

RELATIONS INTERGÉNÉRATIONNELLES ENJEUX DÉMOGRAPHIQUES

*xvi^e Colloque international de l'Aidelf
Université de Genève, 21-24 juin 2010*



ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE
A I D E L F – 133, boulevard Davout – 75980 Paris Cedex 20 (France) – <http://www.aidelf.org>

La transmission de la précarité en Belgique : analyses intergénérationnelles (1991-2001)

Jean-Pierre HERMIA et Thierry EGGERICKX

Centre de Recherche en Démographie et Sociétés, Université catholique de Louvain, Belgique

Introduction

Dans un contexte de ségrégation socio-spatiale croissant, d'instabilité accrue des ménages et de remise en question du modèle de l'état providence - et donc des mécanismes de redistribution des richesses par les pouvoirs publics - le contexte sociodémographique belge de la précarité est plus que jamais lié aux mécanismes jouant au niveau de l'individu et de son ménage d'appartenance. L'objectif de cette communication est de mesurer la transmission intergénérationnelle des inégalités sociales (ou de la précarité) en comparant la situation des parents en 1991, à celle de leurs enfants devenus adultes en 2001. Dans quelle mesure la situation des parents détermine-t-elle celle de leurs enfants ? Quels sont les facteurs qui maintiennent les enfants dans la précarité, quels sont ceux qui leur permettent de s'en extirper ? Notre attention se portera plus spécifiquement sur les déterminants démographiques que sont les situations de ménage (taille et type), l'âge et la nationalité, d'une part, et sur la dimension spatiale de la problématique, d'autre part.

Cette communication se structure autour de cinq sections complémentaires. Tout d'abord, la question de recherche sera située au sein d'un aperçu de l'état de l'art, mettant notamment en évidence les limites des études réalisées dans le domaine. Ensuite, la base de données, originale tant par sa richesse que par la méthodologie qui a conduit à positionner chaque individu sur le continuum social, sera brièvement présentée. S'ensuivra l'exposé de la partie descriptive des analyses réalisées : analyse bivariée avec les variables illustratives, d'une part, et analyse spatiale, d'autre part. Ces analyses serviront de base à la section suivante, portant sur l'approche explicative, basée sur un modèle logistique polynomial avec interactions multiples. L'analyse des paramètres de ce modèle statistique constituera le cœur de nos analyses, et servira de point de départ pour les discussions qui clôturent ce papier.

1. Positionnement de la recherche par rapport à l'état de l'art

Les approches longitudinales et intergénérationnelles sont indispensables si l'on veut comprendre les mécanismes de reproduction des situations et des parcours qui conduisent à l'exclusion sociale et à la précarité. Celles-ci résultent d'événements qui s'inscrivent dans le temps courts – perte d'un emploi, rupture familiale ... – et de structures de temps longs qui font référence aux ressources (financières, capital culturel et social ...) dont disposent les individus, au moins en partie transmises par les ascendants. Les études sur la transmission intergénérationnelle des inégalités sociales sont rares, voire inexistantes, en Belgique, alors qu'elles sont particulièrement abondantes au Royaume-Uni et en États-Unis, comme le démontre les synthèses de littérature réalisées par C. Bruniaux et B. Galtier (2003), A. C. D'Addio (2007) ou encore S. P. Jenkins et T. Siedler (2007).

Même si cette littérature est très hétérogène, ne serait-ce qu'en regard des méthodes et du type de données utilisées, toutes les recherches confirment que le fait d'être pauvre durant l'enfance accroît le risque de l'être plus tard, à l'âge adulte (Jenkins, Siedler, 2007). Il y a donc bien reproduction de la pauvreté et des inégalités sociales de génération à génération, mais celle-ci n'est ni automatique, ni inéluctable. Tout dépend notamment de la durée des épisodes de pauvreté subis durant l'enfance ou encore de l'âge auquel l'enfant est confronté à la

Relations intergénérationnelles, Enjeux démographiques, Actes du XVIème colloque de l'AIDELF,

Genève 21-24 Juin 2010, Association Internationale des Démographes de Langue Française, ISBN : 978-2-9521220-3-0

précarité (Dollé, 2008). Ainsi, la plupart des études anglo-saxonnes mettent l'accent sur les premières années de vie, alors que les recherches menées au Luxembourg démontrent que l'adolescence est également une période cruciale : les individus ayant connu une situation de pauvreté lors de leur adolescence auraient trois fois plus de risque de subir le même sort lorsqu'ils sont adultes (Berger, Reinstadler, 2007).

Comme l'indiquent Bruniaux et Galtier (2003) ou encore Jenkins et Siedler (2007), la majorité des études ont un point commun : « (...) il s'agit toujours de cerner l'impact du revenu parental sur le devenir des enfants, tout en sachant que ce revenu se combine avec d'autres facteurs pour peser sur leurs trajectoires » (Bruniaux, Galtier, 2003, p. 3). Parmi ces autres facteurs, généralement évoqués, relevons le niveau d'éducation des parents, la situation familiale ou encore l'environnement extérieur à la famille (école, quartier...) dans lequel l'enfant grandit.

Les études empiriques sur la transmission de la pauvreté et des inégalités sociales se réfèrent généralement à quatre grandes familles de théorie, synthétisées par Bruniaux et Galtier (2003). La plus courante est la *théorie des ressources économiques* qui explique la transmission de la pauvreté par la faiblesse des investissements en capital (via l'éducation, les soins de santé, le logement ...) et en temps consacrés par les parents à leurs enfants¹. Une augmentation des ressources économiques par le travail ou encore par l'aide sociale pourrait contrecarrer la transmission intergénérationnelle de la pauvreté. La *théorie des ressources non-économiques* prend le contrepied de la précédente². La transmission de la pauvreté s'expliquerait moins par la situation économique des parents que par d'autres facteurs, tels que le manque d'instruction, les ruptures familiales, l'âge précoce de la mère à la maternité, un mauvais état de santé ... Ces ressources non-économiques déficientes entraîneraient alors un manque de ressources économiques, avec in fine un effet cumulatif sur le devenir des enfants. Enfin, les autres théories portent sur les groupes sociaux et supposent que la transmission intergénérationnelle de la pauvreté s'opère essentiellement par un mécanisme de contagion. La *théorie de la culture de l'aide sociale* met en exergue le rôle de modèle joué par les parents : les parents précarisés se sont adaptés à cette situation et développent des normes, des valeurs défaitistes et des attitudes dysfonctionnelles (par exemple par rapport au marché du travail et au système d'aide sociale) qu'ils inculquent volontairement ou non à leurs enfants. Enfin, la dernière théorie est centrée sur *l'environnement* dans lequel vit et grandit l'enfant. Le quartier et le voisinage, au même titre que la famille, sont des agents de socialisation mais aussi de « contamination » de normes et d'attitudes³. On retrouve dans ce cadre théorique le modèle de l'isolement social développé par Wilson (1987) dans le cas des villes américaines. La raréfaction des emplois dans certains quartiers centraux et l'émigration de ceux qui en ont les moyens concourent à une logique d'enfermement spatial et social pour ceux qui n'ont pas les moyens de s'en extirper et qui se répercute de génération en génération. Cet effet de quartier ou de voisinage est très présent dans les travaux d'E. Maurin (2004) et de D. Goux (Goux, Maurin, 2004 ; 2006), notamment en relation avec la scolarisation des enfants. Ainsi, « *Le voisinage immédiat, l'immeuble où l'on habite, représentent des éléments de socialisation tout à fait centraux, notamment pour les jeunes des classes populaires et, plus généralement, pour tous ceux qui n'ont guère les moyens de se donner d'autres terrains de socialisation. L'influence du lieu de résidence ne se limite pas aux interactions extra-scolaires ayant lieu dans ces abords immédiats. Les enfants sont dans leur majorité scolarisés dans un*

¹ Voir par exemple Becker, Tomes (1986).

² Voir par exemple Mayer (1997).

³ L'étude réalisée par Burgess *et al.* [2001, citée par Bruniaux, Galtier (2003)] mesure l'impact respectif des variables familiales, de variables liées à l'école et celles relatives à l'environnement de vie sur le devenir des enfants. Ces variables exercent une influence, mais elle est hiérarchisée : l'effet le plus marquant est celui de la famille, puis de l'école et enfin de l'environnement.

établissement de leur quartier et la composition sociale de leur école et de leur classe est quasi mécaniquement à l'image de celle de leur quartier » (Maurin, 2004, p. 36). Sans renier les autres approches théoriques, dont les composantes sont souvent interdépendantes, notre recherche s'inscrit largement dans ce courant axé, d'une part, sur l'analyse et le devenir des groupes sociaux, et d'autre part, sur l'impact du lieu de résidence. Il s'agit là de l'un de ses principaux apports.

La plupart des études sont de type quantitatif et se basent sur des données longitudinales collectées à partir d'enquêtes rétrospectives et de panels. Ces études ont des limites qui concernent notamment :

- la qualité des informations récoltées puisqu'elles font largement appel à la mémoire des répondants ;
- la taille et donc la représentativité des échantillons qui limite les aspects (variables) pris en considération. Ainsi, par exemple, les études prenant en compte la dimension spatiale du phénomène sont quasiment inexistantes ;
- bien souvent, les trajectoires de vie considérées sont courtes ; on néglige donc la durée des situations et la chronologie des événements sur des périodes de temps relativement longues.

2. Données et méthodologie

Cette communication s'insère dans un projet de recherche interdisciplinaire portant sur les inégalités sociales et spatiales en Belgique et au Luxembourg (DESTINY⁴). Cette étude repose sur une base de données d'une grande richesse, dotée de trois atouts majeurs : elle est exhaustive, individuelle et permet des analyses longitudinales. Pour le volet belge, elle se base sur le couplage, au niveau individuel, des informations du Registre National (annuellement, de 1991 à 2006⁵), qui portent sur les caractéristiques démographiques de la population (sexe, âge, lieu de résidence, ménage d'appartenance [type, taille, statut matrimonial], nationalité [actuelle et d'origine]), avec celles des deux derniers recensements de la population (1991 et 2001), informatifs sur les caractéristiques socio-économiques des individus et en particulier le niveau d'éducation, la catégorie socioprofessionnelle et la situation (confort) du logement. Ces trois derniers éléments constituent la base de la mesure de la précarité au niveau individuel. Ainsi, à l'aide de calculs complexes, notamment basés sur les données de l'enquête Revenus et Conditions de vie EU-SILC (Belgique), trois scores sont calculés individuellement en fonction des réponses aux derniers recensements. Ensuite, différentes analyses multivariées (ACP et ACM, Clustering) ont permis d'identifier 16 groupes sociaux (classés, d'un extrême à l'autre en terme de degré de précarité). Quasiment toute⁶ la population vivant sur le territoire belge est positionnée, en 1991 et en 2001, sur ce continuum social, au moyen d'un score tridimensionnel propre à chacun des groupes sociaux. Ces opérations méthodologiques successives sont brièvement détaillées dans la sous-section suivante.

L'objectif du projet DESTINY étant d'analyser la dynamique des individus au sein du continuum social, un questionnement majeur a été de pouvoir positionner ceux-ci

⁴ DESTINY, financé conjointement par la Politique Scientifique Fédérale [en Belgique] et par le Fond National de la Recherche [au Luxembourg].

⁵ Dans le cadre de cette communication, seules les informations 1991-2001 du Registre National seront exploitées.

⁶ Si quasiment l'ensemble de la population vivant sur le territoire national est enregistrée au sein du Registre National (à l'exception des clandestins, sans papiers et certains sans domicile fixe), il existe une proportion importante d'individus n'ayant pas (entièrement) répondu aux questionnaires des deux recensements (entre 8 et 15%). De ce fait, aucun score n'a été attribué à ces individus. La non prise en compte de cette importante population « *missing* » constitue un problème important dans l'ensemble du projet DESTINY-Belgique a fait l'objet d'une étude plus poussée, dont les premiers résultats sont disponibles dans Eggerickx *et al.* (2009).

individuellement. Rares sont les études comparables se basant sur des données exhaustives ; elles sont inexistantes dès qu'on intègre l'aspect longitudinal, lié à la bi-temporalité de la base de données utilisée. Après de nombreuses réflexions, il s'est avéré utile d'utiliser la richesse des données disponibles au niveau individuel, au sein des recensements successifs, pour arriver à un proxy de la position sociale de chaque individu. Trois dimensions ont été retenues pour appréhender l'éventuelle précarité ou plus généralement le positionnement socioéconomique : le niveau d'éducation, la catégorie socioprofessionnelle et les caractéristiques du logement. Le choix de cette caractérisation tridimensionnelle se réfère à un cadre théorique issu du concept de mode d'intégration économique de Karl Polanyi, approche systémique intégrant les capacités de rebondir (ou non) en fonction des attributs de chacun sur ces trois dimensions (Eggerickx *et al.*, 2009, Hermia *et al.*, 2009, Lord *et al.*, 2010).

Une fois le choix de ces trois dimensions opéré, l'exercice complexe a été de pouvoir mesurer objectivement le positionnement des modalités de ces trois dimensions au sein du continuum social⁷. Les données d'enquête panel⁸ ont été utilisées pour mesurer le niveau de vie (revenu) au niveau individuel. Les résultats de la première vague du PSBH (Panel Study on Belgian Households– Panel démographie familiale) ont été utilisés pour les données du recensement de 1991, et ceux de la première vague de SILC-Belgique (Study on Income and Living Conditions – Étude sur le revenu et les conditions de vie) pour celles de l'ESE⁹ 2001. Pour mesurer le positionnement au sein du continuum social de chacun, nous avons utilisé le RDUC (revenu selon les unités de consommation), qui est le rapport entre le revenu total du ménage et le nombre (pondéré) d'individus le constituant. Le revenu moyen a été calculé pour chacune des modalités, puis mathématiquement standardisé. On obtient alors un score (positif ou négatif, autour de la moyenne 0) pour chacune des modalités des trois dimensions, différent pour 1991 et 2001. En fonction des réponses (modalités) aux deux recensements, le score correspondant à chacune des modalités a été réaffecté au sein de la base de données exhaustive.

Après cette étape de scoring au niveau individuel, chaque personne répertoriée dans la base de données était caractérisée par un score sur chacune des trois dimensions (en 1991 et en 2001 si elle en faisait partie aux deux dates). L'étape suivante a été de regrouper ces individus au sein d'agrégats de personnes partageant des similitudes sur les trois dimensions. Pour « classier » la population en groupes sociaux échelonnés au sein du continuum social, nous avons retenu l'analyse de classification hiérarchique sur simulation théorique des combinaisons de modalités sur les trois dimensions. Pour les situations 1991 et 2001, le seuil des 90% de l'information maintenue au sein de l'opération de clustering a été retenu. Dans les deux cas, il en résulte 16 clusters ou groupes sociaux. Enfin, dans le cadre de cette communication, le score moyen (moyenne des scores des trois dimensions) a été calculé pour chacun des groupes sociaux et réaffecté à chaque individu au sein de la base exhaustive, en fonction du groupe social d'appartenance en 1991 et en 2001.

L'analyse longitudinale et intergénérationnelle repose sur le suivi des individus et des ménages présents entre 1991 et 2001. Ainsi, en 1991, nous connaissons la composition de chaque ménage et la position de chaque personne au sein de celui-ci (chef de ménage, conjoint du chef de ménage, enfant ...). Le suivi individuel nous permet par exemple d'identifier les personnes qui étaient « enfants » en 1991 et qui sont devenues « chef de ménage » ou « conjoint » dix ans plus tard. La population étudiée dans cet article est constituée de *tous les*

⁷ L'ensemble des opérations méthodologiques opérées sont détaillées dans Hermia *et al.* (2009) et Lord *et al.* (2010).

⁸ Les questionnaires de ces enquêtes comportent des parties individuelles et d'autres concernant l'ensemble du ménage (parmi lesquelles le revenu total du ménage, quelle que soit sa provenance : salariale, allocative de chômage, de retraite, ...).

⁹ Enquête Socioéconomique 2001, soit l'équivalent du dernier recensement de la population et du logement en Belgique.

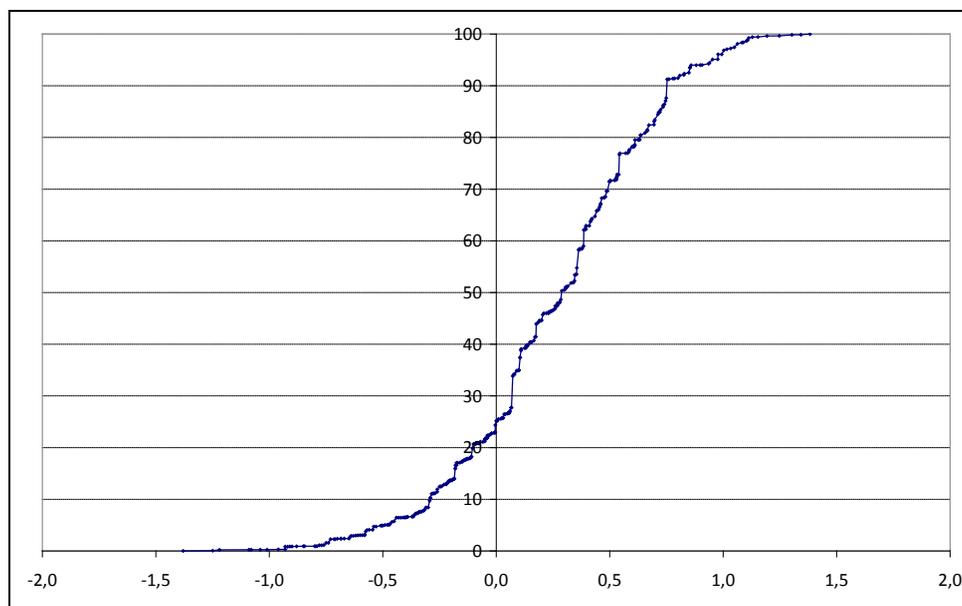
enfants présents en 1991, dont on connaît le positionnement social de leur(s) parent(s)¹⁰ en 1991, et qui sont devenus adultes en 2001 et dont on connaît le positionnement social en 2001. Dans la suite de cet article, on parlera de « score » pour désigner le score tridimensionnel au niveau individuel. La variable étudiée tout au long des sections 3 et 4 est la différence entre le score de l'enfant devenu adulte en 2001 et la moyenne des scores des deux parents en 1991¹¹.

3. Analyse descriptive

3.1. L'évolution du score de l'enfant par rapport à celui de ses parents selon les variables illustratives

Sur l'ensemble des enfants dont on connaît le score en 2001 ainsi que celui de leurs parents en 1991, soit 1 021 544 individus, 22% d'entre eux connaissent une diminution de score, 3% une croissance nulle et 75% une augmentation (figure 1). Si cette différence de score au niveau individuel [DIF] s'échelonne entre -1,380 et +1,383, près des deux-tiers sont comprises entre -0,5 et +0,5. Dans la suite de cet article, pour différentes raisons méthodologiques¹², cette variable a été discrétisée en cinq classes¹³ [DIF5].

FIGURE 1 : DISTRIBUTION (FRÉQUENCE CUMULÉE - %) DES DIFFÉRENCES DE SCORES ENTRE L'ENFANT (2001 ET LE (LA MOYENNE DES DEUX) PARENT(S) (1991)



Source : Base DESTINY (Belgique), DGSIE, Rec. 1991, ESE-2001, Registre National, PSBH, SILC-Belgique

¹⁰ Si l'enfant n'avait qu'un seul parent en 1991, ou si le score était manquant pour un des deux parents, c'est l'unique score parental qui a été retenu dans les analyses. Si les deux scores parentaux étaient connus, la moyenne des deux scores a été calculée et retenue. Enfin, si les deux scores étaient manquants, l'enfant n'a pas été pris en compte.

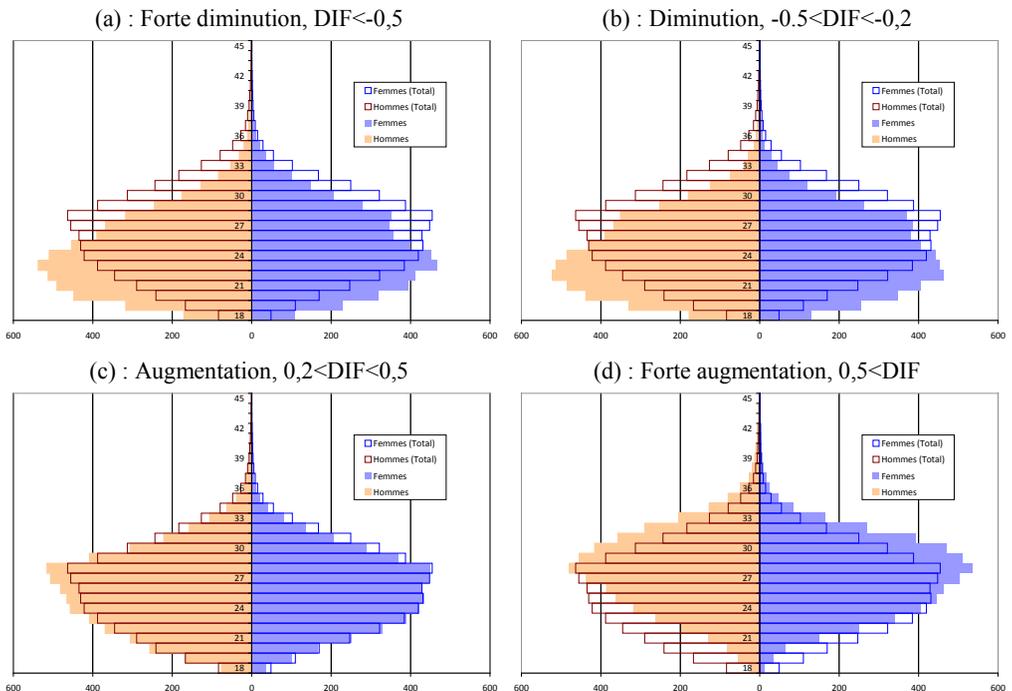
¹¹ Ou, le cas échéant, la différence entre le score de l'enfant devenu adulte en 2001 et le score de son parent en 1991.

¹² Parmi lesquelles l'utilisation, lors de la modélisation statistique, de modèles logistiques multinomiaux (cf. 4.1.).

¹³ Les cinq classes de la variables DIF5 sont les suivantes (avec les valeurs correspondantes de la variable DIF entre parenthèses) : [1] Forte diminution (DIF<-0,5), soit 4,9% des enfants ; [2] Diminution (-0,5<DIF<-0,2), 8,8% des enfants ; [3] Stagnation (-0,2<DIF<0,2), 30,9% des enfants ; [4] Augmentation (0,2<DIF<0,5), soit 26,9% des enfants et [5] Forte augmentation (DIF>0,5), soit 28,6% des enfants.

L'examen des pyramides des âges des différentes modalités de la variable DIF5 fait apparaître une différenciation importante, que le tableau 1 permet de confirmer. Les enfants connaissant une diminution, qu'elle soit moyenne ou forte, sont nettement plus jeunes (âge modal : 23 ans versus 28 ans pour l'ensemble) et plus souvent des hommes. Si ceux qui ont expérimenté une augmentation moyenne ou une stagnation sont également plus souvent des hommes, le cinquième groupe ($DIF > 0,5$), soit celui des enfants caractérisés par une forte augmentation de score, est nettement plus féminin et plus âgé que l'ensemble. Enfin, retenons du tableau 1 que les diminutions sont jusqu'à quatre fois plus fréquentes chez les enfants âgés de 18 à 21 ans que chez les 31 ans et plus, et que le rapport est inverse en ce qui concerne les fortes augmentations de score.

FIGURE 2 : STRUCTURE PAR ÂGE ET SEXE¹⁴ DES ENFANTS EN FONCTION DE L'ÉVOLUTION DU SCORE PAR RAPPORT À CELUI DE LEUR(S) PARENT(S)



Source : Base DESTINY (Belgique), DGSIE, Rec. 1991, ESE-2001, Registre National, PSBH, SILC-Belgique

En termes de ménage d'origine (en 1991), les enfants issus de couples mariés, numériquement nettement majoritaires (Annexe 1), sont proches de la distribution globale (tableau 1), ce qui est loin d'être le cas pour les autres. Ainsi, parmi ceux issus de cohabitants, on observe plus de deux fois moins de forte augmentation de score, alors que diminutions et stagnations sont nettement plus fréquentes. Parmi les enfants élevés par leur mère seule en 1991, on enregistre une surreprésentation des fortes diminutions, peu d'augmentation moyenne et, paradoxalement, autant de fortes augmentations que dans la moyenne. Enfin, les enfants

¹⁴ En traits transparents : la structure par âge et sexe de l'ensemble des « enfants » pris en compte dans cette étude. En traits pleins : la structure par âge et sexe de la modalité de la variable DIF5. Les deux structures sont strictement comparables car les effectifs ont tous été rapportés en pour dix mille.

élevés par leur père seul en 1991 sont ceux qui, comparativement, s'en sortent le moins bien. Le croisement de DIF5 avec la taille du ménage d'origine fait apparaître une opposition nette entre les enfants des ménages de taille 2 (monoparentaux), qui connaissent les évolutions proportionnellement les moins favorables, et ceux des tailles 3, 6 et, à fortiori 7 personnes et plus, qui évoluent plus souvent vers le haut.

TABLEAU 1 : DIF5 : ÉVOLUTION DU SCORE DES ENFANTS PAR RAPPORT À CELUI DE LEUR(S) PARENT(S) [(1) : FORTE DIMINUTION, $DIF < -0.5$ (2) : DIMINUTION, $-0.5 < DIF < -0.2$, (3) : STAGNATION, $-0.2 < DIF < 0.2$, (4) : AUGMENTATION, $0.2 < DIF < 0.5$ (5) : FORTE AUGMENTATION, $0.5 < DIF$] : CROISEMENT AVEC LES VARIABLES ILLUSTRATIVES (PROPORTION DE CHAQUE MODALITÉ EN POURCENTAGE PAR LIGNE)

Sexe	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
Femme	4,8	8,7	29,8	25,8	30,9
Homme*	5,0	8,8	32,0	27,8	26,4
Total	4,9	8,8	30,9	26,9	28,6

Groupe d'âges	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
18-21 ans	8,9	16,6	36,1	27,0	11,4
22-24 ans	6,2	11,0	32,7	28,0	22,2
25-27 ans*	4,3	7,8	31,5	28,2	28,2
28-30 ans	3,3	6,0	28,5	27,0	35,2
31 ans et plus	2,6	3,7	26,1	22,2	45,5
Total	4,9	8,8	30,9	26,9	28,6

Ménage en 1991	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
Couple marié*	4,0	8,3	30,3	27,9	29,4
Cohabitants	8,2	15,8	35,5	26,6	13,9
Monoparental (Femme)	9,9	10,5	33,4	20,0	26,3
Monoparental (Homme)	10,5	11,4	38,5	18,8	20,9
Total	4,9	8,8	30,9	26,9	28,6

Taille du ménage en 1991	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
2	10,1	10,2	33,3	20,2	26,1
3	5,5	8,4	29,1	25,7	31,3
4*	4,9	8,8	32,0	27,2	27,0
5	4,6	9,0	31,3	27,6	27,5
6	3,2	8,6	28,2	29,7	30,2
7+	1,6	8,1	30,8	26,8	32,8
Total	4,9	8,8	30,9	26,9	28,6

Ménage en 2001	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
CM/Conj (Isolé)	6,1	8,6	32,4	25,3	27,6
CM/Conj (Cohabitant sans enfant)	3,9	6,5	30,2	28,5	30,8
CM/Conj (Marié sans enfant)	1,8	4,2	26,5	27,6	40,0
CM/Conj (Cohabitant avec enfant)	5,0	10,0	31,6	26,5	26,8
CM/Conj (Marié avec enfant)	2,6	5,8	27,7	25,5	38,4
CM/Conj (Monoparental)	10,0	18,1	36,1	18,6	17,2
Enfant (de mariés)*	5,0	9,9	32,0	28,6	24,4
Enfant (de cohabitants)	10,3	14,4	36,2	24,5	14,6
Enfant (de monoparental)	9,5	13,5	33,6	22,3	21,1
Autre	5,9	10,8	32,7	27,5	23,1
Total	4,9	8,8	30,9	26,9	28,6

Pays de nat./d'origine en 2001	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
Belge né Belge*	5,0	8,7	31,1	27,1	28,1
Pays frontalier	6,0	10,6	29,9	26,8	26,7
Europe du nord	9,4	10,8	36,3	23,2	20,3
Pays du nord	13,4	11,1	35,8	21,9	17,8
Europe méditerranéenne	2,9	9,0	24,4	26,5	37,1
Europe centrale et orientale	5,5	10,2	27,9	26,6	29,9
Maghreb	0,9	7,9	33,5	22,7	35,0
Turquie	0,6	9,5	34,5	25,2	30,2
Afrique (hors Maghreb)	9,7	12,9	27,2	25,0	25,3
Amérique latine	18,1	16,0	29,4	19,5	17,0
Asie (hors Turquie)	10,5	12,6	31,5	22,1	23,3
Inconnu	7,9	11,1	28,7	26,0	26,2
Total	4,9	8,8	30,9	26,9	28,6

Région de vie (1991-2001)	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
Bruxelles-Bruxelles	7,3	11,2	35,5	23,1	22,8
Bruxelles-Flandre	6,8	9,8	34,7	24,2	24,5
Bruxelles-Wallonie	10,6	11,9	35,9	21,8	19,9
Flandre-Bruxelles	6,8	6,7	38,1	22,5	25,8
Flandre-Flandre*	3,9	7,3	30,0	28,7	30,1
Flandre-Wallonie	6,9	9,4	34,5	23,7	25,5
Wallonie-Bruxelles	6,4	7,4	36,0	22,3	27,9
Wallonie-Flandre	5,2	8,7	33,1	24,7	28,3
Wallonie-Wallonie	6,0	11,2	31,3	24,5	26,9
Total	4,9	8,8	30,9	26,9	28,6

Score moyen communal en 1991	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
SMC < -0,15	4,7	10,9	31,5	24,1	28,8
-0,15 < SMC < -0,1	4,6	10,7	30,0	24,7	30,1
-0,1 < SMC < -0,05	3,9	8,7	27,9	28,3	31,3
-0,05 < SMC < 0	4,2	8,2	29,1	27,9	30,7
0 < SMC < 0,05*	4,5	8,0	30,2	28,6	28,8
0,05 < SMC < 0,10	5,0	8,4	32,0	27,1	27,5
0,10 < SMC < 0,15	6,0	9,1	33,4	25,8	25,6
SMC > 0,15	8,0	9,6	37,9	22,4	22,1
Total	4,9	8,8	30,9	26,9	28,6

Source : Base DESTINY (Belgique), DGSIE, Rec. 1991, ESE-2001, Registre National, PSBH, SILC-Belgique

Le ménage d'appartenance de l'enfant en 2001 est lui aussi un marqueur/résultat de l'évolution connue par l'enfant en termes de score. Globalement, ceux qui se sont émancipés du foyer parental ont connu une évolution plus fréquemment positive que ceux qui en font toujours partie. Parmi les premiers, si les nouveaux isolés et cohabitants avec enfant(s) ont une

distribution proche de l'ensemble des enfants, on constate que les cohabitants sans enfant et, à fortiori, les mariés (avec ou sans enfant) s'en sortent proportionnellement nettement mieux. Ce n'est pas le cas de ceux qui sont devenus monoparentaux, qui ont expérimenté deux fois plus fréquemment une diminution que la moyenne. Concernant ceux qui sont restés « enfants », ceux dont le ménage est dirigé par un couple marié, l'évolution est proche de la moyenne, quoi que légèrement moins favorable. Enfin, tant ceux qui vivent avec un seul parent que ceux dont les parents ne sont pas mariés ont connu des évolutions plus souvent défavorables.

En termes de nationalité à la naissance¹⁵, seuls les ressortissants d'Europe Centrale et Orientale ont un profil d'évolution proche de celui des Belges. Différents groupes de nationalités à la naissance se caractérisent par une distribution de DIF5 moins favorable ; c'est le cas des pays frontaliers, d'Europe du Nord, d'Afrique (hors Maghreb), d'Asie (hors Turquie), du Nord et d'Amérique latine, respectivement de plus en plus défavorable. À l'inverse, trois (groupes de) nationalités à la naissance se distinguent par une distribution nettement plus favorable : les ressortissants d'un pays d'Europe Méditerranéenne, de la Turquie et du Maghreb.

En termes de région de vie, on remarque que les « sédentaires »¹⁶ flamands ont une distribution de DIF5 plus favorable que leurs homologues wallons ou bruxellois. Parmi les migrants, ceux qui quittent Bruxelles sont ceux qui régressent le plus souvent, alors que, parmi ceux qui y arrivent, on observe une plus forte proportion de stagnation que la moyenne.

Enfin, pour clôturer cette analyse descriptive de DIF5 en fonction des variables illustratives, on observe, à l'exception notable des communes les moins bien scorées, une corrélation inverse entre SMC¹⁷ et évolution : plus la commune est bien scorée, plus l'évolution est, en terme de distribution, globalement défavorable, avec une proportion croissante de diminution et de stagnation. Notons toutefois que, parmi les enfants habitants les communes des deux premières catégories, la proportion de régression est plus importante que la moyenne.

Notons au vu de ces premiers résultats descriptifs, notamment pour la nationalité d'origine et le SMC, pour lesquels c'est particulièrement évident, que le positionnement social de départ (des parents) n'est pas pris en compte dans cet article. Nous sommes conscients qu'il s'agit d'un élément déterminant dans l'évolution individuelle. À titre d'exemple, le cas des enfants d'origine maghrébine et turque est particulièrement notable. En 1991, leurs parents sont nettement surreprésentés dans le bas du continuum social [toutes les analyses décrivant le continuum social sont reprises dans Eggerickx *et al.* (2009)] et caractérisés par les scores très souvent faibles. Mécaniquement, la probabilité de s'élever (ou de stagner) pour les enfants est plus grande, puisque la régression est (quasiment toujours) impossible.

3.2. Analyse spatiale de l'évolution du score de l'enfant par rapport à celui de ses parents

Un des atouts lié à l'exhaustivité de la base de données, au niveau individuel, est de pouvoir procéder à différentes agrégations spatiales, quelle que soit l'échelle d'analyse

¹⁵ Rappelons que les personnes d'origine étrangère sont sous-représentées dans notre base de données, car, plus fréquemment que les Belges d'origine, elles n'ont pas répondu (entièrement) aux questionnaires de recensement.

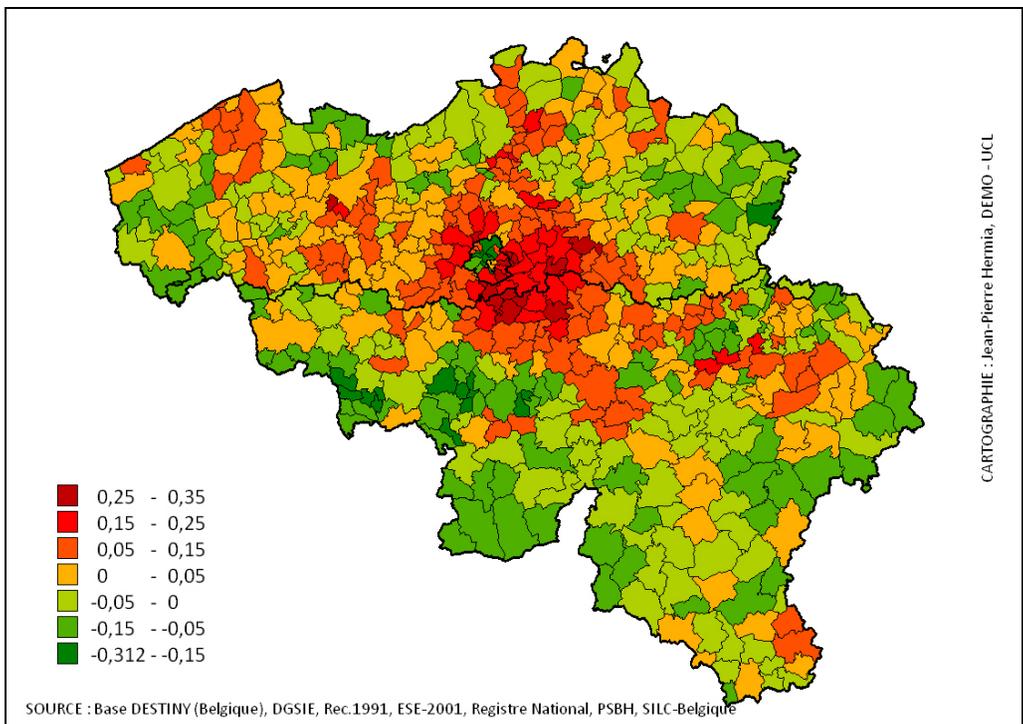
¹⁶ On parle ici de sédentaires par opposition aux migrants. Il s'agit de sédentaires interrégionaux résultants, c'est-à-dire tous les enfants domiciliés dans la même région administrative en 1991 et en 2001. On parle de migrants (interrégionaux résultants 1991-2001) pour désigner tous les enfants dont la région administrative de résidence a changé entre 1991 et 2001.

¹⁷ Le score moyen communal (SMC) a été calculé comme la moyenne, pour chaque commune, des scores parentaux de tous les enfants pris en compte dans cette analyse, c'est-à-dire de ceux devenus adultes en 2001 et dont on connaît le score individuel en 2001.

envisagée¹⁸. L'objectif de cette sous-section est de dresser le panorama de la dynamique intergénérationnelle à l'œuvre dans l'espace belge, à travers des indicateurs calculés au niveau communal¹⁹.

La géographie des scores moyens parentaux en 1991 fait transparaître une double logique centre/périphérie (figure 3). D'une part, les centres urbains sont nettement moins bien lotis que leur espace périurbain. C'est particulièrement le cas à Bruxelles, où les communes du bas de la ville sont caractérisées par des scores moyens négatifs, très inférieurs à celles du haut de la ville, et, à fortiori, de tout un hinterland périurbain dépassant largement l'ancienne province de Brabant. On observe la même structure spatiale dans les cas de Liège, d'Anvers, et, de façon moins nette, de Gand et de Charleroi. D'autre part, les zones enclavées sont en moyenne moins bien scorées que les espaces plus centraux : Ardenne, Westhoek, région d'Eeklo. De même, les (anciens) bassins industriels (Borinage, Centre, Pays noir, Bassin liégeois, Campine limbourgeoise) se distinguent par des scores moyens souvent négatifs.

FIGURE 3 : LE SCORE MOYEN DES (DU) PARENT(S) EN 1991 DES ENFANTS PRIS EN COMPTE DANS L'ANALYSE LONGITUDINALE (MOYENNE DES HABITANTS DE LA COMMUNE)



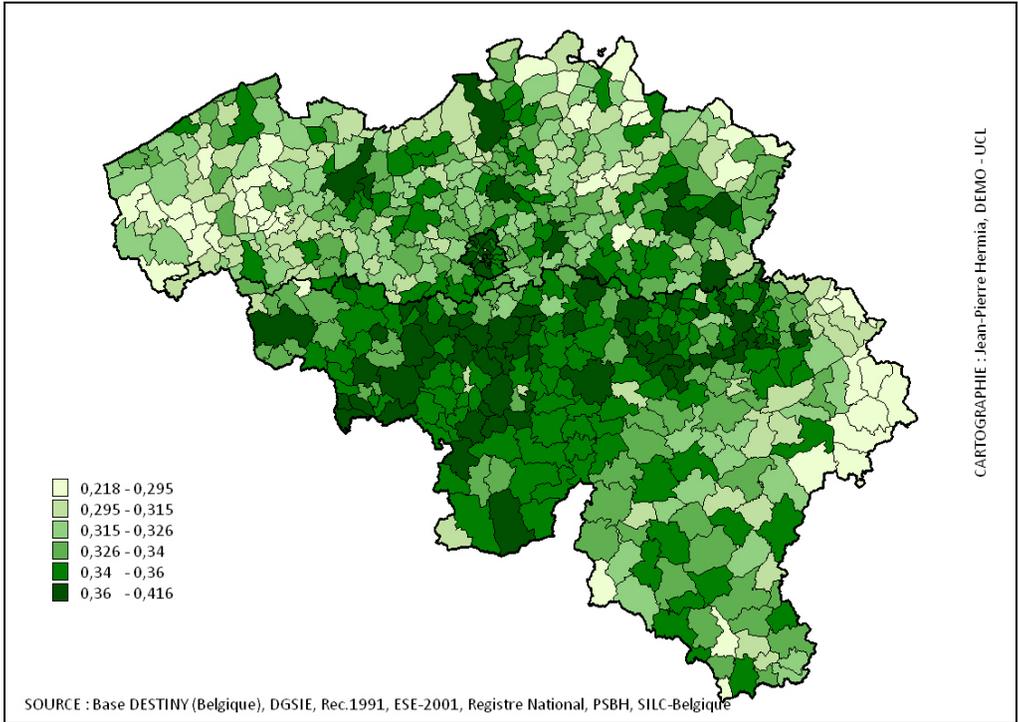
L'examen de l'écart-type du score moyen au niveau des communes indique une profonde ligne de rupture entre régions linguistiques (figure 4). Les communes wallonnes apparaissent ainsi comme nettement plus hétérogènes en termes de distribution en leur sein des scores individuels. D'autres trames spatiales existent, telles que l'opposition, entre les communes

¹⁸ Dans le cadre d'un autre article (Hermia *et al.*, 2009), différentes opérations d'analyse en composante principale et de typologisation de l'espace ont été réalisées à l'échelle du *quartier* (regroupement minimum de secteurs statistiques, la plus petite unité spatiale d'analyse).

¹⁹ La Belgique est constituée de 589 communes.

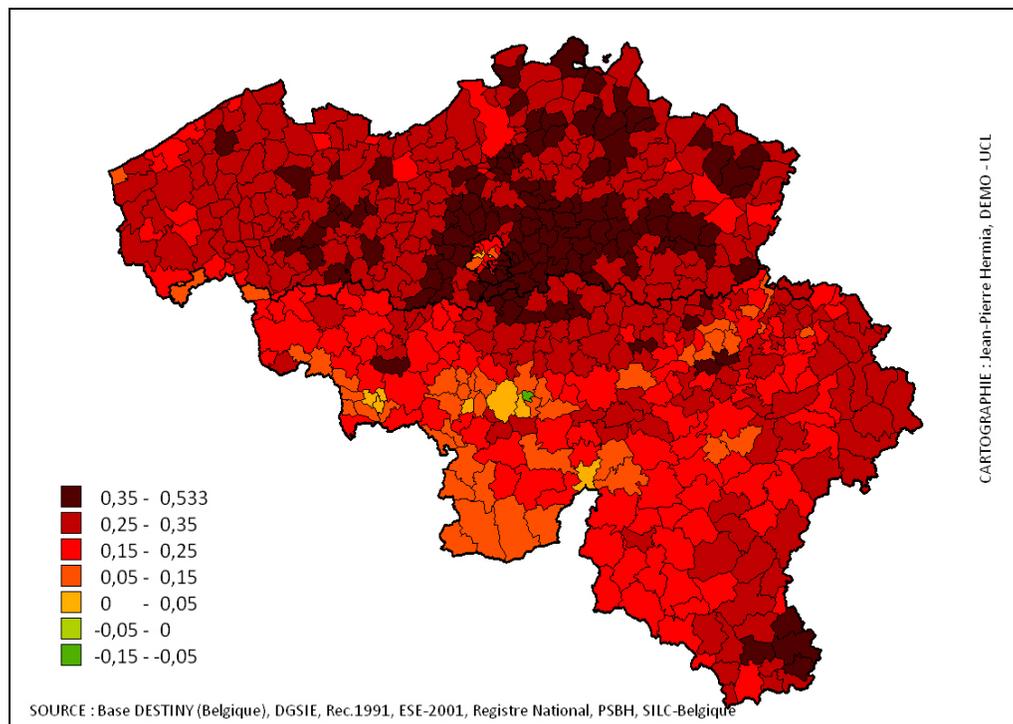
urbanisées (très hétérogènes) et rurales (bien plus homogènes). Enfin, les entités des Cantons de l'est se distinguent par une forte homogénéité interne.

FIGURE 4 : L'ÉCART-TYPE DU SCORE MOYEN DES (DU) PARENT(S) EN 1991 DES ENFANTS PRIS EN COMPTE DANS L'ANALYSE LONGITUDINALE (MOYENNE DES HABITANTS DE LA COMMUNE)



En 2001, le score moyen des enfants calculé au niveau communal (figure 5) est nettement plus élevé que celui de leurs parents dix années auparavant. La double structuration spatiale centre-périphérie observée dans le cas de ceux-ci s'est largement estompée au profit d'une nette dichotomie Flandre/Wallonie. En effet, les communes flamandes sont caractérisées par les scores moyens les plus élevés, avec une large zone de concentration dans un Brabant Flamand élargi vers le nord et l'est. Du côté wallon, si les espaces périurbains (Brabant wallon, périurbain liégeois et montois) sont au dessus de la moyenne, toutes les entités sises le long des frontières allemandes (Cantons de l'est) et luxembourgeoises (bénéficiant d'un mouvement transfrontalier depuis la capitale du Grand Duché) sont caractérisées par des scores moyens élevés. Au contraire, l'ancien bassin industriel wallon, et plus particulièrement sa frange hennuyère, enregistre les scores les plus faibles. Enfin, Bruxelles est plus que jamais divisée entre les communes jouxtant le canal et celles du haut de la ville.

FIGURE 5 : LE SCORE MOYEN EN 2001 DES ENFANTS PRIS EN COMPTE DANS L'ANALYSE LONGITUDINALE (MOYENNE DES HABITANTS DE LA COMMUNE)



Très instructif, l'examen de l'écart-type du score moyen des enfants en 2001 présente une géographie encore bien plus nette (figure 6) que celle de leurs parents en 1991. L'hétérogénéité intra-communale wallonne s'est nettement renforcée et généralisée le long de l'ancien axe industriel et dans l'Entre-Sambre-et-Meuse, ce qui n'est pas le cas du Brabant wallon ni encore moins de la Flandre, qui se caractérise par une grande homogénéité intra-communale. Seules les (grandes) villes que sont Gand, Anvers, Malines et Genk s'y distinguent par une plus grande diversité des scores des enfants, ce qui y étayerait l'hypothèse d'une ségrégation sociale de l'espace de plus en plus marquée.

Si toutes les communes belges ont connu une augmentation nette de score moyen entre les parents (1991) et leurs enfants (2001), on observe une structuration spatiale très pure dans cette évolution (figure 7). Campine, Cantons de l'Est, exurbanisation luxembourgeoise et des poches flamandaises éparses sont les régions où la croissance est la plus forte. Au contraire, nombre de communes périurbaines connaissent une croissance plutôt faible ; c'est le cas du périurbain bruxellois francophone, liégeois ou gantois. Plus inquiétante est la faiblesse de l'évolution dans certaines communes du Hainaut (Charleroi) ou de l'Entre-Sambre-Et-Meuse, pourtant caractérisée en 1991 par des scores moyens faibles.

FIGURE 6 : L'ÉCART-TYPE DU SCORE MOYEN EN 2001 DES ENFANTS PRIS EN COMPTE DANS L'ANALYSE LONGITUDINALE (MOYENNE DES HABITANTS DE LA COMMUNE)

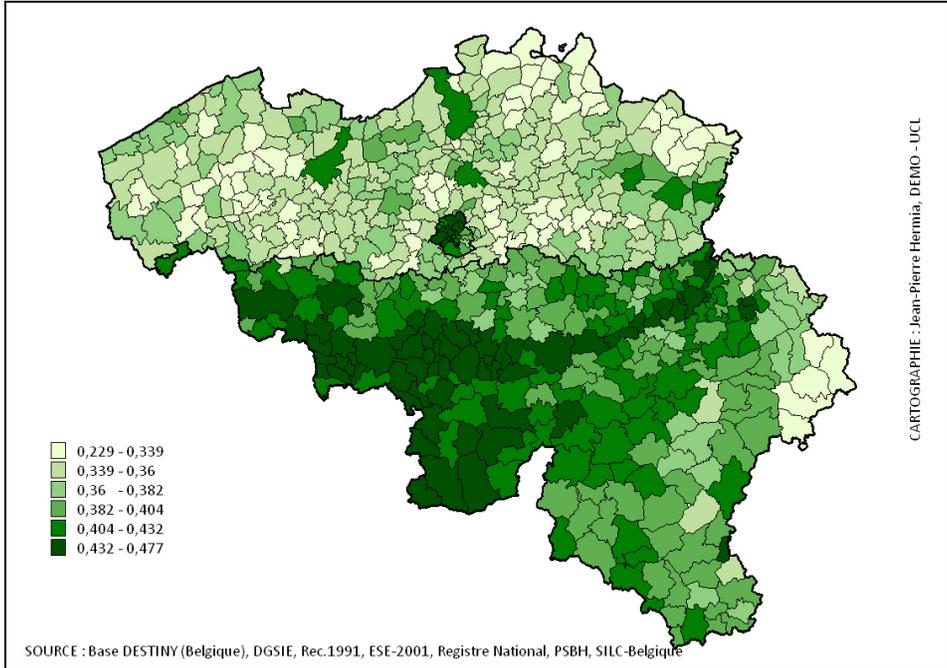
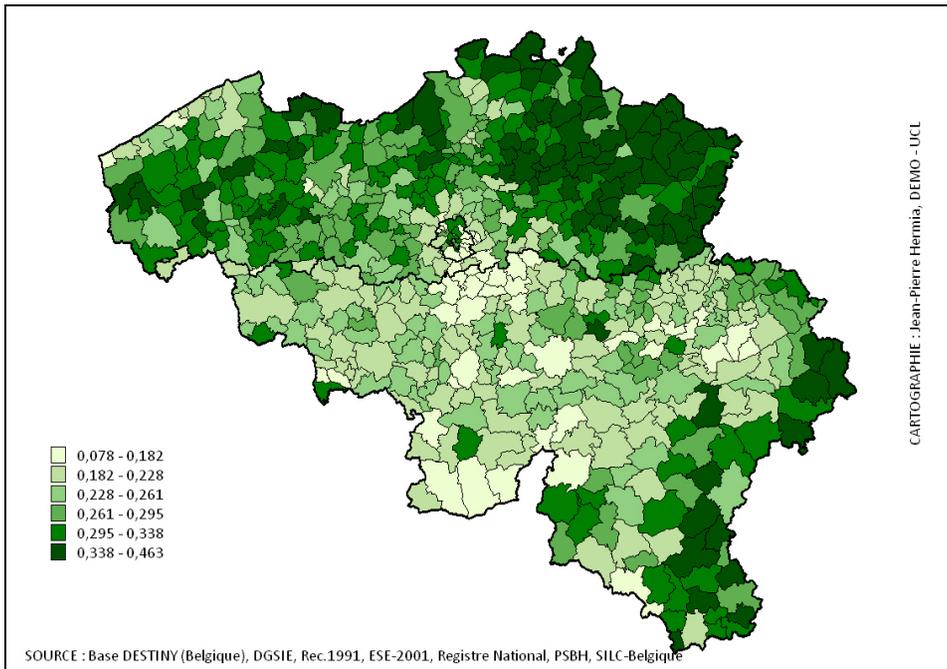


FIGURE 7 : LA DIFFÉRENCE ENTRE LE SCORE MOYEN DES ENFANTS EN 2001 ET CELUI DES PARENTS EN 1991 (SCORES MOYENS CALCULÉS AU NIVEAU COMMUNAL)



L'examen des figures 8, 9 et 10 permet d'observer la décomposition de la dynamique des scores moyens des parents (1991) à celle des enfants (2001) à travers la proportion de (forte) diminution (figure 8), de stagnation (figure 9) et de (forte) augmentation (figure 10). À travers ces trois cartes apparaît une structuration de l'espace belge assez claire :

- La frontière linguistique est très marquée. C'est en Wallonie et à Bruxelles que se localisent la plupart des entités dans lesquelles la proportion de diminution est la plus élevée. Ainsi, les régressions de score sont de deux à trois fois plus fréquentes – de l'ordre de 15 à 20% - dans de nombreuses communes wallonnes que dans la plupart de leurs homologues flamandes. Au contraire, nombreuses sont les entités flamandes (Campine, Flandres hors littoral et région gantoise) enregistrant plus de deux tiers d'augmentation, alors qu'elles ne concernent que moins d'un enfant sur deux dans le périurbain bruxellois francophone, à Bruxelles, Namur ou encore à Liège.
- Les cœurs des métropoles se distinguent par une évolution moins fréquemment favorable. C'est le cas des grandes villes flamandes (Anvers, Gand, Bruges), de Namur et de Liège en Wallonie²⁰.
- Les espaces périurbains apparaissent comme des zones où la stagnation est très fréquente (jusqu'à 40% des enfants dans le périurbain bruxellois). Seule la frange frontalière orientale de la province de Luxembourg, qui est le siège du processus de périurbanisation de la capitale grand-ducale, se distingue par des évolutions positives nettement plus fréquentes.

Certaines sous-régions échappent à cette triple grille de lecture. C'est le cas des communes du littoral, au sein desquelles stagnation et régression sont très présentes²¹. Dans cette zone où la migration interne joue un rôle important, il sera judicieux d'évaluer son impact sur la recomposition sociale et le parcours de vie des enfants.

Cette analyse menée au niveau communal a mis en évidence différents types de structuration de l'espace belge, évolutifs entre 1991 et 2001. La Flandre (hors grandes villes et littoral), les Cantons de l'Est et l'exurbanisation luxembourgeoise sont des zones socialement homogènes, à l'évolution nettement ascendante des enfants par rapport à leurs parents, alors que les espaces périurbains, très bien positionnés sur le continuum social, sont le siège de stagnation et/ou de régression sociale beaucoup plus fréquentes. Les anciens bassins industriels wallons et les principales agglomérations du pays, très hétérogènes socialement, connaissent des dynamiques différentes, mais globalement peu favorables.

²⁰ Le cas de Bruxelles est plus complexe.

²¹ On observe un phénomène inverse dans les Cantons de l'Est.

FIGURE 8 : LA PROPORTION DE (FORTE) DIMINUTION DE SCORE ENTRE LA SITUATION DES ENFANTS EN 2001 ET CELLE DE LEURS PARENTS EN 1991 ($DIF < -0,2$), COMMUNE DE RÉSIDENCE DE L'ENFANT EN 2001

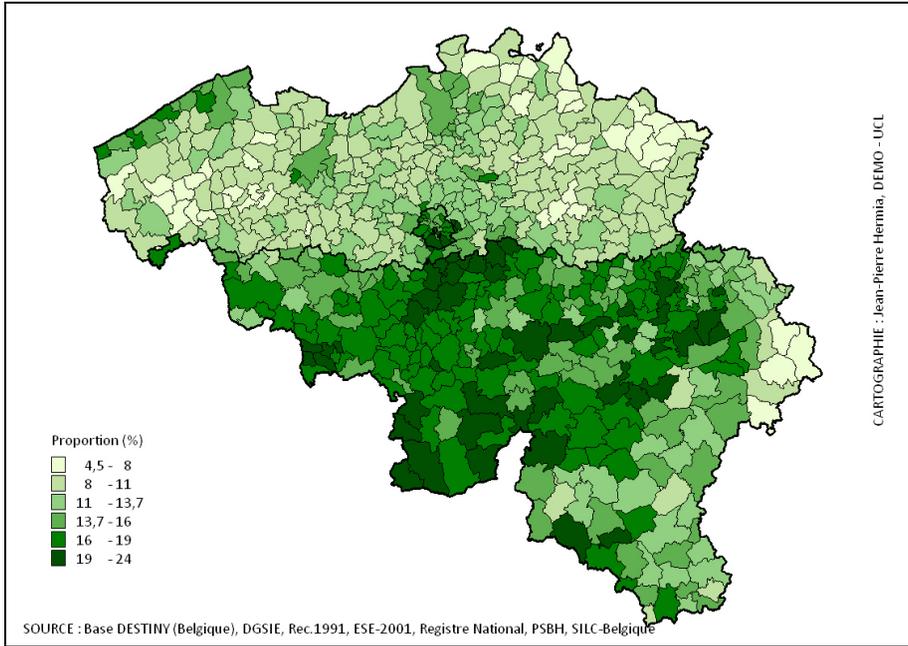


FIGURE 9 : LA PROPORTION DE STAGNATION DE SCORE ENTRE LA SITUATION DES ENFANTS EN 2001 ET CELLE DE LEURS PARENTS EN 1991 ($-0,2 < DIF < 0,2$), COMMUNE DE RÉSIDENCE DE L'ENFANT EN 2001

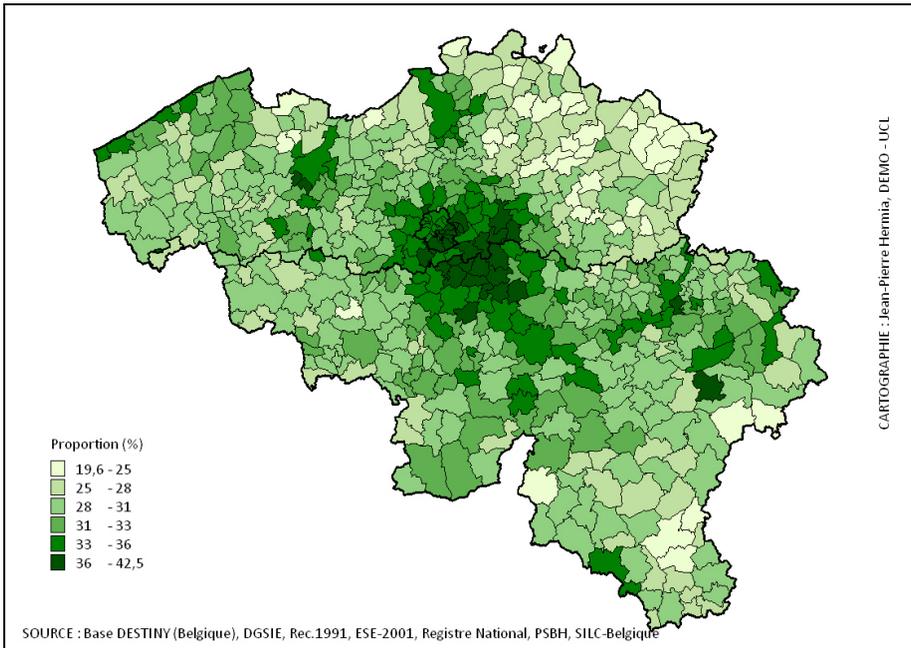
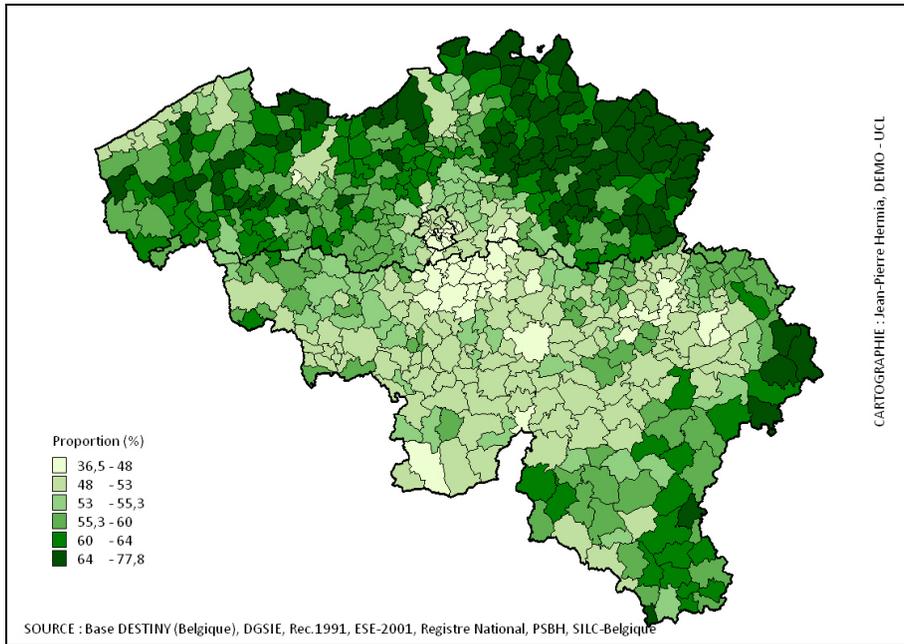


FIGURE 10 : LA PROPORTION DE (FORTE) AUGMENTATION DE SCORE ENTRE LA SITUATION DES ENFANTS EN 2001 ET CELLE DE LEURS PARENTS EN 1991 (DIF>0,2), COMMUNE DE RÉSIDENCE DE L'ENFANT EN 2001



4. Analyse explicative : modélisation statistique

4.1. Le modèle logistique multinomial

Si les résultats des deux types d'analyse descriptive menée dans la section précédente sont très informatifs, ils ne permettent pas de mesurer l'impact de chacune des variables illustratives *toute chose étant égale par ailleurs*, ce qui leur ôte tout pouvoir explicatif. Pour palier cette faiblesse, notre choix s'est porté sur un modèle de régression logistique multinomial, puisqu'on suppose que la variable dépendante, DIF5, suit une loi multinomiale sur chacune des populations constituées par ses cinq modalités. Il s'agit plus précisément d'un modèle à réponse polytomique, puisque les modalités de DIF5 sont sans structure d'ordre (Tenenhaus, 2007), dont l'équation s'écrit comme suit (avec la modalité de référence²² en italique) :

$$\text{Log}\left[\frac{P(Y = j | X_1, \dots, X_8)}{P(Y = J | X_1, \dots, X_8)}\right] = \beta_0^j + \beta_1^j X_1 + \dots + \beta_8^j X_8 \quad [1]$$

Y est la variable DIF5, soit la différence entre le score de l'enfant en 2001 et la moyenne de celui de ses parents en 2001, à 5 modalités [où J de référence est la *stagnation*, soit $(-0,2 < \text{DIF} < 0,2)$];

X_1 est le sexe de l'enfant (2 modalités, *Homme*) ;

X_2 est le groupe d'âge de l'enfant en 2001 (5 modalités, *25-27 ans*) ;

²² Pour chacune des variables explicatives, la modalité de la référence choisie est la plus fréquente, comme c'est généralement recommandé (Allison, 1999, Tenenhaus, 2007). Par contre, pour la variable dépendante, c'est la modalité « stagnation » qui a été choisie, et cela pour faciliter l'interprétation.

- X_3 est le type de ménage parental d'appartenance en 1991 (4 modalités, *Couple marié*) ;
- X_4 est la taille du ménage parental d'appartenance en 1991 (6 modalités, 4) ;
- X_5 est le type de ménage d'appartenance de l'enfant en 2001 (10 modalités, *Enfant de mariés*) ;
- X_6 est le (groupe de) pays d'origine (12 modalités, *Belge né belge*) ;
- X_7 est la région de vie en 1991 et en 2001 (9 modalités, *Flandre-Flandre*) ;
- X_8 est le score moyen communal en 1991 (8 modalités, $0 < SMC < 0,05$).

L'introduction de chacune de ces variables dans le modèle²³ s'est avérée fructueuse puisque toutes les variables sont significatives²⁴. En outre, des variables d'interaction ont été intégrées²⁵ : $X_1 \times X_2 \dots X_8$ et $X_2 \times X_3 \dots X_8$, soit l'interaction entre le sexe et toutes les autres variables explicatives d'une part, et celle entre le groupe d'âge et ces mêmes variables explicatives d'autre part. Toutes ces variables d'interaction sont également significatives²⁶. Le modèle polytomique retenu mesure donc le lien statistique de dépendance existant au niveau individuel, sur l'ensemble des enfants devenus adultes en 2001, entre la différence entre leur propre score (2001) et celui de leurs parents (1991), et un ensemble de variables explicatives, pures et sous la forme de variables d'interaction avec l'âge et le sexe.

²³ Le modèle retenu a été opérationnalisé sur le logiciel SAS, avec la procédure *CATMOD*, notamment recommandée par Allison (1999). Différents autres types de modélisation ont été testés, parmi lesquels le modèle linéaire généralisé. Ce dernier a été abandonné pour des raisons pragmatiques, la variable dépendante ne répondant pas aux critères de base de celui-ci (Pampel, 2000 ; Tenenhaus, 2007). Au sein du modèle retenu, les tests adéquats ont été réalisés pour mesurer tant sa robustesse (estimation du modèle par la méthode du maximum de vraisemblance, ajustement) que sa pertinence (évaluation de la multicollinéarité) (Allison, 1999). C'est pourquoi des variables explicatives originellement retenues ont été écartées, à cause d'une forte multicollinéarité trop importante avec le SMC (c'était le cas du score parental en 1991) ou la type de ménage en 2001 (c'était le cas de la taille du ménage en 2001). L'utilisation de procédures pas-à-pas (forward et backward) n'a rien changé à la significativité de chacune des variables.

²⁴ À un seuil de moins d'un pour mille pour les huit variables explicatives pures, après test du χ^2 du rapport des vraisemblances.

²⁵ Le modèle complet s'écrit donc comme suit :

$$\text{Log}\left[\frac{P(Y = j | X_1, \dots, X_8)}{P(Y = J | X_1, \dots, X_8)}\right] = \beta'_0 + \beta'_1 X_1 + \dots + \beta'_8 X_8 + \beta'_{9..15} X_1 x X_{2..8} + \beta'_{16..21} X_2 x X_{3..8} \quad [2]$$

où les deux derniers termes représentent l'ensemble des variables d'interaction.

²⁶ Également à un seuil de moins d'un pour mille pour les treize variables d'interaction, après test du χ^2 du rapport des vraisemblances.

Comment interpréter les estimations des β ?

Le tableau repris en Annexe 2 présente l'ensemble des paramètres β du modèle polytomique retenu, transformés en *risque relatif* pour chacune des modalités des variables explicatives (pures et d'interaction avec le sexe et l'âge). Le tableau se lit variable par variable. Pour chacune d'entre elles, une modalité (en italique) a fait office de référence. La modalité de référence pour la variable dépendante est la *stagnation*. Seuls ont été repris dans le tableau les risques relatifs (RR) correspondant aux β significativement différents de l'unité, au seuil de 5%. Prenons le cas des paramètres relatifs à la variable X_1 , le sexe, prise à l'état pur. On constate que les femmes ont un risque relatif de forte diminution au sein du continuum social (par rapport à celui de stagnation au sein de celui-ci) de 8% supérieur (RR=1,08) à celui des hommes (RR=1), alors que celui d'une augmentation modérée (toujours par rapport à celui de stagnation) est de 4% inférieur (RR=0,96) à celui des hommes (RR=1). Concernant la propension à avoir connu une forte augmentation, le RR des femmes n'étant pas significativement différent de celui des hommes (n.s. = non significatif), on ne peut rien conclure en termes de pouvoir explicatif du sexe à l'état pur pour ce type d'évolution individuelle.

Toutes les variables retenues dans le modèle [2] étant significatives, le pouvoir explicatif de celui-ci réside dans l'interprétation des paramètres β de chacune des modalités des variables introduites. L'ensemble des estimations des β est repris dans l'annexe 2. Seuls ont été interprétés dans la sous-section suivante les β significatifs au seuil de 5% après test de Wald (Jaccard, 2001 ; Tenenhaus, 2007).

4.2. Interprétation des paramètres

Le **sexe** apparaît comme facteur discriminant en termes d'évolution au sein du continuum social et de transmission de la précarité. En effet, les femmes ont une propension plus élevée à régresser (+6%), voire à fortement régresser (+8%), que les hommes. En outre, elles ont un risque relatif plus faible (-4%) que ces derniers d'ascension²⁷, et cela, tout en contrôlant toutes les autres variables explicatives, de mêmes que les interactions éventuelles.

Bien qu'il reste sans aucun doute le facteur explicatif le plus déterminant, l'effet pur de l'**âge** apparaît comme plus nuancé que ne le laissait supposer la distribution brute de DIF5. Si, globalement, les jeunes adultes connaissent une évolution nettement plus défavorable que les plus âgés, c'est plus marqué pour les améliorations que pour les dépréciations. Ainsi, les plus jeunes (18-21 ans) auront trois fois moins de chance d'effectuer une forte ascension, mais deux fois plus de risque de fortement régresser que leurs aînés (31 ans et +). L'analyse des paramètres d'interaction entre l'âge et le sexe indique que les plus jeunes femmes stagnent moins au sein du continuum social que leurs homologues masculins : elles ont une propension plus élevée tant à régresser qu'à progresser. Parmi les aînés (31 ans et +), les femmes connaissent une évolution globalement plus défavorable que les hommes, avec un risque supplémentaire de fortement régresser 4% supérieur et de fortement progresser de 6% inférieur. L'interaction avec le sexe nuance donc clairement le rôle de l'âge dans l'évolution individuelle.

Le **ménage d'origine** des parents, en 1991, a lui aussi un pouvoir explicatif important sur le devenir des enfants en 2001. En termes de **type**, d'une part, on constate une forte différence

²⁷ Ce qui contredit les résultats de l'analyse descriptive (3.1.), notamment lisibles dans les pyramides des âges.

entre les couples mariés avec enfant(s), numériquement ultra-dominant, et les trois autres catégories, dont les enfants connaissent des évolutions plus défavorables. Les enfants issus d'un couple non marié se distinguent de la catégorie de référence par une très faible propension (-17%) à connaître une forte ascension au sein du continuum social. C'est d'autant plus vrai chez les plus jeunes d'entre eux, qui ont une nette tendance à stagner²⁸. Les enfants élevés en 1991 par leur père seul sont ceux qui connaissent l'évolution la plus défavorable : forte propension à fortement régresser (+20%) et faible chance de progression (de -17 à -21%). Cet effet est encore aggravé chez les plus âgés d'entre eux (risque supplémentaire de 13% plus faible de forte progression, soit -30%), alors qu'il est nettement moindre chez les plus jeunes. Enfin, les enfants élevés en 1991 par leur mère seule se caractérisent, comme la distribution brute le sous-entendait, par un risque plus élevé d'évolution forte, tant à la hausse (+16%) qu'à la baisse (+17%). Pour les fortes ascensions, on observe une différenciation selon l'âge, avec une propension encore plus élevée pour les plus jeunes (+41% en tout pour les 18-21 ans) mais moindre pour les aînés (seulement +2%).

En termes de **taille**, d'autre part, l'effet pur de cette variable explicative est double : si le risque relatif de forte régression diminue graduellement avec la taille, celui de forte progression augmente, mais uniquement pour les familles nombreuses. Chez les femmes, comparativement aux hommes, cet effet est renforcé pour celles qui proviennent d'une famille réduite (2-3 personnes) ; elles stagnent peu et enregistrent plus fréquemment des évolutions radicales au sein du continuum. Au contraire, il est réduit chez celles issues d'une famille nombreuse, pour lesquelles la propension à stagner est bien plus élevée. Enfin, l'interaction avec l'âge met en évidence un effet plus net pour les (fortes) ascensions. Pour les enfants issus de petits ménages (2-3), les plus jeunes d'entre eux connaissent une évolution encore plus défavorable, alors que les plus âgés s'en sortent mieux, avec un profil dynamique proche de la moyenne. On observe l'effet inverse chez les enfants issus de familles nombreuses : les plus jeunes ont une propension d'ascension encore plus élevée, ce qui n'est pas le cas des plus âgés, pour lesquels l'effet favorable de la taille sur l'évolution est moins présent.

L'interprétation des effets de la situation de **ménage de l'enfant en 2001** est plus complexe, car le nombre de modalités est plus élevé. Globalement, néanmoins, les *enfants qui se sont émancipés du ménage parental* connaissent des évolutions plus favorables, à l'exception de ceux qui se retrouvent en situation de monoparentalité.

C'est surtout le cas pour les fortes régressions, qui épargnent nettement plus les couples que les autres, alors que les (fortes) ascensions sont l'apanage des *couples sans enfant*, principalement. Pour ces derniers, le statut marital joue un rôle important et multiple : pour les 22-24 ans, le *mariage* ajoute à l'effet déjà bénéfique du couple, alors que pour les 18-21 ans, être marié atténue fortement l'effet favorable de la mise en couple. C'est également le cas pour les couples (mariés ou non) âgés de plus de 31 ans, pour lesquels l'effet de la situation de ménage est amoindri. Si, pour un couple, avoir un enfant ne joue globalement pas un rôle significatif sur la propension à s'élever au sein du continuum social, on constate que chez les jeunes parents (22-24 ans) mariés, l'évolution est clairement défavorable, à l'inverse des parents les plus âgés, les cohabitants et encore plus les mariés, pour lesquels l'effet positif de la situation de ménage est accentué. En outre, les paramètres d'interaction indiquent qu'être en couple (avec ou sans enfant) est plus bénéfique pour l'homme que pour la femme²⁹. Ceux et celles qui élèvent un enfant, mais seul(e)s, se distinguent par une évolution nettement défavorable (40% de chance de forte ascension en moins, de 23 à 26% de risque de (forte)

²⁸ Les quatre risques relatifs de cette modalité 18-21 ans sont inférieurs à l'unité, ce qui s'explique par un risque relatif de stagnation (notre modalité de référence) (largement) supérieure à l'unité.

²⁹ À l'exception des couples mariés sans enfant, pour lesquels le terme d'interaction avec le sexe n'est pas clairement interprétable.

régression en plus), et ce fait est encore accentué de 15% chez les monoparentales. Parmi ces chefs de ménage *monoparentaux*, l'effet de l'âge est triple : les plus jeunes ont une propension élevée de stagnation, les 22-24 ans ont encore moins de chance d'ascension, ce qui n'est pas le cas des plus âgés, pour lesquels l'effet négatif de la situation de ménage est en grande partie contrecarré en termes de progression sur le continuum social. Par contre, si l'émancipation amène à vivre *seul* (et sans enfant), être une femme conduit à des évolutions plus favorables (de 4 à 14%) qu'être un homme. De même, l'ascension sociale est d'autant plus marquée et fréquente que l'individu est jeune.

Pour les *enfants restés en 2001 au sein du ménage parental*, ceux qui s'en sortent le moins bien sont ceux dont les parents étaient cohabitants, plus que ceux élevés par un seul parent. Parmi les premiers, les hommes évoluent encore moins bien que les femmes. Parmi les seconds, les plus jeunes étaient les plus mobiles au sein du continuum social, tant à la hausse qu'à la baisse.

On constate que les effets de la **nationalité** à la naissance de l'enfant sont surtout significatifs pour les évolutions fortes au sein du continuum social, que ce soit à la hausse ou à la baisse. Deux ensembles de (groupes de) pays se distinguent assez radicalement, de part et d'autre des Belges nés belges qui font office de catégorie de référence. Notons que les ressortissants d'un pays d'*Europe Centrale ou Orientale* ont un profil d'évolution proche du référent, avec néanmoins des chances plus élevées de forte ascension, de même que les *Africains* d'origine (hors Maghreb), qui ont, plus que les Belges, tendance à stagner au sein du continuum social.

D'une part, trois ensembles de nationalités marquant fortement l'histoire de l'immigration en Belgique, pour lesquels l'évolution par rapport à la situation des parents est au moins aussi positive que les Belges. Les ressortissants d'un pays d'*Europe Méditerranéenne* ont un risque de régresser inférieur au référent, surtout pour les plus jeunes d'entre eux, tout en ayant des chances d'ascension sociale très supérieures, et cela de façon encore plus importante pour les plus âgés. La même tendance globale est valable pour les *Maghrébins* à la naissance. Les plus jeunes d'entre eux, de même que les femmes, ont un risque relatif plus faible d'ascension sociale que les hommes et que les plus âgés (par ailleurs les plus mobiles socialement, tant à la hausse qu'à la baisse). Les ressortissants *turcs* suivent le même schéma d'évolution sociale, avec un effet plus discriminant pour les femmes et un effet plus évident de l'âge : si les jeunes Turcs régressent encore moins que les autres, les plus âgés ont des chances de forte progression particulièrement élevées.

D'autre part, tous les enfants des autres groupes de nationalité se caractérisent par des évolutions moins favorables que celles des Belges. Ceux des *pays frontaliers* se distinguent par un effet moins défavorable pour les femmes, qui s'en sortent mieux que les hommes, et un effet atténué de l'âge, puisque les plus jeunes, contrairement aux plus âgés, ont des risques de fortement régresser moindre que leurs homologues belges. Si les enfants originaires d'*Europe du Nord* évoluent moins favorablement que le référent, ceux d'un *pays du Nord* s'en sortent moins bien, surtout pour les plus jeunes d'entre eux (18-21 ans), qui ont un risque maximum de dépréciation sociale. Enfin, les enfants originaires d'*Amérique Latine* sont ceux qui, en contrôlant toutes les autres variables explicatives, connaissent la plus forte régression au sein du continuum. C'est d'autant plus vrai pour les plus jeunes d'entre eux, avec un risque de forte dépréciation de 65% supérieur au référent.

Les paramètres concernant la **région de vie** sont difficiles à interpréter, notamment car nombre d'entre eux n'atteignent pas le seuil de significativité requis, comparativement au référent constitué par les « sédentaires » Flandre-Flandre, numériquement très majoritaire. Globalement, les enfants habitants à Bruxelles en 1991 ont des chances plus faibles d'ascension sociale, quelle que soit leur région de vie en 2001, contrairement à ceux qui vivaient en Wallonie en 1991. En outre, les 'sédentaires' bruxellois et les migrants Bruxelles-

Wallonie ont un risque élevé de forte dépréciation sociale, toute autre variable explicative contrôlée par ailleurs. Pour ces derniers, la dépréciation est cependant nettement moins marquée pour les plus âgés d'entre eux (31 ans et +). Dans plusieurs cas, les modalités se distinguent quant au sexe : les sédentaires bruxelloises ont plus de chance d'une (forte) progression que leurs homologues masculins, contrairement aux migrantes Wallonie-Bruxelles et aux sédentaires wallonnes, dont l'évolution est nettement plus défavorable que leurs homologues masculins. Cette dernière modalité est la plus interactive avec l'âge des enfants : ainsi, d'une part, les plus jeunes des « sédentaires » wallons ont une nette propension à stagner au sein du continuum social et, d'autre part, les plus âgés d'entre eux présentent un profil d'évolution nettement plus favorable, notamment avec des chances accrues de forte ascension.

Enfin, l'introduction dans le modèle multinomial du **score moyen communal** en 1991 est particulièrement bénéfique. Bon proxy d'une mesure de l'environnement de vie de l'enfant, le SMC impacte de façon nettement plus claire que les chiffres bruts ne pouvaient le laisser supposer : plus il est élevé, plus le risque d'une forte régression sociale est élevé et plus les chances d'une forte ascension sont faibles. Cet effet graduel est néanmoins moindre pour les femmes : si celles qui sont issues de « milieu favorisé » ont un risque plus faible de régresser, celles qui proviennent de milieu qui le sont moins ont également moins de chances de progresser au sein du continuum social. En termes d'interaction avec l'âge, l'effet pur est même renforcé pour les plus jeunes enfants (18-21 ans), notamment chez ceux issus d'environnement favorisé, qui ont un risque de forte dépréciation encore plus important. À l'inverse, pour les plus âgés (31 ans et +), le risque de forte régression est plus important dans un mauvais environnement, alors qu'il est plus faible lorsque l'environnement est meilleur.

Conclusions

Face à la rareté des études portant sur la transmission intergénérationnelle de la précarité en Belgique, cette étude s'est voulue exploratoire, tout en tenant compte du background théorique et opérationnel apporté principalement par la littérature anglo-saxonne. L'aspect expérimental des analyses menées s'est vu renforcé par l'originalité de la base de données. En effet, tant son exhaustivité – qui permet les analyses spatiales à tous niveaux – que son individualité et sa longitudinalité en font un outil d'une richesse inégalée, permettant un éventail de possibilités d'analyses très large. Le choix de la méthode de *scoring* au niveau individuel mène à une approche quasiment quadridimensionnelle du positionnement social de chacun, en ajoutant le revenu aux trois dimensions retenues au sein des recensements de la population. En ce sens, et parce que le Registre National permet de replacer l'enfant dans son environnement direct (spatial et ménage), notre approche s'insère, au sein d'une littérature abondante mais très hétérogène, dans le courant centrant l'enfant dans son environnement.

Si les trois-quarts des enfants connaissent une évolution favorable par rapport à leurs parents, on observe de grandes différences en fonction des variables explicatives retenues, qui ont toutes un effet notable sur l'évolution du score individuel (DIF5).

Les analyses menées au niveau communal ont mis en évidence différents types de structuration de l'espace belge, évolutifs entre 1991 et 2001. L'effet de la frontière linguistique semble de plus en plus déterminant sur le clivage social et la transmission intergénérationnelle de la précarité. De même, la ségrégation sociale de l'espace belge apparaît comme étant en croissance.

La complémentarité entre les analyses descriptives et explicatives a permis d'affiner les résultats des premières, en distinguant notamment les effets de chacune des variables explicatives *toute chose étant égale par ailleurs*. Le modèle polytomique utilisé s'est avéré être très solide, grâce à la taille de la population prise en compte. Ainsi, l'introduction de chacune des variables pures et d'interaction fut pertinente, et la significativité des paramètres β de la

régression, fréquente. Un des apports majeurs de la modélisation statistique fut de nuancer les effets respectifs du sexe et de l'âge sur le devenir de l'enfant, très différents en fonction de la variable explicative envisagée.

L'environnement de l'enfant est un facteur déterminant dans son évolution au sein du continuum social. En effet, le score moyen communal impacte très clairement sur le devenir de l'enfant : plus il est élevé, plus le risque d'une forte régression sociale est élevé et plus les chances d'une forte ascension sont faibles. De même, être issu d'un couple marié, et/ou d'une famille nombreuse, est très bénéfique, surtout pour les hommes les plus jeunes. En termes de nationalité à la naissance, ce sont les enfants issus des trois groupes de nationalités qui ont marqué l'histoire de l'immigration en Belgique au XX^{ème} siècle qui se distinguent nettement, par une forte propension à progresser au sein du continuum social. Néanmoins, une étude précédente (Eggerickx *et al.*, 2009) a démontré que bon nombre d'entre eux étaient mal positionnés dans le foyer parental en 1991.

L'écueil majeur des analyses présentées dans cette communication est de ne pas tenir compte du positionnement initial de l'enfant au sein du continuum social. Ainsi, connaître une évolution positive n'est pas comparable si l'enfant part du bas de l'échelle ou si ses parents sont bien positionnés en 1991. De même, mécaniquement, l'enfant très mal positionné ne peut pas connaître d'évolution défavorable, et celui dont les parents sont situés en haut de l'échelle ne peut (guère) progresser. Enfin, si la stagnation peut être souhaitable dans un environnement (ménage, commune) privilégié, il en va tout autrement pour les enfants situés au bas du continuum social (et spatial).

Pour remédier à cet écueil, différentes approches sont envisageables, parmi lesquelles, d'une part, la partition de la population étudiée en différents sous-groupes, en fonction du positionnement au sein du continuum social. Ainsi, les conclusions d'une étude portant sur les seuls enfants (initialement ou au bout du compte) en situation de précarité seraient plus probantes, car plus directement interprétables : les enfants stagnants (voire régressant) dans ce cas précis pouvant clairement être considérés comme étant dans une situation critique. L'exercice pourrait également être mené spécifiquement sur les autres franges du continuum social. D'autre part, et de façon complémentaire à la première approche, il est possible, pour ces sous-groupes, de tenir compte du contenu de la précarité sur chacune des dimensions retenues. Cela permettrait d'affiner l'impact respectif de chacune d'entre elles.

BIBLIOGRAPHIE

- ALLISON P., (1999), *Logistic Regression using SAS. Theory and Application*, Cary, NC : SAS Institute Inc., 288 p.
- BERGER F., REINSTADLER A., (2007), « Quelle analyse de la transmission de la pauvreté dans un pays à forte immigration comme le Luxembourg ? », communication présentée à la *Chaire Quetelet 2007, Dynamiques de pauvretés et vulnérabilités. Mesures et processus explicatifs en démographie et en sciences sociales*, Louvain-la-Neuve, 20 p.
- BECKER G., TOMES N., (1986), « Human capital and the rise and fall of families », *Journal of Labor Economics*, 4(2), pp. 1-139.
- BRUNIAUX C., GALTIER B., (2003), « L'étude du devenir des enfants de familles défavorisées : l'apport des expériences américaine et britannique », *Les Papiers du CERC*, Conseil de l'Emploi, des Revenus et de la Cohésion sociale, 01, 59 p.

- BURGESS S., GARDINER K., PROPPER C., (2001), « Growing up : school, family and area influences on adolescents' later life chances », *CASEpaper 49*, Centre for Analysis of Social Exclusion, London School of Economics, 39 p.
- DOLLÉ M., (2008), « La transmission intergénérationnelle de la pauvreté », *Regards croisés sur l'économie*, 2, n° 4, pp. 97-106.
- D'ADDIO M. C., (2007), « International transmission of disadvantage : mobility or immobility across générations ? A review of evidence for OECD countries », *OECD Social, Employment and Migration Working Paper*, 7, 113 p.
- EGGERICKX T., HERMIA J.-P., KESTELOOT C., DE MAESSCHALCK F., GERBER P., LORD S., SOHN C., (2009), DESTINY. Analyse spatiale et longitudinale des inégalités sociales en Belgique et au Luxembourg, Rapport final de la Phase I, Novembre 2009, Politique Scientifique Fédérale, Société et avenir (II), 68 p.
- GOUX D., MAURIN E., (2004), « The effect of overcrowded housing on children's performance at school », *Journal of Public Economics*, 89, pp. 797-819.
- GOUX D., MAURIN E., (2006), « Close neighbours matter : neighbourhood effects on early performance at school », *Discussion paper*, n° 2095, Institute for the study of labor, 32 p.
- HERMIA J.-P., DE MAESSCHALCK F., LORD S., EGGERICKX T., KESTELOOT C., GERBER P., SOHN C., (2009), (<http://iussp2009.princeton.edu/download.aspx?submissionId=90858>), « Facteurs de précarité au niveau individuel : vers une typologie dynamique des inégalités sociales à l'échelon infra-communal. Application dans l'espace au cas belge pour la période 1991-2001 », Séance 64 « Approches spatiales pour comprendre les inégalités en matière de santé et de pauvreté » ; *XXVI^{ème} Congrès International de la Population, UIESP*, Marrakech, 27 septembre – 2 octobre 2009.
- JACCARD J., (2001), *Interaction Effects in Logistic Regression*. Sage University Papers Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, 07-135. Thousand Oaks. CA : Sage, 70 p.
- JENKINS S. P., SIEDLER T., (2007), « The intergenerational transmission of poverty in industrialized country », *German Institute for Economic Research, Discussion papers*, 693, 38 p.
- LORD S., GERBER P., SOHN C., EGGERICKX T., HERMIA J.-P., KESTELOOT C., DE MAESSCHALCK F., (2010), « An innovative method to grasp social inequalities evolution on the territory », *CEAPS/GEODE Working Paper* (à paraître).
- MAURIN E., (2004), *Le ghetto français. Enquête sur le séparatisme social*, La république des idées, Seuil, Paris, 96 p.
- MAYER S.E., (1997), *What money can't buy : family income and children's life chance*, Harvard University Press, Cambridge.
- PAMPEL, (2000), *Logistic Regression. A primer*, Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, 07-132. Thousand Oaks, CA : Sage, 86 p.
- TENENHAUS M., (2007), *Statistique. Méthodes pour décrire, expliquer et prévoir*, Dunod, Paris, 679 p.
- WILSON W. J., (1987), *The truly disadvantaged: the inner city, the underclass and public policy*, University of Chicago Press, Chicago.

ANNEXE 1 : Les variables illustratives (effectif et %)

Sexe	Effectif	%	Pays de nationalité/d'origine en 2001	Effectif	%
Femme	492243	48,2	Belge né Belge*	910956	89,2
Homme*	529301	51,8	Pays frontalier	16072	1,6
			Europe du nord	1571	0,2
			Pays du nord	433	0,0
			Europe méditerranéenne	40701	4,0
			Europe centrale et orientale	2082	0,2
			Maghreb	27316	2,7
			Turquie	14118	1,4
			Afrique (hors Maghreb)	1578	0,2
			Amérique latine	988	0,1
			Asie (hors Turquie)	4948	0,5
			Inconnu	781	0,1
Groupe d'âges	Effectif	%	Région de vie (1991-2001)	Effectif	%
18-21 ans	138924	13,6	Bruxelles-Bruxelles	57567	5,6
22-24 ans	233696	22,9	Bruxelles-Flandre	7386	0,7
25-27 ans*	268930	26,3	Bruxelles-Wallonie	6338	0,6
28-30 ans	237288	23,2	Flandre-Bruxelles	9617	0,9
31 ans et plus	142706	14,0	Flandre-Flandre*	611252	59,8
Ménage en 1991	Effectif	%	Flandre-Wallonie	4328	0,4
Cohabitants	21228	2,1	Wallonie-Bruxelles	13714	1,3
Couple marié*	872632	85,4	Wallonie-Flandre	4316	0,4
Monoparental (Femme)	106307	10,4	Wallonie-Wallonie	307026	30,1
Monoparental (Homme)	21377	2,1	Score moyen communal en 1991	Effectif	%
Taille du ménage en 1991	Effectif	%	SMC < -0,15	62281	6,1
2	41966	4,1	-0,15 < SMC < -0,1	79494	7,8
3	219798	21,5	-0,1 < SMC < -0,05	92578	9,1
4*	407262	39,9	-0,05 < SMC < 0	243024	23,8
5	218851	21,4	0 < SMC < 0,05*	257528	25,2
6	80874	7,9	0,05 < SMC < 0,10	119857	11,7
7+	52793	5,2	0,10 < SMC < 0,15	70153	6,9
Ménage en 2001	Effectif	%	SMC > 0,15	96629	9,5
CM/Conj (Isolé)	100871	9,9			
CM/Conj (Cohabitant sans enfant)	119976	11,7			
CM/Conj (Marié sans enfant)	92797	9,1			
CM/Conj (Cohabitant avec enfant)	42698	4,2			
CM/Conj (Marié avec enfant)	153913	15,1			
CM/Conj (Monoparental)	15790	1,5			
Enfant (de mariés)*	350346	34,3			
Enfant (de cohabitants)	8004	0,8			
Enfant (de monoparental)	78653	7,7			
Autre	58496	5,7			

Source : Base DESTINY (Belgique), DGSIE, Rec. 1991, ESE-2001, Registre National, PSBH, SILC-Belgique

ANNEXE 2 : le modèle logistique multinomial a réponse polytomique

	Risque relatif de ... par rapport à celui de stagnation			
	Forte dimin.	Diminution	Augmentation	Forte augment.
Variabes simples				
Sexe				
Femme	1,08	1,06	0,96	n. s.
Homme	1,00	1,00	1,00	1,00
Groupe d'âges				
18-21 ans	1,40	1,06	0,78	0,53
22-24 ans	1,20	1,15	n. s.	0,77
25-27 ans	1,00	1,00	1,00	1,00
28-30 ans	0,86	0,89	1,10	1,23
31 ans et plus	0,71	0,67	1,15	1,67
Ménage en 1991				
Couple marié	1,00	1,00	1,00	1,00
Cohabitants	n. s.	1,14	1,09	0,83
Monoparental (Femme)	1,17	0,95	0,94	1,16
Monoparental (Homme)	1,20	n. s.	0,79	0,83
Taille du ménage en 1991				
2	1,18	1,03	1,02	0,98
3	1,15	1,04	n. s.	n. s.
4	1,00	1,00	1,00	1,00
5	1,09	n. s.	0,94	0,93
6	0,94	n. s.	1,08	1,09
7+	0,62	0,94	1,05	1,15
Ménage en 2001				
CM/Conj (Isolé)	1,18	1,03	n. s.	n. s.
CM/Conj (Cohabitant sans enfant)	0,89	0,87	1,09	1,17
CM/Conj (Marié sans enfant)	0,66	0,76	1,11	1,27
CM/Conj (Cohabitant avec enfant)	0,95	1,04	0,97	0,91
CM/Conj (Marié avec enfant)	0,77	0,91	n. s.	n. s.
CM/Conj (Monoparental)	1,26	1,23	0,81	0,60
Enfant (de cohabitants)	1,13	n. s.	n. s.	0,93
Enfant (de monoparental)	1,17	1,12	0,95	1,07
Enfant (de mariés)	1,00	1,00	1,00	1,00
Autre	1,11	1,07	1,03	n. s.
Pays de nationalité/d'origine en 2001				
Belge né Belge	1,00	1,00	1,00	1,00
Pays frontalier	1,10	n. s.	1,08	n. s.
Europe du nord	1,27	n. s.	0,88	0,72
Pays du nord	1,86	n. s.	n. s.	0,62
Europe méditerranéenne	0,71	n. s.	1,22	1,46
Europe centrale et orientale	n. s.	n. s.	1,10	1,15
Maghreb	0,24	0,74	0,86	1,19
Turquie	0,16	0,81	0,88	1,11
Afrique (hors Maghreb)	1,54	1,24	1,15	1,14
Amérique latine	2,24	1,33	n. s.	0,77
Asie (hors Turquie)	1,64	1,17	0,93	0,94
Inconnu	1,29	n. s.	n. s.	n. s.
Région de vie (1991-2001)				
Bruxelles-Bruxelles	1,14	1,05	n. s.	0,85
Bruxelles-Flandre	n. s.	n. s.	n. s.	0,87
Bruxelles-Wallonie	1,34	1,14	0,91	0,72
Flandre-Bruxelles	n. s.	0,85	n. s.	1,09
Flandre-Flandre	1,00	1,00	1,00	1,00
Flandre-Wallonie	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
Wallonie-Bruxelles	n. s.	0,94	0,91	n. s.
Wallonie-Flandre	n. s.	n. s.	n. s.	1,11
Wallonie-Wallonie	n. s.	1,10	n. s.	1,09
Score moyen communal en 1991				
SMC < -0,15	0,90	1,04	1,04	1,14
-0,15 < SMC < -0,1	0,86	1,03	1,04	1,15
-0,1 < SMC < -0,05	0,86	n. s.	1,14	1,23
-0,05 < SMC < 0	0,97	n. s.	1,06	1,10
0 < SMC < 0,05	1,00	1,00	1,00	1,00
0,05 < SMC < 0,10	1,03	0,98	0,98	0,93
0,10 < SMC < 0,15	1,15	n. s.	0,92	0,83
SMC > 0,15	1,25	0,98	0,79	0,69

Interactions entre variables

Sexe	Groupe d'âges				
Femme	18-21 ans	1,04	1,07	n. s.	1,01
	22-24 ans	0,98	n. s.	1,01	1,05
	28-30 ans	n. s.	0,96	0,99	0,99
	31 ans et plus	1,04	n. s.	n. s.	0,94
Homme	25-27 ans	1,00	1,00	1,00	1,00
Sexe	Région de vie (1991-2001)				
Femme	Bruxelles-Bruxelles	n. s.	n. s.	1,03	1,04
	Bruxelles-Flandre	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	Bruxelles-Wallonie	1,09	n. s.	n. s.	n. s.
	Flandre-Bruxelles	n. s.	n. s.	n. s.	0,96
	Flandre-Wallonie	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	Wallonie-Bruxelles	n. s.	n. s.	0,96	0,95
	Wallonie-Flandre	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
Homme	Wallonie-Wallonie	1,05	n. s.	0,97	n. s.
	Flandre-Flandre	1,00	1,00	1,00	1,00
Sexe	Ménage en 2001				
Femme	CM/Conj (Isolé)	0,86	0,91	1,03	1,04
	CM/Conj (Cohabitant sans enfant)	0,92	0,94	1,03	1,04
	CM/Conj (Marié sans enfant)	n. s.	1,04	n. s.	1,01
	CM/Conj (Cohabitant avec enfant)	1,12	1,10	0,98	0,96
	CM/Conj (Marié avec enfant)	1,25	1,18	0,97	0,95
	CM/Conj (Monoparental)	1,13	1,13	0,89	0,85
	Enfant (de cohabitants)	n. s.	0,92	1,05	1,08
	Enfant (de monoparental)	0,89	0,91	n. s.	1,03
	Autre	0,96	n. s.	1,02	n. s.
	Homme	Enfant (de mariés)	1,00	1,00	1,00
Sexe	Taille du ménage en 1991				
Femme	2	1,05	n. s.	1,03	1,05
	3	1,04	1,02	1,03	1,04
	5	n. s.	0,98	n. s.	n. s.
	6	n. s.	n. s.	0,98	0,97
	7+	0,92	n. s.	0,93	0,91
Homme	4	1,00	1,00	1,00	1,00
Sexe	Pays de nationalité/d'origine en 2001				
Femme	Pays frontalier	n. s.	1,06	1,05	1,07
	Europe du nord	n. s.	n. s.	1,10	n. s.
	Pays du nord	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	Europe méditerranéenne	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	Europe centrale et orientale	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	Maghreb	n. s.	n. s.	0,96	0,93
	Turquie	n. s.	n. s.	0,86	0,81
	Afrique (hors Maghreb)	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	Amérique latine	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	Asie (hors Turquie)	1,15	n. s.	n. s.	n. s.
	Inconnu	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
Homme	Belge né Belge	1,00	1,00	1,00	1,00
Sexe	Ménage en 1991				
Femme	Cohabitants	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	Monoparental (Femme)	0,94	0,95	n. s.	0,95
	Monoparental (Homme)	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
Homme	Couple marié	1,00	1,00	1,00	1,00
Sexe	Score moyen communal en 1991				
Femme	SMC < -0,15	0,96	n. s.	0,96	0,98
	-0,15 < SMC < -0,1	n. s.	1,03	0,97	0,97
	-0,1 < SMC < -0,05	1,03	1,05	n. s.	n. s.
	-0,05 < SMC < 0	1,02	1,03	n. s.	n. s.
	0,05 < SMC < 0,10	1,03	0,98	1,02	1,02
	0,10 < SMC < 0,15	n. s.	0,97	1,02	n. s.
	SMC > 0,15	0,96	0,93	1,03	1,01
	Homme	0 < SMC < 0,05	1,00	1,00	1,00

Région de vie (1991-2001)	Groupe d'âges				
Bruxelles-Bruxelles	18-21 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	22-24 ans	n. s.	1,07	n. s.	n. s.
	28-30 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	n. s.	0,96
Bruxelles-Flandre	18-21 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	22-24 ans	0,86	n. s.	n. s.	n. s.
	28-30 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	n. s.	1,18
Bruxelles-Wallonie	18-21 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	22-24 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	28-30 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	31 ans et plus	0,78	n. s.	n. s.	1,10
Flandre-Bruxelles	18-21 ans	n. s.	1,19	n. s.	n. s.
	22-24 ans	1,28	n. s.	n. s.	n. s.
	28-30 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	n. s.	0,89
Flandre-Wallonie	18-21 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	22-24 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	28-30 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
Wallonie-Bruxelles	18-21 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	22-24 ans	n. s.	n. s.	n. s.	1,12
	28-30 ans	n. s.	0,90	n. s.	n. s.
	31 ans et plus	0,87	n. s.	n. s.	0,92
Wallonie-Flandre	18-21 ans	n. s.	n. s.	n. s.	1,27
	22-24 ans	n. s.	0,81	n. s.	n. s.
	28-30 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
Wallonie-Wallonie	18-21 ans	0,93	0,92	0,92	0,90
	22-24 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	28-30 ans	n. s.	n. s.	1,03	1,04
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	n. s.	1,04
<i>Flandre-Flandre</i>	<i>25-27 ans</i>	<i>1,00</i>	<i>1,00</i>	<i>1,00</i>	<i>1,00</i>
Taille du ménage en 1991	Groupe d'âges				
2	18-21 ans	n. s.	n. s.	0,89	0,80
	22-24 ans	n. s.	n. s.	0,93	0,87
	28-30 ans	0,93	n. s.	1,05	1,07
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	1,13	1,34
3	18-21 ans	1,08	0,97	0,93	0,80
	22-24 ans	0,94	0,95	n. s.	0,96
	28-30 ans	n. s.	n. s.	1,02	1,06
	31 ans et plus	n. s.	1,06	1,04	1,15
5	18-21 ans	n. s.	1,08	1,10	1,16
	22-24 ans	1,08	1,04	1,03	1,05
	28-30 ans	0,94	0,96	0,97	0,97
	31 ans et plus	0,93	0,92	0,92	0,84
6	18-21 ans	0,89	n. s.	1,07	1,18
	22-24 ans	1,07	1,07	1,06	1,09
	28-30 ans	n. s.	0,95	0,96	0,94
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	0,92	0,81
7+	18-21 ans	0,87	0,93	n. s.	1,12
	22-24 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	28-30 ans	1,17	1,07	n. s.	0,97
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	n. s.	0,94
4	<i>25-27 ans</i>	<i>1,00</i>	<i>1,00</i>	<i>1,00</i>	<i>1,00</i>

Pays de nationalité/d'origine en 2001	Groupe d'âges				
Pays frontalier	18-21 ans	0,84	n. s.	n. s.	n. s.
	22-24 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	28-30 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	31 ans et plus	1,24	n. s.	n. s.	n. s.
Europe du nord	18-21 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	22-24 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	28-30 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
Pays du nord	18-21 ans	n. s.	1,67	n. s.	n. s.
	22-24 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	28-30 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
Europe méditerranéenne	18-21 ans	n. s.	0,90	n. s.	n. s.
	22-24 ans	n. s.	0,90	n. s.	n. s.
	28-30 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	31 ans et plus	n. s.	1,20	n. s.	1,17
Europe centrale et orientale	18-21 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	22-24 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	28-30 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
Maghreb	18-21 ans	n. s.	n. s.	0,88	0,86
	22-24 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	28-30 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	31 ans et plus	n. s.	1,27	1,09	1,17
Turquie	18-21 ans	n. s.	0,87	n. s.	n. s.
	22-24 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	28-30 ans	n. s.	n. s.	n. s.	0,88
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	n. s.	1,28
Afrique (hors Maghreb)	18-21 ans	n. s.	0,66	n. s.	n. s.
	22-24 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	28-30 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	31 ans et plus	n. s.	1,35	n. s.	n. s.
Amérique latine	18-21 ans	1,65	1,37	n. s.	n. s.
	22-24 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	28-30 ans	0,64	n. s.	0,73	n. s.
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
Asie (hors Turquie)	18-21 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	22-24 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	28-30 ans	n. s.	n. s.	n. s.	0,85
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
<i>Belge né Belge</i>	<i>25-27 ans</i>	<i>1,00</i>	<i>1,00</i>	<i>1,00</i>	<i>1,00</i>
Ménage en 1991	Groupe d'âges				
Cohabitants	18-21 ans	0,92	0,94	0,93	0,89
	22-24 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	28-30 ans	n. s.	1,09	1,06	n. s.
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	n. s.	1,10
Monoparental (Femme)	18-21 ans	0,93	n. s.	1,07	1,25
	22-24 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	28-30 ans	n. s.	n. s.	n. s.	0,94
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	n. s.	0,86
Monoparental (Homme)	18-21 ans	n. s.	n. s.	1,06	1,14
	22-24 ans	n. s.	n. s.	1,08	1,06
	28-30 ans	n. s.	n. s.	0,95	0,94
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	0,91	0,87
<i>Couple marié</i>	<i>25-27 ans</i>	<i>1,00</i>	<i>1,00</i>	<i>1,00</i>	<i>1,00</i>

Ménage en 2001	Groupe d'âges				
CM/Conj (Isolé)	18-21 ans	n. s.	n. s.	1,06	1,14
	22-24 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	28-30 ans	n. s.	n. s.	0,95	0,93
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	n. s.	0,92
CM/Conj (Cohabitant sans enfant)	18-21 ans	n. s.	1,06	1,07	1,07
	22-24 ans	0,95	0,96	1,04	1,06
	28-30 ans	n. s.	n. s.	0,96	0,96
	31 ans et plus	1,10	n. s.	0,94	0,88
CM/Conj (Marié sans enfant)	18-21 ans	1,36	1,19	n. s.	0,91
	22-24 ans	0,91	n. s.	1,05	1,06
	28-30 ans	0,89	0,94	0,94	n. s.
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	0,92	0,89
CM/Conj (Cohabitant avec enfant)	18-21 ans	n. s.	n. s.	0,83	n. s.
	22-24 ans	n. s.	1,07	n. s.	0,90
	28-30 ans	1,09	n. s.	1,08	1,07
	31 ans et plus	0,88	0,84	1,05	1,13
CM/Conj (Marié avec enfant)	18-21 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	22-24 ans	n. s.	1,06	0,94	0,80
	28-30 ans	n. s.	n. s.	1,05	1,18
	31 ans et plus	0,89	0,82	n. s.	1,14
CM/Conj (Monoparental)	18-21 ans	0,75	0,79	0,86	0,75
	22-24 ans	n. s.	n. s.	0,92	0,82
	28-30 ans	1,22	1,17	1,10	1,12
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	1,24	1,48
Enfant (de cohabitants)	18-21 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	22-24 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	28-30 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
Enfant (de monoparental)	18-21 ans	1,07	n. s.	1,07	n. s.
	22-24 ans	1,09	n. s.	1,03	1,08
	28-30 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	0,95	n. s.
<i>Enfant (de mariés)</i>	<i>25-27 ans</i>	<i>1,00</i>	<i>1,00</i>	<i>1,00</i>	<i>1,00</i>
Score moyen communal en 1991	Groupe d'âges				
SMC < -0,15	18-21 ans	0,90	n. s.	n. s.	n. s.
	22-24 ans	n. s.	n. s.	n. s.	1,03
	28-30 ans	n. s.	n. s.	n. s.	0,96
	31 ans et plus	1,16	n. s.	n. s.	n. s.
-0,15 < SMC < -0,1	18-21 ans	0,91	0,96	n. s.	1,03
	22-24 ans	n. s.	n. s.	n. s.	1,04
	28-30 ans	1,09	n. s.	n. s.	0,96
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
-0,1 < SMC < -0,05	18-21 ans	0,91	0,94	n. s.	n. s.
	22-24 ans	n. s.	n. s.	n. s.	0,98
	28-30 ans	n. s.	1,05	n. s.	n. s.
	31 ans et plus	1,11	n. s.	n. s.	1,06
-0,05 < SMC < 0	18-21 ans	0,94	0,96	1,02	n. s.
	22-24 ans	0,92	n. s.	n. s.	n. s.
	28-30 ans	1,09	1,03	1,02	n. s.
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	0,96	0,98
0,05 < SMC < 0,10	18-21 ans	1,06	n. s.	n. s.	n. s.
	22-24 ans	1,05	n. s.	n. s.	n. s.
	28-30 ans	n. s.	0,97	n. s.	n. s.
	31 ans et plus	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
0,10 < SMC < 0,15	18-21 ans	1,12	n. s.	n. s.	n. s.
	22-24 ans	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	28-30 ans	n. s.	n. s.	n. s.	1,04
	31 ans et plus	0,88	n. s.	n. s.	n. s.
SMC > 0,15	18-21 ans	1,18	1,13	n. s.	n. s.
	22-24 ans	1,08	n. s.	n. s.	n. s.
	28-30 ans	0,89	0,95	n. s.	n. s.
	31 ans et plus	0,87	0,94	1,02	n. s.
<i>0 < SMC < 0,05</i>	<i>25-27 ans</i>	<i>1,00</i>	<i>1,00</i>	<i>1,00</i>	<i>1,00</i>

Source : Base DESTINY (Belgique), DGSIE, Rec. 1991, ESE-2001, Registre National, PSBH, SILC-Belgique