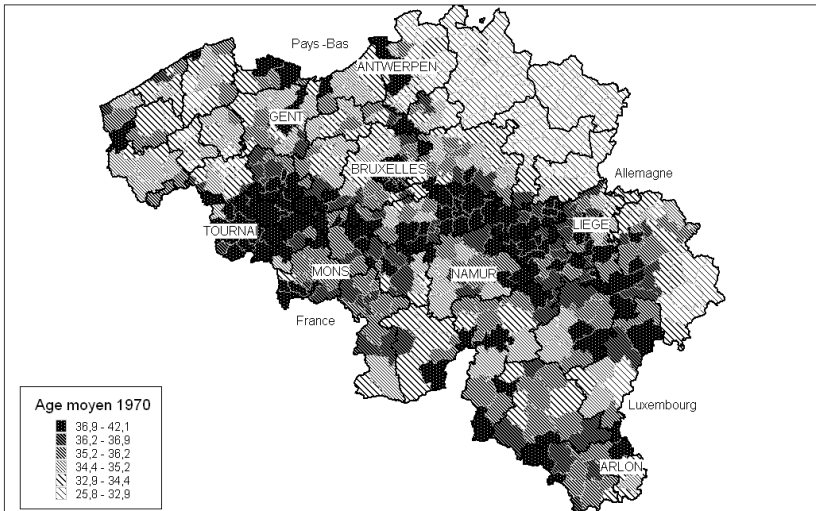
Il y a aujourd'hui moins d'une année d'écart d'âge moyen entre la Flandre et la Wallonie, 7 années entre l'arrondissement de Bastogne et celui de Furnes, mais 15 années entre la commune la plus jeune de Belgique et la plus vieille. Si nous plaçons la valeur de l'âge moyen de 2005 de chaque commune sur une échelle du temps qui suit l'évolution de l'âge moyen de l'ensemble de la population belge, on constate que la commune la plus jeune, Saint-Josse-ten-Noode, a l'âge moyen qu'avait la population de la Belgique en 1930, alors que les communes les plus âgées – par exemple Koksijde – ont l'âge moyen qu'aurait la Belgique en 2045, selon les dernières projections démographiques du Bureau du Plan. En termes de processus de vieillissement, il y a donc un écart de plus d'un siècle entre ces cas extrêmes (figure 2).

Figure 2. L'âge moyen de la population au 1^{er} janvier 2005 et la position de chaque commune sur l'échelle du temps correspondant à l'évolution de la moyenne nationale



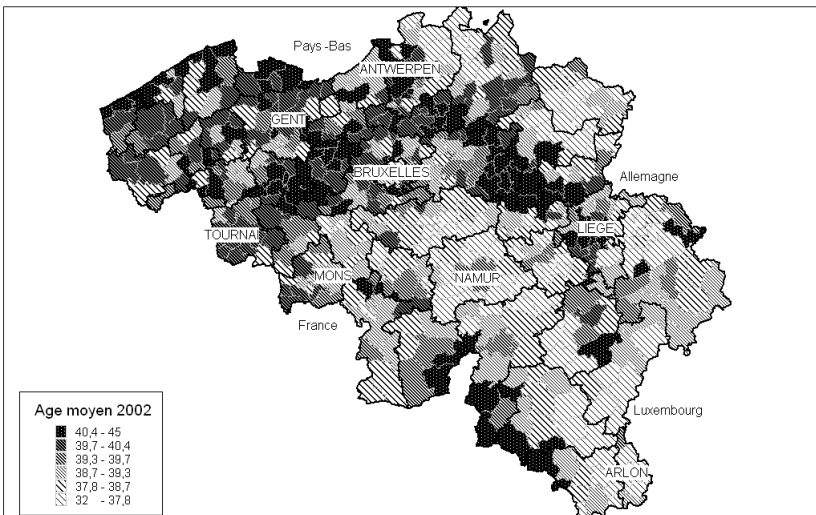
En outre, les dynamiques de changement sont rapides. La cartographie de l'âge moyen s'est radicalement modifiée entre 1970 et 2005 (figures 3 et 4). Non seulement, les espaces communaux de sur-vieillessement et de sous-vieillessement ne sont plus les mêmes, mais certaines communes se caractérisent même par une évolution contraire aux tendances généralement observées. Ainsi, Bruxelles et un certain nombre de communes hesbignonnes (au sud-est de la capitale) figuraient parmi les plus vieilles en 1970 ; aujourd'hui, ces communes se distinguent par un rajeunissement démographique inédit et par un âge moyen de leur population parmi les plus faibles. Ces évolutions particulières se justifient, dans le cas de Bruxelles, par l'intensification des migrations internationales, et dans le cas des communes hesbignonnes par le caractère sélectif selon l'âge des migrations internes (Eggerickx et al., 2012).

Figure 3. L'âge moyen de la population des communes en 1970



Source : DG SIE

Figure 4. L'âge moyen de la population des communes en 2002

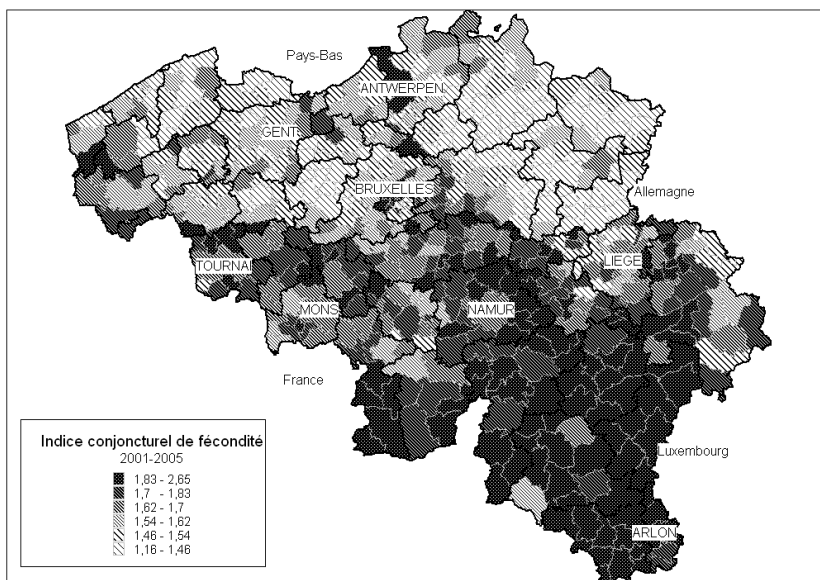


Source : DG SIE

La fécondité : une spatialisation très marquée

Dans un article datant de 1992, L. Roussel soutenait qu'il existait une vague de fond, une tendance lourde à l'uniformisation des comportements de fécondité et de nuptialité en Europe qui devait générer des modèles familiaux identiques. Depuis, plusieurs auteurs ont contesté cette hypothèse et souligné la persistance de la diversité des structures familiales et des modes de reproduction (Reher, 1998 ; Sobotka, 2008). Les approches spatiales de la fécondité en Belgique, menées à la fois sur des données transversales (Costa et al., 2010) et longitudinales (Costa et al., 2011) démontrent qu'en dépit des grandes lignes de force - diminution de la fécondité sous le seuil de remplacement des générations et vieillissement du calendrier -, des différences subsistent et ont même eu tendance à s'accroître au cours de ces dernières décennies. La figure 5 illustre les disparités spatiales de l'indice conjoncturel de fécondité, calculé pour la période 2001-2005.

Figure 5. L'indice conjoncturel de fécondité en 2001-2005



Source : DG SIE- Registre national

L'intensité de la fécondité est très variable avec des niveaux très bas, de l'ordre de 1,2 - 1,3 enfant en moyenne par femme, dans certaines régions

du nord du pays, et des niveaux nettement plus élevés, proche ou dépassant 2.1 enfants par femme (seuil de remplacement des générations) dans certaines zones du Namurois et de la province de Luxembourg, au sud du pays.

L'analyse des caractéristiques et de l'évolution de la fécondité, selon les approches transversales et longitudinales, démontre qu'en dépit des tendances lourdes – fécondité sous le seuil de remplacement des générations et vieillissement du calendrier – différents modèles de fécondité coexistent sur le territoire belge.

La mortalité : les inégalités face à la mort s'accroissent

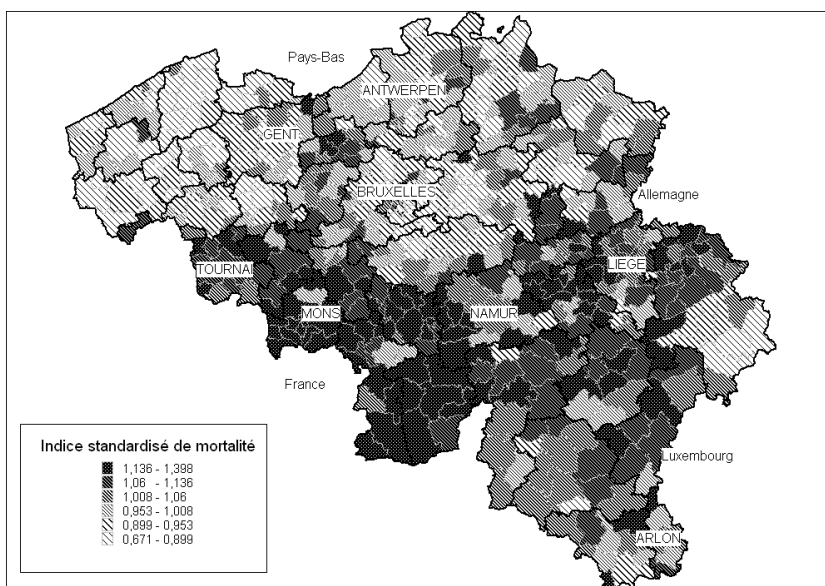
Les analyses de la mortalité à une échelle spatiale fines sont, à l'échelle de la Belgique comme de la plupart des pays occidentaux, très rares. En cause, l'absence de données (distribution des décès selon l'âge et le sexe et structure par âge des populations) et les variations aléatoires liées au faible nombre d'observations (les décès), la mort étant par définition un événement non renouvelable, ce qui n'est pas le cas des naissances et des migrations. Récemment, deux études ont proposé une analyse de la mortalité en Belgique à l'échelle des communes (Eggerickx, Sanderson, 2010 ; Deboosere, Fizman, 2009). Toutes deux démontrent que, tant au nord qu'au sud du pays, il existe des poches de surmortalité et de sous-mortalité (figure 6).

Au-delà des écarts de mortalité très importants qui subsistent aujourd'hui – un marqueur indiscutable d'inégalités sociales – on constate que les différences se sont accrues au cours de ces dernières décennies (Eggerickx, Sanderson, 2010). La figure 7 compare les quotients de mortalité par âge des hommes résidant dans les riches communes périurbaines du Brabant Wallon et ceux habitant l'agglomération urbaine de Charleroi. Les quotients ont été calculés pour les périodes quinquennales 1979-1983 et 2001-2005. Pour estimer l'évolution des différences entre ces deux milieux de résidence, nous avons rapporté, aux deux périodes d'observation, les quotients de Charleroi à ceux du Brabant Wallon. Ceux-ci constituent donc la base (100) de référence, et toute situation au dessus du seuil de 100 indique une situation de surmortalité par rapport à la situation des communes périurbaines du Brabant Wallon.

A tous les âges, on observe une situation de surmortalité pour les hommes résidant à Charleroi, et ce, pour les deux périodes d'observation. Mais, les

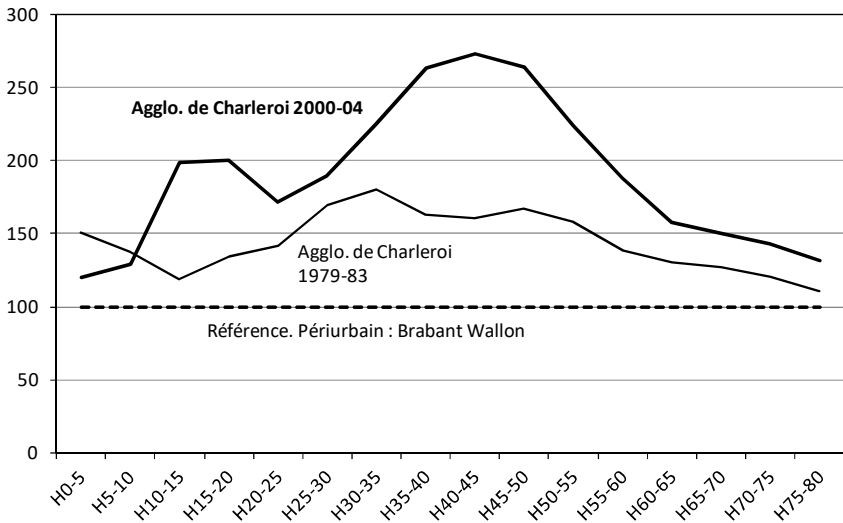
différences ou inégalités face à la mort se sont considérablement accrues au cours de ces deux décennies, notamment pour les adolescents et hommes âgés de 35 à 50 ans. A ces âges, le risque de mourir à Charleroi est en 2001-2005 plus de 2,5 fois plus élevé qu'en Brabant Wallon, alors qu'il « n'était » que 1,5 fois supérieur 20 ans plus tôt.

Figure 6. Indice synthétique de mortalité^(*) masculine (2001-2005)



(*) L'indice synthétique de mortalité repose sur une standardisation indirecte en appliquant les taux de mortalité par âge calculés pour l'ensemble de la Belgique à la structure par âge de chaque commune. Le résultat est un nombre de décès « fictifs » correspondant aux décès que la commune aurait connu si elle avait eu le même niveau de mortalité que la Belgique. En comparant ce résultat au nombre de décès réellement observés, on obtient une estimation de l'écart à la moyenne nationale : la valeur pivot est 1 (stricte égalité) ; si le résultat est inférieur à 1, on est en situation de sous-mortalité et, si le résultat est supérieur, il y a surmortalité par rapport au standard.

Figure 7. Rapport des quotients de mortalité masculins
(100 = périurbains aux deux dates)



Note de lecture : au cours des années 2000-04, le quotient de mortalité des hommes entre 10 et 15 ans est, dans l'agglomération de Charleroi, deux fois plus élevé que dans le périurbain (Brabant Wallon). Au cours de la période 1979-83, ce rapport était de 1,2 environ.

Source : Cytise-Registre national

Si les analyses statistiques confirment le rôle explicatif des facteurs socio-économiques, l'influence de courants migratoires sélectifs transparait indubitablement à l'échelle locale (Eggerickx, Sanderson, 2010). Alors que la surmortalité des grandes villes, des anciens bassins industriels et de zones rurales isolées sans réel potentiel économique n'a fait que s'accroître depuis 1980, l'amélioration des chances de survie a surtout profité aux espaces périurbains. Ceux-ci bénéficient depuis plusieurs décennies d'une forte attractivité migratoire, dont les acteurs - des ménages de 30-50 ans avec leur(s) enfant(s) - sont de plus en plus sélectionnés en vertu d'une pression foncière et immobilière qui ne cesse de s'accroître. Ainsi, aujourd'hui, les riches communes périurbaines du Brabant Wallon ont une espérance de vie élevée, comparable à la situation des communes flamandes les mieux loties. De même, parmi les communes où les chances de survie se sont le plus améliorées, figurent les localités de périurbanisation récente. Ces trois exemples illustrent l'importance des disparités démographiques locales et l'existence de schémas spatiaux contrastés.

Les migrations : un impact déterminant à l'échelle locale

A l'échelle des communes, les mouvements migratoires se caractérisent par leur fréquence (en moyenne, par commune, 5 fois plus d'entrées et de sorties que de naissances et de décès), leur poids dans la croissance démographique et leur sensibilité conjoncturelle.

La fréquence des mouvements migratoires à l'échelle des communes en fait des éléments déterminants de leur dynamique démographique. Les migrations sont le principal moteur de l'évolution du chiffre de la population des communes et exercent aussi une influence déterminante sur l'évolution des structures par âge (Sanderson et al., 2009), de la distribution des ménages et de la composition socioéconomique des populations.

L'intensité et la composition sociodémographique des migrations internes varient sensiblement d'un type de commune à l'autre. Deux éléments essentiels guident les choix résidentiels. Il s'agit tout d'abord de la position des individus et des ménages dans leur cycle de vie ; ainsi, l'offre d'emploi et de logements ainsi que les atouts socioculturels des villes rencontrent les aspirations de nombreux jeunes adultes au moment de leur émancipation, alors que les espaces périurbains satisfont les attentes des 30-45 ans et de leurs enfants en proposant des logements plus vastes dans un cadre champêtre, l'accès à la propriété, etc. Le second point focal autour duquel s'organisent les migrations internes concerne l'offre de logement (importance, coût, type et taille des logements...).

Enfin, même si l'évolution des migrations internes en Belgique s'inscrit dans des tendances que l'on peut désormais qualifier de « lourdes » (périurbanisation), elles n'en demeurent pas moins sensibles aux fluctuations conjoncturelles liées par exemple au coût des déplacements, au marché foncier et immobilier, au coût de la vie, etc. (Eggerickx et al., 2012).

En bref, une connaissance approfondie de l'évolution des mouvements migratoires et des mécanismes qui déterminent leur intensité, leur orientation et leurs composantes sociodémographiques est indispensable pour la mise en œuvre de projections démographiques au niveau local.

Les projections de population locale ou infra-régionale : aperçu de quelques méthodes

L'éventail des méthodes utilisées dans le cadre d'un découpage spatial fin est assez limité (Wattelar, 2004), en raison notamment des problèmes évoqués ci-dessus.

Le cas de la Belgique

En Belgique, on dispose des perspectives réalisées par le Bureau fédéral du Plan, de perspectives de ménages élaborées par le Centre de recherche en démographie et sociétés de l'Université catholique de Louvain et de perspectives communales pour par la Région flamande.

Les perspectives démographiques du Bureau fédéral du Plan (2008) utilisent la méthode des composantes sur la base d'hypothèses portant sur l'évolution de la fécondité, de la mortalité et des migrations internationales et internes. Ces perspectives projettent la population de 2007 à 2060 en la ventilant par sexe, âge, nationalité (3 groupes de nationalités) et par arrondissement. Ces perspectives ne permettent donc pas d'obtenir l'effectif des ménages ni celui de la population de chaque commune.

Les perspectives réalisées par le Centre de recherche en démographie et société⁽⁵⁾ dans le cadre du projet « MOBIDIC » (Gusbin et al., 2007) s'inspirent des modèles de projections multi-états (du type LIPRO) pour redistribuer les résultats obtenus par le Bureau fédéral du Plan et produire des perspectives de ménages. La méthodologie consiste à définir la situation (ou l'état) d'un individu en fonction de son âge, de son sexe, de sa localisation géographique, du type de ménage auquel il appartient et de sa position dans le ménage. On calcule la probabilité de transition d'un état vers l'autre et on projette ainsi la population par bonds de 5 années. Le niveau de découpage spatial est celui des arrondissements.

La Région flamande réalise des exercices de projection au niveau des communes flamandes depuis 1994. Pour la période 2005-2025 (Willems, 2007), la méthodologie employée permet de produire des projections de

(5) En collaboration avec le Bureau fédéral du plan et le Groupe de recherche sur les transports des Facultés Notre-Dame de la Paix de Namur.

population et des estimations du nombre de ménages. Techniquement, on procède en deux temps :

- on projette les populations en utilisant la méthode des composantes. Toutefois, pour éviter le problème des petits nombres, on utilise, pour la mortalité et la fécondité, les taux calculés à l'échelle régionale, autrement dit des taux identiques pour toutes les communes. Pour les migrations, les hypothèses sont formulées en fonction de groupements de communes correspondant aux régions urbaines de Van Hecke (1998) ;
- ensuite, on redistribue la population entre les différents types de ménages sur la base des tendances observées entre 1997 et 2004. Ainsi, par sexe et par âge, on estime la proportion d'individus par type de ménage.

L'inconvénient de cette méthode est de ne pas tenir compte des particularités communales des comportements démographiques et donc de supposer que la mortalité et la fécondité de la Flandre est homogène. Or, comme le démontrent notamment les figures 5 à 7 (cf. *supra*), cette hypothèse ne se vérifie pas.

La situation en dehors de la Belgique

Le modèle OMPHALE (Outil Méthodologique de Projection d'Habitants, d'Actifs, de Logements et d'Elèves), tel qu'il était utilisé en France jusqu'à une période assez récente (Bergouignan, 2008), s'appuyait sur la méthode des composantes. Le nombre de ménages est déduit *a posteriori* de ces projections de population. Ce modèle n'est pas appliqué pour des populations de taille inférieure à 50 000 habitants, en raison notamment du problème des petits nombres.

La méthode des tendances partielles (Banens, 1994) préconise de réaliser les perspectives à un niveau agrégé (ex. : les arrondissements) selon la méthode des composantes et de redistribuer ensuite le résultat obtenu proportionnellement au poids de chaque commune. Concrètement, dans le cadre de la Belgique, il s'agirait donc de répartir des projections de population réalisées par le Bureau fédéral du Plan (2008) à l'échelle des arrondissements et de distribuer le chiffre de population de chaque arron-

dissement entre les communes qui le composent. Le poids de chaque commune dans l'arrondissement pouvant être estimé en analysant les tendances observées pour les années antérieures. Les ménages sont déduits *a posteriori*. Cette méthode présente l'avantage de ne pas être affectée par le problème des petits nombres, mais elle ne tient pas compte des spécificités démographiques locales.

La méthode des projections par profil socio-économique des individus appliquée à la Suède (Fransen et Karlson, 2010) permet de réaliser des projections à un niveau territorial très fin. Elle consiste à appliquer la méthode des composantes (cf. modèle OMPHALE) à la plupart des communes, mais lorsque le chiffre de population est insuffisant, ce sont les paramètres de fécondité, de mortalité et de migration déterminés au niveau national qui sont utilisés. Toutefois, afin de tenir compte des spécificités de la composition sociale des espaces locaux, on ventile, pour l'ensemble du pays, les comportements démographiques par catégorie sociale, celle-ci étant déterminée par le niveau d'instruction, l'âge, le type de logement occupé, etc.. On construit ainsi des comportements types par catégorie sociale et on applique ces comportements types aux communes en fonction de leur composition sociale. Cette méthode présente l'avantage de contrer le problème des petits nombres et de tenir compte de certaines disparités locales (dans la composition socio-économique). Néanmoins, elle suppose que les comportements démographiques sont uniquement déterminés par l'appartenance sociale et ne sont nullement affectés par le milieu d'habitat. Enfin, le nombre de ménages est déduit *a posteriori*.

Les modèles multi-états, dont LIPRO, constituent une évolution significative dans le domaine des projections démographiques car, outre les caractéristiques utilisées classiquement en démographie pour caractériser la population projetée (âge et sexe), ils offrent la possibilité d'introduire de nouvelles caractéristiques (par exemple, le type de ménage) ainsi que de nouveaux paramètres d'évolution, telles que les transitions de ménage (d'un type vers un autre). L'avantage de ces modèles est de permettre le calcul simultané de projections d'individus et de ménages, mais ils ne proposent pas de solution à la problématique des petits nombres.

Confrontation des résultats de méthodes de projection à la réalité des chiffres

Pour valider l'application des méthodes classiques de projection au niveau local, nous avons confronté leurs résultats à la réalité des chiffres. Deux méthodes ont été testées :

- La première consiste à appliquer la méthode des composantes en utilisant les paramètres de mortalité, de fécondité et de migration calculés à l'échelle des communes. La tendance est estimée à partir des quotients et taux calculés pour les périodes 1991-1995 et 1996-2000 et les projections portent uniquement sur la période 2001-2005.
- La seconde se réfère aux perspectives réalisées par le Bureau du Plan à partir des chiffres de population de 1995⁽⁶⁾. A partir des résultats par arrondissement, nous appliquons la méthode des tendances partielles préconisée par M. Banens (1994). Elle consiste à redistribuer la population de l'arrondissement entre les différentes communes qui le composent, au prorata du poids relatif de chacune d'elles. Dans ce cas précis, le poids de chaque commune a été estimé pour les années 1991-1995 et 1996-2000, et la valeur des années 2001-2005 a été estimée à partir de ces deux valeurs, afin de tenir compte des évolutions.

Les données observées de comparaison sont extraites du Registre national, lequel fournit par commune les chiffres de population selon l'âge et le sexe.

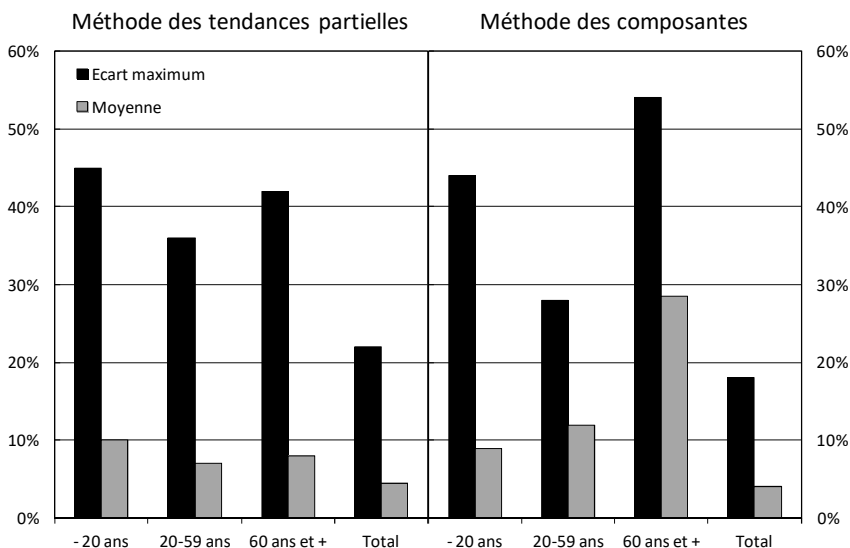
La confrontation avec les données réelles (figure 8) permet de poser plusieurs constats :

- Pour la population totale, la valeur moyenne des écarts pour les deux méthodes est comparable et se situe aux alentours de 5 %. Cet écart moyen portant sur l'ensemble de la population est assez faible et peut être acceptable.

(6) Avant 1995, on ne dispose pas de résultats à l'échelle des arrondissements. Aussi, dans ce cas, on projette le chiffre de population de 1995 à 2006 tandis que pour l'autre méthode, on a travaillé de 1991 à 2006. Cet allongement de la période de projection pourrait entraîner des erreurs plus importantes.

- Cet écart moyen cache cependant des différences importantes si l'on distingue les grandes tranches d'âges. En effet, plus on va dans le détail des groupes d'âges et plus les différences par rapport aux données réelles deviennent importantes. Par ailleurs, si pour la méthode des tendances partielles, il n'excède pas 10 %, pour la méthode des composantes, on observe un écart de près de 30 % en moyenne, entre la proportion des 60 ans et plus projetée et la réalité observée. En termes d'écart moyen, la méthode des composantes est moins satisfaisante.
- Par contre, l'écart maximal par rapport au chiffre total de la population est plus important lorsqu'on utilise la méthode des tendances partielles. Le même constat peut être étendu aux groupes d'âges, à l'exception notable des 60 ans et plus, pour lesquels l'écart maximum est plus important avec la méthode des composantes.

Figure 8. Comparaison des résultats des projections avec les données réelles (2006), toutes communes confondues



Examinons la situation selon la taille des communes (figures 9 à 13).

Figure 9. Comparaison des résultats des projections avec les données réelles, communes de moins de 5 000 habitants

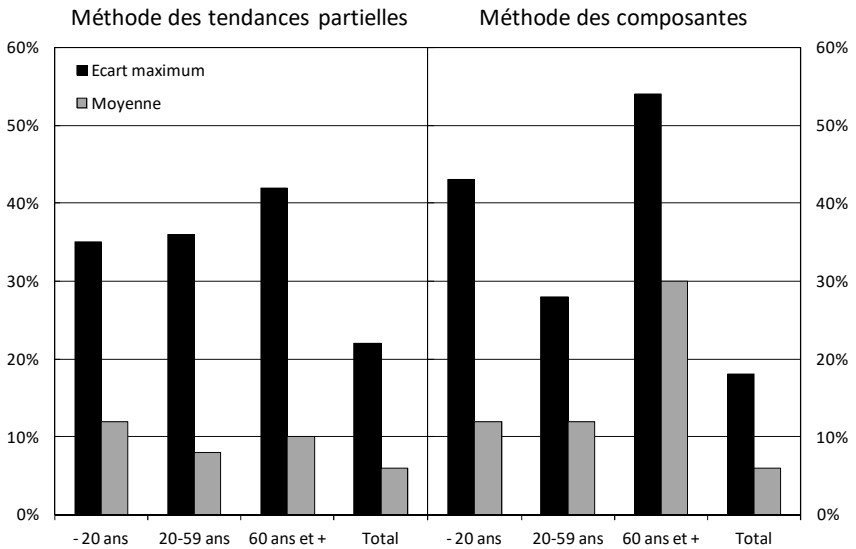


Figure 10. Comparaison des résultats des projections avec les données réelles, communes de 5 000 à 9 999 habitants

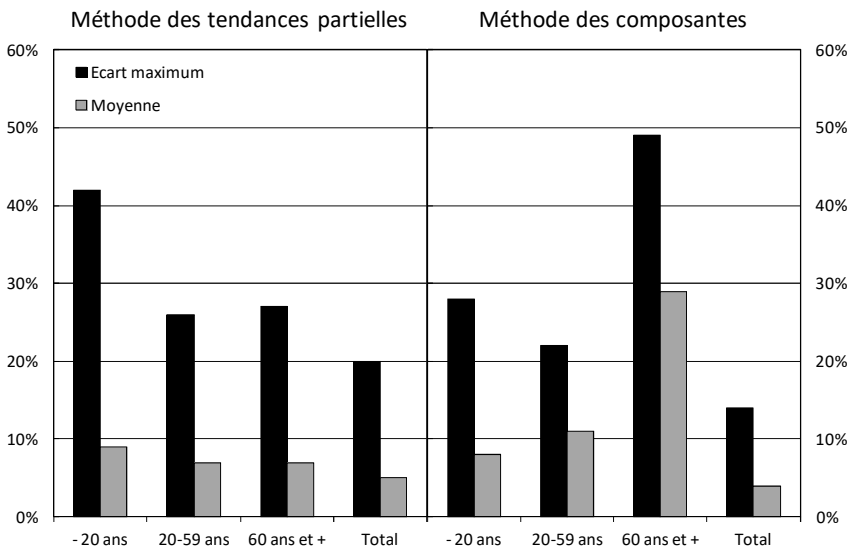


Figure 11. Comparaison des résultats des projections avec les données réelles, communes de 10 000 à 19 999 habitants

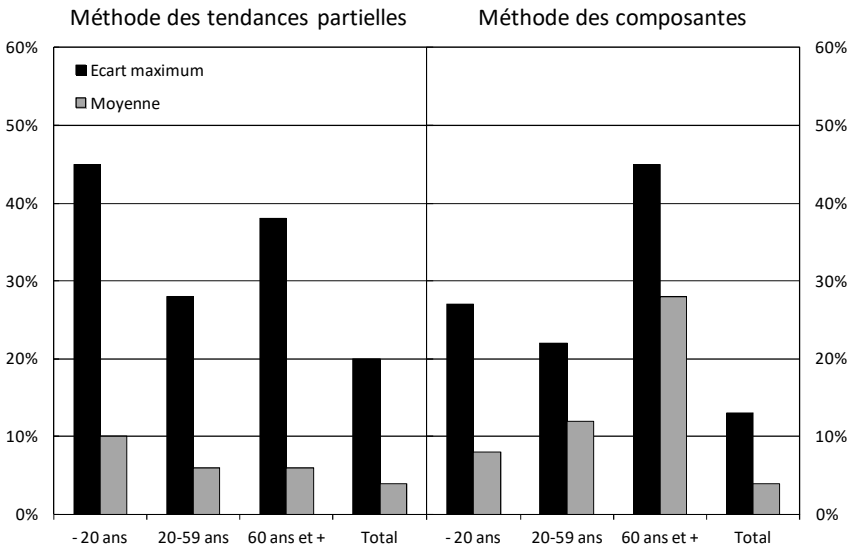


Figure 12. Comparaison des résultats des projections avec les données réelles, communes de 20 000 à 49 999 habitants

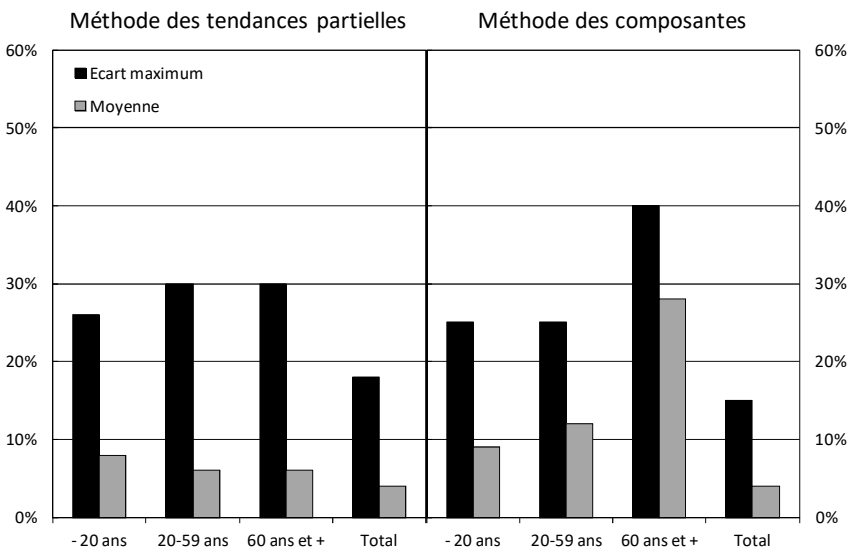
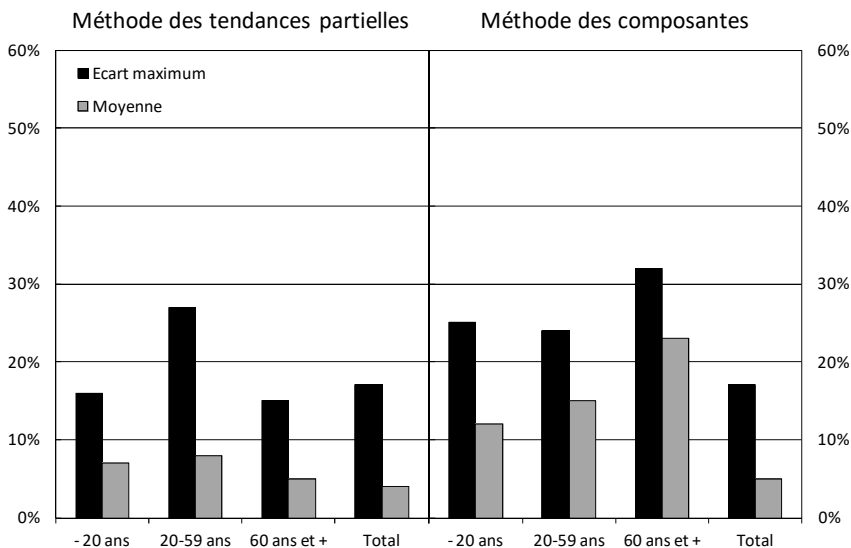


Figure 13. Comparaison des résultats des projections avec les données réelles, communes de 50 000 habitants ou plus



1) Pour les communes de moins de 5 000 habitants, quelle que soit la méthode, l'écart est plus élevé que pour les autres catégories de communes. Si l'on ne considère que l'écart moyen, c'est la méthode des tendances partielles qui donne les meilleurs résultats, notamment pour les 60 ans et plus.

2) Pour les communes de 5 000 à 19 999 habitants, les écarts moyen et maximum diminuent. La moyenne reste plus favorable avec la méthode des tendances partielles, alors que l'écart maximum est plus faible pour les deux premiers groupes d'âges avec la méthode des composantes.

3) Pour les communes de 20 000 à 49 999 habitants, les différences diminuent globalement par rapport aux autres catégories de communes. Sinon, les mêmes constats demeurent : la moyenne reste plus favorable avec la méthode des tendances partielles et l'écart maximum demeure plus faible pour les deux premiers groupes d'âges avec la méthode des composantes.

4) Pour les communes de 50.000 habitants ou plus, les résultats obtenus par la méthode des tendances partielles sont meilleurs, tant au niveau de l'écart moyen que de l'écart maximum.

En résumé, on constate assez logiquement que la marge d'erreur diminue avec la taille de la population des communes. Toutefois, lorsque l'on considère les groupes d'âges, les écarts moyens entre les résultats des projections et les valeurs réellement observées sont importants, davantage pour la méthode des composantes que pour celle des tendances partielles. Ces méthodes ne sont donc pas pleinement satisfaisantes, d'autant qu'elles ne permettent pas non plus de calculer simultanément le nombre de ménages. Sans prétendre coller strictement à la réalité, il importe de bien maîtriser l'impact des petits effectifs sur le calcul des transitions.

Vers une méthode alternative maîtrisant le problème des petits nombres

Dans le cadre d'un projet de recherche financé par l'Institut Wallon de l'Évaluation, de la Prospective et de la Statistique de la Région Wallonne, nous élaborons des projections démographiques à l'échelle des 589 communes de Belgique. L'objectif est de mettre au point une méthode peu sensible au problème des petits effectifs mais qui prend en considération les spécificités des comportements démographiques locaux. En outre, un défi supplémentaire est non seulement de projeter la population des communes selon l'âge et le sexe, mais également selon sa répartition par type et la taille des ménages. L'objectif *in fine* étant de prévoir les besoins futurs en termes de logement.

Nous avons opté pour un modèle de projection multi-états permettant d'obtenir simultanément l'effectif de la population, le nombre et les types de ménages.

Un modèle de projection multi-états : la définition des états.

Compte tenu des objectifs fixés, les individus, à un temps donné, peuvent être caractérisés par leur appartenance, non seulement, à un groupe d'âges et à un sexe, mais également à une commune, à un type de ménage et à leur position (personne de référence, conjoint, enfant, etc.) au sein de celui-ci. Quatre variables permettent de définir les états, auxquels il faudra ajouter l'état de né, de décédé, d'immigrant et d'émigrant. Il s'agit :

- du sexe : 2 possibilités : homme – femme ;
- de l'âge : 17 possibilités (le dernier groupe est celui des 80 ans et plus) définis par les âges quinquennaux ;
- de la commune de résidence : 589 communes belges ;
- du ménage : 42 possibilités en combinant la taille et le type de ménage (tableau 1).

Tableau 1. Types de ménage et position des individus dans le ménage

Type de ménage	Position			
	1	2	3	4
1. Isolés	Pers. de réf.			
2. Couples mariés sans enfant	Pers. de réf.	Conjoint		
3. Cohabitants sans enfant	Pers. de réf.	Conjoint		
4. Couples mariés avec 1 enfant	Pers. de réf.	Conjoint	Enfant	
5. Couples mariés avec 2 enfants	Pers. de réf.	Conjoint	Enfant	
6. Couples mariés avec plus de 2 enfants	Pers. de réf.	Conjoint	Enfant	
7. Cohabitants avec 1 enfant	Pers. de réf.	Conjoint	Enfant	
8. Cohabitants avec 2 enfants	Pers. de réf.	Conjoint	Enfant	
9. Cohabitants avec plus de 2 enfants	Pers. de réf.	Conjoint	Enfant	
10. Familles monoparentales avec 1 enfant	Pers. de réf.		Enfant	
11. Familles monoparentales avec 2 enfants	Pers. de réf.		Enfant	
12. Familles monoparentales avec plus de 2 enfants	Pers. de réf.		Enfant	
13. Autres ménages privés de deux personnes	Pers. de réf.	Conjoint	Enfant	Autre personne
14. Autres ménages privés de 3 personnes	Pers. de réf.	Conjoint	Enfant	Autre personne
15. Autres ménages privés de plus de 3 personnes	Pers. de réf.	Conjoint	Enfant	Autre personne
16. Ménages collectifs				

Note de lecture : Pers. de réf. : personne de référence du ménage

En combinant l'ensemble des possibilités ainsi offertes, on a :

589 communes × 1 428 possibilités (âge, sexe et ménage) + naissances + décédés + immigrants + émigrants.

Le tableau 2 croise les classes d'âges quinquennales selon le type de ménage pour la petite commune de Saint-Léger (3 176 habitants au 1/01/2006).

Tableau 2. Répartition des individus selon le type de ménage et l'âge à Saint-Léger au 1^{er} janvier 2006

Classes d'âges	Individus selon le type du ménage							Total
	Isolés	Couples mariés sans enfant	Couples mariés avec enfants	Cohabitants sans enfant	Cohabitants avec enfants	Mono-parentaux	Autres	
0-4	0	0	166	0	37	9	8	220
5-9	0	0	157	0	21	20	8	206
10-14	0	0	162	0	8	34	14	218
15-19	0	0	168	0	6	29	11	214
20-24	7	3	133	18	9	28	11	209
25-29	28	12	81	38	20	13	8	200
30-34	18	12	127	12	27	10	11	217
35-39	13	8	160	6	24	12	7	230
40-44	24	8	184	4	8	18	13	259
45-49	24	20	161	4	5	27	12	253
50-54	24	66	113	8	1	14	7	233
55-59	18	70	73	9	2	9	8	189
60-64	13	60	18	6	0	5	1	103
65-69	17	59	11	2	0	3	5	97
70-74	32	55	19	5	0	3	9	123
75-79	41	40	8	2	0	8	2	101
80-84	42	20	4	2	0	4	2	74
85 et +	22	3	0	2	0	3	0	30
Total	323	436	1 745	118	168	249	137	3 176

Source Cytise commune-Registre national

On le constate, pour de nombreux états, les effectifs concernés sont inférieurs à 10 individus. Qu'en serait-il si on ajoutait d'autres variables telles que le sexe des individus et la taille des ménages ? Il est donc nécessaire de limiter le nombre d'états potentiels. Compte tenu des variables retenues pour définir les états, seule la variable ménage offre des possibilités de regroupement.

Définition des situations de ménages retenues

L'un des principaux objectifs des projections de ménages est de permettre d'estimer les besoins futurs en termes de logement, selon le nombre ou selon leurs caractéristiques. Intuitivement, on peut lier la taille du logement et celle du ménage. Au-delà des normes définies par le législateur, un ménage occupera un logement plus ou moins adapté à ses besoins. Aussi, dans la typologie proposée, la taille du ménage jouera un rôle important⁽⁷⁾.

La distribution des ménages selon les principaux types (tableau 3) permet de dégager les constats suivants :

- 1) En 1991 comme en 2001, les principaux types de ménage sont les couples mariés (57 % des ménages en 1991 et 49,7 % des ménages en 2001) et les isolés (25,8 % des ménages en 1991 et 28 % en 2001).
- 2) La part relative des couples mariés diminue fortement tandis que celle des cohabitants connaît une forte augmentation, même s'ils demeurent relativement peu nombreux.

Si on combine type et taille de ménage, il apparaît assez clairement que les effectifs de certaines sous-catégories ne permettent pas de les maintenir telles quelles (tableau 4). Ainsi, en distribuant les familles monoparentales en fonction de leur taille, on observe pour la taille 4 (un adulte et trois enfants), qu'il y en a à peine 29 020, alors que pour la taille « 5 et plus » (un adulte et au moins 4 enfants), ce chiffre tombe à 9 982 pour l'ensemble de la Belgique. On peut donc supposer des effectifs nuls pour bon nombre de petites communes. Il importe également de souligner le poids relatif important des couples mariés qui représentent plus de 50 % des effectifs des ménages de taille « 2 ou plus ».

(7) Il s'agit sans doute de l'une des grandes différences entre cet exercice et les perspectives réalisées dans le cadre du projet « MOBIDIC » (Gusbin et al., 2007). Ici, les ménages n'ont été définis qu'en fonction de leur type et de la position qu'y occupe chaque individu.

Tableau 3. Répartition des types de ménage en Belgique, en 1991 et 2001

Types de ménages	1991	2001
Couples mariés avec enfants	34,8 %	28,1 %
Couples mariés sans enfant	22,4 %	21,6 %
Cohabitants avec enfants	1,2 %	2,9 %
Cohabitants sans enfant	3,3 %	5,2 %
Isolés femmes	15,4 %	16,3 %
Isolés hommes	10,3 %	12,8 %
Monoparentaux femmes	6,3 %	7,4 %
Monoparentaux hommes	1,3 %	1,4 %

Source : Cytise-Registre national

Tableau 4. Répartition des ménages selon le type et la taille en Belgique en 2001

Type de ménage	Taille du ménage					Total général
	1	2	3	4	5+	
Isolés	1 228 558 29%	- 0%	- 0%	- 0%	- 0%	1 228 558
Couples mariés sans enfant	- 0%	914 486 22%	- 0%	- 0%	- 0%	914 486
Couples mariés avec enfant(s)	- 0%	- 0%	483 608 11%	476 275 11%	229 788 5%	1 189 671
Cohabitants sans enfant	- 0%	221 530 5%	- 0%	- 0%	- 0%	221 530
Cohabitants avec enfant(s)	- 0%	- 0%	69 031 2%	37 833 1%	14 216 0%	121 080
Familles monoparentales	- 0%	231 113 5%	99 204 2%	29 020 1%	9 982 0%	369 319
Autres types de ménage	- 0%	27 327 1%	48 211 1%	35 958 1%	51 627 1%	163 123
Ménages collectifs	6 0%	- 0%	9 452 0%	3 791 0%	6 938 0%	20 187
Total général	1 228 564 29%	1 394 456 33%	709 506 17%	582 877 14%	312 551 7%	4 227 954

Source : Cytise-Registre national

Compte tenu de ces constats, une typologie simplifiée est proposée (tableau 5). Pour les ménages dont la taille est connue (de 1 à 4 personnes), la position de l'individu dans le ménage n'a pas été considérée, car celle-

ci n'avait pas d'incidence sur le calcul du nombre de ménages. Pour les ménages de taille « 5 et plus », deux positions ont été définies - personne de référence et autre⁽⁸⁾. Les isolés et les couples mariés ont été distingués des autres ménages, car en 2001, ils représentent plus de 77 % du nombre total des ménages.

Tableau 5. Types de ménages retenus⁽⁹⁾

Type de ménage	Position
1 Isolés	
2 Couples mariés sans enfant	
3 Couples mariés avec enfant(s) de taille 3	
4 Couples mariés avec enfant(s) de taille 4	
5 Couples mariés avec enfant(s) de taille 5 et plus	Personne de référence
6 Couples mariés avec enfant(s) de taille 5 et plus	Autre
7 Autres ménages privés de taille 2	
8 Autres ménages privés de taille 3	
9 Autres ménages privés de taille 4	
10 Autres ménages privés de taille 5 et plus	Personne de référence
11 Autres ménages privés de taille 5 et plus	Autre
12 Ménages collectifs.	

L'objectif est de regrouper les catégories ayant des besoins semblables en termes de logement et de choix résidentiels, tout en ne retenant que des catégories statistiquement significatives. L'hypothèse sous-jacente est que le statut matrimonial implique un statut d'occupation des logements différents, des types et des tailles de logement variables, et donc des choix résidentiels spécifiques (Sanderson et al. 2010).

(8) L'identification de la personne de référence permet de déterminer le nombre de ménage de taille 5 et plus en comptabilisant simplement l'effectif de ces personnes de référence. Pour les ménages de taille 1 à 4, dans la mesure où la taille est précisée, le nombre de ménage peut être déduit en divisant le nombre de personnes correspondant à chaque ménage par sa taille.

(9) Le choix des types de ménage s'est appuyé sur une analyse de la relation entre le type de ménage et les caractéristiques du logement (Sanderson et al., 2010). Ainsi que sur une analyse de l'impact du type de ménage sur la probabilité de migrer (Eggerickx et al., 2005 ; Bahri et al., 2010).

Le lissage gaussien : une solution au problème des petits nombres

L'un des défis de notre exercice de projection est de prendre en considération les particularités démographiques locales, pour autant qu'elles soient représentatives. Deux éléments entraînent une perte de signification statistique des probabilités calculées :

- d'une part, des événements, comme la fécondité et la mortalité, peuvent être qualifiés de « rares » pour certains âges, car leur probabilité d'occurrence est proche de 0 ;
- d'autre part, dans certaines communes, les effectifs soumis au risque sont également très faibles. Dès lors, le risque de sous(sur)-évaluation du phénomène est important.

Prenons un exemple concret (tableau 6). La fécondité des femmes de 15-19 ans est un événement rare. Pour la Belgique, le taux de fécondité de ce groupe d'âges (période 2001-2005) est de 24,5 ‰. Pour Namur, on observe 131 naissances de mères âgées de 15 à 19 ans révolus, soit un taux de fécondité de 39,3 ‰. Dans le cas de Vresse-sur-Semois, aucune naissance n'est observée pour ce même groupe d'âges. Dans cette commune de moins de 3 000 habitants, la population soumise au risque (les femmes âgées de 15 à 19 ans) représente à peine un effectif de 66 personnes. On peut légitimement supposer que le nombre de naissances observées (0) est simplement dû à une insuffisance des effectifs, plutôt qu'à une particularité locale.

Tableau 6. Taux de fécondité des 15-19 ans et population soumise au risque, l'exemple des communes de Namur et de Vresse-sur-Semois

Entité	Naissances observées	Population soumise au risque (dénominateur)	Taux observé
Vresse-sur-Semois	0	66	0,0 ‰
Namur	131	3 332	39,3 ‰
Royaume	7 535	302 157	24,9 ‰

Le lissage gaussien permet de procéder à un lissage spatial, dont la finalité est de conserver au maximum la spécificité locale tout en y ajoutant des informations collectées dans les communes « proches », afin que la probabilité de transition d'un état à un autre soit significative. Au niveau com-

munal, pour chaque transition, on calcule le numérateur attendu en supposant que la probabilité de transition est celle observée au niveau du pays.

$$\text{Si } \theta_c = \frac{N_c}{D_c} \text{ et } \theta = \frac{N}{D}$$

où :

- N désigne le nombre d'événements observés (transition d'un état vers un autre, naissance, décès, émigration ou immigration) ;
- D la population soumise au risque ;
- θ est la probabilité de transition ;

alors, sous l'hypothèse $\theta_c = \theta$, le numérateur devrait être égal à :

$$N_a = \frac{N}{D} \times D_c.$$

Pour tester cette hypothèse, on procède classiquement à un test de chi 2

en calculant $\left(\frac{N_c - N_a}{\sqrt{N_a}} \right)^2$ que l'on compare à la distribution théorique de

chi 2 à un degré de liberté. On sait par ailleurs que les conditions d'application de ce test requièrent un minimum théorique de 5 observations N_a . Compte tenu de la rareté des événements et de la taille restreinte des populations soumises au risque, ce nombre théorique est rarement atteint ; l'idée est de remplacer les numérateurs et dénominateurs observés par leurs valeurs « lissées ». Pour ce faire, on calculera les potentiels suivants pour chaque commune c comme suit :

si $D_{c,j}$ est la distance entre les communes c et j alors,

$$N_{c,d} = \sum \left(N_i \times e^{\frac{\ln(2) \times D_{c,j}}{\delta^2}} \right)$$

$$D_{c,d} = \sum \left(D_i \times e^{\frac{\ln(2) \times D_{c,j}}{\delta^2}} \right)$$

$$\text{et } N_a(c, d) = \frac{N}{D} \times D(c, d)$$

On procède alors au test du chi 2 avec la valeur :

$$\left(\frac{N(c, d) - N_a(c, d)}{\sqrt{N_a(c, d)}} \right)^2.$$

Le principe du lissage gaussien est de faire croître continûment la valeur de la portée δ jusqu'au moment où la valeur $\left(\frac{N(c, d) - N_a(c, d)}{\sqrt{N_a(c, d)}} \right)^2$ est significative.

Le taux retenu par la suite est le taux « gaussien ». Le processus de lissage gaussien se fait pas à pas et, dès que le numérateur attendu passe le seuil de 5 (ou plus si besoin), la valeur de la probabilité de transition gaussienne est retenue. Afin d'illustrer la méthode, reprenons le cas des communes de Namur et de Vresse-sur-Semois pour le taux de fécondité des 15-19 ans entre 2001 et 2005 (tableau 7).

Tableau 7. Taux de fécondité des 15-19 ans entre 2001-2005 et application du lissage gaussien. L'exemple des communes de Namur et de Vresse-sur-Semois

Entité	Naissances observées	Dénominateur observé	Taux observé	Naissances lissées	Dénominateur lissé	Taux lissé
Vresse-sur-Semois	0	66	0,0 ‰	3,02	207,35	14,6 ‰
Namur	131	3 332	39,3 ‰	131	3 332	39,3 ‰

Dans le cas de Namur, le lissage n'est pas nécessaire car le nombre de femmes âgées de 15 à 19 ans est suffisant ($3\ 332 > 205$: chiffre nécessaire pour observer 5 naissances sur la base du taux de fécondité national). Ce n'est pas le cas de Vresse-sur-Semois, dont la population soumise au risque est largement inférieure à 205. On doit donc recourir au lissage gaussien.

Concrètement, pour chaque commune, en fonction de sa distance à Vresse-sur-Semois et d'un pas de lissage (variant par bonds de 0,25), on calcule, au moyen des formules présentées ci-dessus, le nombre de

femmes soumises au risque ainsi que le nombre de naissances correspondantes. Ces quantités sont cumulées jusqu'au moment où le nombre de femmes est supérieur ou égal à 205 (tableau 8). On diminue ainsi l'importance de la commune de Vresse-sur-Semois en lui ajoutant de l'information provenant des communes contigües.

Tableau 8. Estimation du taux gaussien

Commune	Distance	Femmes	Naissances	Taux	Poids	Femmes gaussiennes	Naissances gaussiennes
VRESSE-SUR-SEMOIS	0,00	66	0	0,00%	1,0000	66	0,00
BIEVRE	10,93	102	0	0,00%	0,3996	40,56	0,00
BOUILLON	13,02	174	6	3,25%	0,2722	47,22	1,53
GEDINNE	14,95	156	5	3,52%	0,1795	27,91	0,98
PALISEUL	17,13	168	3	1,73%	0,1049	17,62	0,30
DAVERDISSE	20,26	44	0	0,00%	0,0427	1,86	0,00
BERTRIX	23,77	293	10	3,42%	0,0130	3,82	0,13
WELLIN	26,78	99	0	0,00%	0,0041	0,40	0,00
BEAURAING	27,14	294	13	4,27%	0,0035	1,03	0,04
LIBIN	27,18	163	3	1,74%	0,0034	0,56	0,01
HERBEUMONT	28,98	38	0	0,00%	0,0016	0,06	0,00
...							
CERFONTAINE	50,20	138	5	3,28%	3,92E-09	5,39E-07	1,77E-08
MARCHE-EN-FAMENNE	50,36	628	24	3,80%	3,48E-09	2,19E-06	8,31E-08
VAUX-SUR-SURE	50,51	139	0	0,00%	3,10E-09	4,31E-07	0
HABAY	52,10	222	3	1,16%	8,82E-10	1,95E-07	2,27E-09
Total des autres communes						4,39E-07	1,28E-08
TOTAL						207,35	3,02

Les femmes habitant dans les communes précitées interviendront donc dans le calcul du taux lissé de la commune de Vresse-sur-Semois : il a donc été nécessaire de prendre en considération l'information (pondérée avec un poids décroissant) des communes dans un rayon de 52 km (figure 14) afin d'obtenir une taille de population suffisante.

Figure 14. Fonctions de lissage gaussien de portées variables



Distance géographique et distance socio-économique : les critères d'application du lissage gaussien

Compte tenu des objectifs de nos projections locales, le lissage gaussien ne peut s'appliquer que sur des communes qui présentent des comportements démographiques similaires. En effet, certaines communes, bien que voisines, peuvent avoir des profils démographiques totalement différents. Ainsi, dans le Hainaut, Gerpennes se caractérise par une espérance de vie masculine de 74,5⁽¹⁰⁾ ans (période 2001-2005), tandis que Charleroi, qui se trouve à proximité, affiche à peine 71,5 ans (période 2001-2005). Si on devait recourir au lissage gaussien dans le cas de Gerpennes, il serait inopportun de lui associer Charleroi qui a un profil de mortalité totalement différent.

Dans le contexte post-transitionnel actuel, les phénomènes démographiques sont relativement indépendants les uns des autres. L'option retenue, au départ, était de réaliser une typologie spécifique à chacun des phénomènes démographiques (mortalité, fécondité, migrations et transitions de ménage). L'objectif de ce travail est simplement d'identifier les communes semblables de manière à ne pas prendre en compte, lors du

(10) Source : Cytise communes

lissage gaussien, des communes fondamentalement différentes ; la typologie n'était pas une fin en soi. Nos travaux ont dans un premier temps porté sur la fécondité.

Plusieurs tests ont été réalisés, sur la mortalité (Eggerickx, Sanderson, 2010) comme sur la fécondité (Costa et al., 2010, 2011). Mais, aucune de ces typologies n'a donné pleine satisfaction, en raison notamment de la persistance de nombreux isolats démographiques.

Nous avons dès lors opté pour une autre solution qui consiste à considérer une « distance généralisée » combinant à poids égaux la proximité géographique (la distance kilométrique séparant deux communes) et la proximité socio-économique.

La distance socio-économique est calculée à partir de plusieurs variables qui traduisent la situation socio-économique de chaque commune. Elles sont combinées par une analyse en composante principale, dont les deux premiers facteurs permettent de construire un plan où une distance euclidienne est calculée.

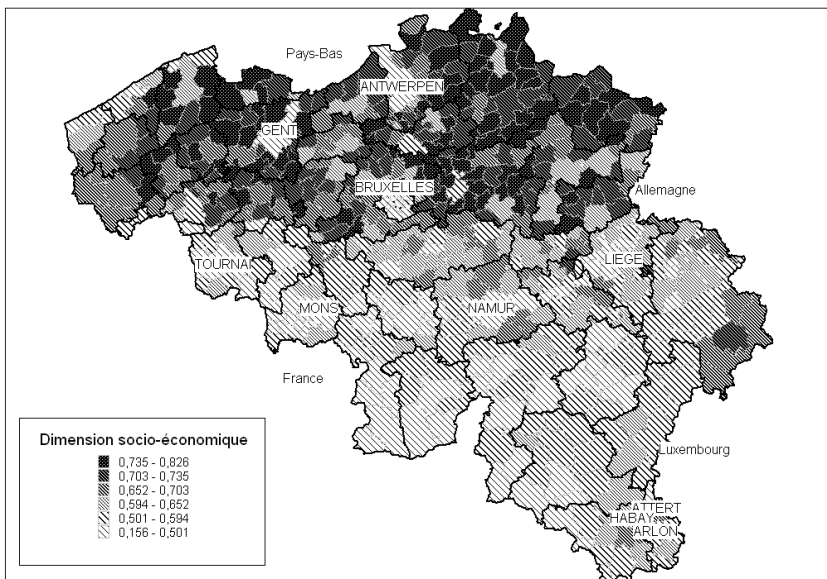
Les variables retenues pour la construction de cette analyse en composante principale sont celles utilisées pour la construction de la dimension socio-économique du baromètre des conditions de vie en Région wallonne (Sanderson, Eggerickx, 2010) :

- Revenu médian (2005) ;
- Taux de chômage (2001) ;
- Evolution du taux de chômage (1991-2001) ;
- % d'enfants de moins de 15 ans vivant en ménage monoparental en 2005 ;
- % de la population âgée de plus de 65 ans vivant seule en 2005 ;
- % des personnes de 45-64 ans seules ou en situation de monoparentalité (2005)
- Part des bénéficiaires du revenu d'intégration sociale dans la population en âge d'activité (2000) ;
- Part de travailleurs saisonniers ou à temps partiel ;
- % de diplômés disposant d'un diplôme de l'enseignement supérieur (2001) ;
- Espérance de vie à la naissance (2000-2005) ;

- Taux d'emploi (2001) ;
- Evolution du taux d'emploi (1991-2001) ;
- Coût moyen des logements (2005)

La figure 15 présente la cartographie de la dimension socio-économique du baromètre des conditions de vie. En combinant distance socio-économique et distance géographique, on évite de donner un poids important à une commune voisine, mais dont le profil socio-économique ne correspond pas à celui de la commune pour laquelle on applique le lissage gaussien. Ainsi, par exemple, dans le cas d'Attert (au-dessus d'Arlon), le poids d'Arlon dans le calcul des taux gaussiens sera plus faible que celui de Habay. Toutes deux joutent Attert, mais Arlon à un profil socio-économique plus éloigné d'Attert que Habay. En outre, cette option permet de ne pas considérer dans le calcul des communes géographiquement très éloignées les unes des autres, comme cela est généralement le cas avec une typologie basée sur une analyse de classification (figure 15).

Figure 15. Indicateurs de la dimension socio-économique du baromètre des conditions de vie des communes belges



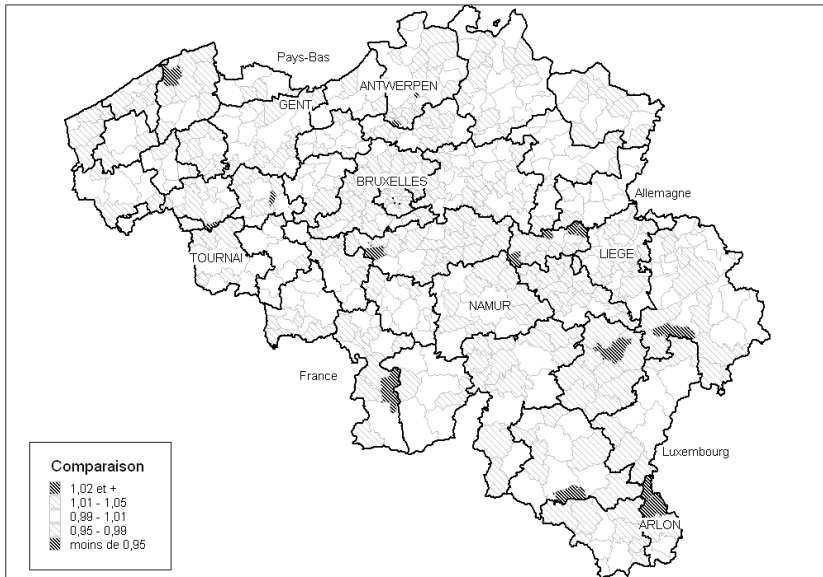
Conclusion

Les méthodes utilisées tant en Belgique qu'à l'étranger contournent toutes le problème des petits effectifs, soit en refusant de « travailler » en-deçà d'une certaine taille de population, soit en utilisant des informations calculées à un niveau d'agrégation plus élevé (région, pays). Ces informations sont alors appliquées aux localités de plus petite taille, ce qui revient à négliger les spécificités démographiques locales. En Belgique, grâce notamment au Registre national, il est possible de déterminer les caractéristiques et comportements démographiques à l'échelle locale. L'objectif est donc de mettre au point une méthode de projection des populations et des ménages qui tienne compte des particularités démographiques locales, tout en se soustrayant aux problèmes statistiques des petits effectifs.

L'option retenue est de procéder à un lissage gaussien, une technique qui consiste à compléter l'information disponible (lorsque la taille de la population soumise au risque est trop petite) dans les communes voisines en élargissant progressivement le cercle pour atteindre une masse critique. L'intégration de chaque commune se fait pas à pas et est pondérée par les distances géographique et socio-économique séparant les deux communes considérées. En outre, afin de générer simultanément des projections de ménages et de population, nous avons élaboré un modèle multi-états du type LIPRO.

Comme le démontre la figure 16, les résultats produits par cette méthode sont très satisfaisants. Le premier pas de projection, basé sur l'observation des tendances au cours des années 1991-2006, porte sur la période quinquennale 2006-2011. Nous pouvons donc confronter les chiffres de population projetés au 1^{er} janvier 2011 avec la réalité observée au 1^{er} janvier 2010 (les données au 1^{er} janvier 2011 ne sont pas encore disponibles) de manière à déterminer si la projection réalisée en est proche. On a cartographié le rapport entre les données projetées et les données observées (cf. *supra* figure 16). En blanc on a représenté les communes pour lesquelles l'écart était inférieur à 1 % et dans des teintes plus foncées, celles où l'écart était plus important. Le résultat est assez rassurant, sur les 589 communes, 43 présentent un écart supérieur à 5 %. Les écarts seraient sans doute encore plus faibles si on avait pu disposer des données au 1^{er} janvier 2011. On peut donc conclure à la solidité de la méthode.

Figure 16. Comparaison du résultat de la projection (2011) avec les données du Registre National (2010)



Références bibliographiques

BAHRI A., EGGERICKX T., SANDERSON J.-P., 2010, « Transformation des ménages et ségrégation sociale de l'espace. Une analyse de la précarisation des parcours résidentiels en Belgique (1991-2005) », in : B. MASQUELIER, T. EGGERICKX (eds), *Dynamiques de pauvretés et vulnérabilités en démographie et en sciences sociales*, Chaire Quetelet 2007, Presses Universitaires de Louvain, Louvain-la-Neuve, pp. 187-221.

BANENS M., 1994, « La Prévision de sous-populations par la méthode des tendances partielles », *Population*, n° 4-5, pp. 1130-1138.

BERGOUIGNAN Ch., 2008, « Projeter les populations soumises à une forte mobilité résidentielle. I - Représentations théoriques et choix méthodologiques », *Cahiers de démographie locale 2008*, pp. 19-53.

BUREAU DU PLAN, 2008, *Perspectives de population 2007-2060*, Bruxelles, Planning paper 105.

COSTA R., EGGERICKX T., RIZZI E., SANDERSON J.-P., 2010, « Analyse spatiale et temporelle de la fécondité en Belgique : une approche communale », communication au XVe colloque national de démographie : *La fécondité : représentation, causalité, prospective*, CUDEP, Strasbourg, 25-28 mai 2010.

COSTA R., EGGERICKX T., SANDERSON J.-P., 2011, « Les territoires de la fécondité en Belgique au 20^e siècle. Une approche longitudinale et communale », *Espaces, Populations, Sociétés*, 3, pp. 353-375.

DEBOOSERE P., FIZMAN P., 2009, « De la persistance des inégalités socio-spatiales en santé : le cas belge », *Espace, Populations et Sociétés*, n° 1, pp. 149-158.

EGGERICKX T., HERMIA J.-P., SANDERSON J.-P., 2005, « Transformations familiales et migrations en Belgique, de 1995 à 2000 », in : K. VIGNIKIN et P. VIMARD (dir.), *Familles au Nord, Familles au Sud*, Réseau démographie-AUF, Louvain-la-Neuve, pp. 391-407.

EGGERICKX T., ORIS M., SANDERSON J.-P., VILPERT S., 2012, *L'évolution de la population, l'âge et le sexe*, Monographie 1 de l'Enquête socio-économique de 2001, DGSIE, Bruxelles, 230 p. (à paraître).

EGGERICKX T., POULAIN M., 1996, « De la variabilité des paramètres démographiques pour les petites populations », *Espace, Populations et Sociétés*, n°1 / Hommage à D. Noin, pp. 93-102.

EGGERICKX T., SANDERSON J.-P., 2010, « Les inégalités spatiales de mortalité en Belgique : 1980-2005 », in : G.-F. DUMONT, A. ETCHELECOU, A. PARANT, J.-M. ROBINE, J.-P. SAEDON, B. YVARS (eds.), *Démographie et santé*, CUDEP, Bordeaux, pp. 145-161.

FRANZEN M. et KARLSSON T., 2010, *Using national data to obtain small area estimators for population projections on sub-national level*, Communication présentée à la Conference of European statisticians, 28-30 avril 2010 à Lisbonne, 10 p.

GUSBIN D., TOINT P., CORNELIS E., POULAIN M., EGGERICKX T., 2007, *Démographie, géographie et mobilité. Perspectives à long terme et politiques pour un développement durable*, Politique Scientifique Fédérale, Plan d'appui scientifique à une politique de développement durable, PADD II Bruxelles, 2007, 144 p.

- MONNIER A., 2004, *Démographie contemporaine de l'Europe. Evolutions, tendances, défis*, Armand Colin, Collection U, Paris, 415 p.
- REHER D., 1998, « Family ties in Western Europe: persistent contrasts », *Population and Development Review*, vol. 24, n° 2, pp. 203-234.
- ROUSSEL L., 1992, « La famille en Europe occidentale : divergences et convergences », *Population*, 1, pp. 133-152.
- SANDERSON J.-P., EGGERICKX T., 2010, « Des outils d'aide à la décision : les indicateurs de condition de vie et de mixité socio-démographique des communes et des quartiers en Belgique », *Cahiers de démographie locale 2009*, pp. 115-158.
- SANDERSON J.-P., DAL L., EGGERICKX T. et POULAIN M., 2011, *Perspectives de population locale en Belgique. Rapport IV : Lissage gaussien*, Louvain-la-Neuve, 11 p.
- SANDERSON J.-P., DAL L., EGGERICKX T. et POULAIN M., 2010, *Perspectives de population locale en Belgique. Rapport I : Etat de l'art et test de quelques méthodes*, Louvain-la-Neuve, 24 p.
- SANDERSON J.-P., DAL L., EGGERICKX T. et POULAIN M., 2010, *Perspectives de population locale en Belgique. Rapport II : Lissage gaussien et typologie des communes*, Louvain-la-Neuve, 23 p.
- SANDERSON J.-P., DAL L., EGGERICKX T. et POULAIN M., 2010, *Perspectives de population locale en Belgique. Rapport III : Définition des états*, Louvain-la-Neuve, 15 p.
- SANDERSON J.-P., EGGERICKX T., POULAIN M., 2009, « Impact des migrations internes sur le vieillissement des populations locales : les communes belges de 1992 à 2002 », in : C. BLAYO, A. DITTGEN, A. ETCHLECOU, M. GAYMARD (eds.), *Reproduction et renouvellement des populations*, CUDEP, Bordeaux, pp. 193-212.
- SOBOTKA T., 2008, « The diverse faces of the Second Demographic Transition in Europe », *Demographic Research*, 19, 8, pp. 171-224.
- VAN HECKE E., 1998, « Actualisering van de stedelijke hiërarchie in België », in : *Tijdschrift van het Gemeentekrediet van België*, année 52, n° 205, pp. 45-76.

WATTELAR C., 2004, « Perspectives démographiques : histoire de la méthode et méthodes actuelles », in : CASELLI G., VALLIN J. et WUNSCH G., *Démographie : analyse et synthèse. V. Histoire du peuplement et prévisions*, INED, Paris, pp. 253-276.

WILLEMS P., 2007, *Projecties van aantallen huishoudens naar huishoudgrootte voor de 308 gemeenten van het Vlaamse Gewest. Twee scenario's voor de periode 2005-2025*, Bruxelles, SVR - Technisch rapport 2007/1, 32 p.

Jean-Paul SANDERSON, Luc DAL, Marc DEBUISSON, Thierry EGGERICKX,
Michel POULAIN

Perspectives de population et de ménages des communes belges

Dans la plupart des pays où des perspectives locales sont réalisées, celles-ci sont rarement menées pour des populations de petites tailles (ainsi, en France, les perspectives conduites par l'INSEE ne descendent pas sous les 50 000 individus). En effet, dès qu'on s'intéresse à ce type de projections, on se heurte à la problématique des petits effectifs, particulièrement prégnante quand on travaille avec des événements « rares » comme la mortalité et la fécondité. Cet article entend, d'une part, faire le point sur les solutions utilisées dans différents pays et, d'autre part, présenter la méthode alternative utilisée pour réaliser des projections de population et de ménages à l'échelle des communes belges, soit pour des entités comptant parfois moins de 2 000 habitants. La solution proposée permet de dépasser ce problème des petits effectifs tout en exploitant au mieux les données disponibles.