

**Faculté des sciences économiques,
sociales, politiques et de communication
École des sciences politiques et sociales (PSAD)**

L'influence du logement et de ses caractéristiques sur la fécondité en Belgique

Auteur : Vandendorpel Cyril
Promoteur(s) : Eggerickx Thierry et Rees Alice
Lecteur(s) : Sanderson Jean-Paul
Année académique 2023-2024
Master de spécialisation en méthodes quantitatives en sciences sociales

« Je déclare sur l'honneur que ce mémoire a été écrit de ma plume, sans avoir sollicité d'aide extérieure illicite, qu'il n'est pas la reprise d'un travail présenté dans une autre institution pour évaluation, et qu'il n'a jamais été publié, en tout ou en partie. Toutes les informations (idées, phrases, graphes, cartes, tableaux, ...) empruntées ou faisant référence à des sources primaires ou secondaires sont référencées adéquatement selon la méthode universitaire en vigueur. Je déclare avoir pris connaissance et adhérer au Code de déontologie pour les étudiants en matière d'emprunts, de citations et d'exploitation de sources diverses et savoir que le plagiat constitue une faute grave. »

Vandendorpel Cyril

Je tiens tout d'abord à exprimer ma plus profonde gratitude à Monsieur Thierry Eggerickx, Docteur en démographie et Professeur à l'Université catholique de Louvain (UCL), pour ses conseils, le temps passé ensemble et le partage de son expertise. Grâce à sa confiance et à ses connaissances partagées, j'ai pu m'accomplir pleinement dans la rédaction du mémoire.

Je remercie également ma co-promotrice, Madame Alice Rees, doctorante en démographie, pour son aide indispensable dans la création du modèle. Votre soutien technique et vos conseils ont été essentiels pour surmonter les défis méthodologiques de ce travail.

Je tiens à remercier chaleureusement Monsieur Jean-Paul Sanderson, chercheur à l'UCLouvain, pour son aide précieuse dans l'élaboration des données et pour avoir pris le temps de lire mon mémoire.

Enfin, je souhaite exprimer toute ma reconnaissance à Madame Laurence Leherte, Docteur à l'UNamur, pour la relecture attentive de mon travail. Vos remarques constructives et votre souci du détail ont grandement amélioré la qualité finale de ce mémoire.

Table des matières

1. Introduction	4
2. Littérature	5
3. Cas de la Belgique.....	9
Le logement en Belgique.....	9
La fécondité en Belgique.....	16
4. Méthodologie	19
Base de données	19
Variable dépendante décrivant la maternité	20
Variables décrivant le logement	20
Autres variables.....	22
Le modèle	23
5. Question de recherche	26
6. Résultats	27
Variables liées au logement.....	35
Autres variables.....	36
7. Discussion	38
8. Bibliographie.....	40
9. Annexes	46

1. Introduction

Cette étude examine l'impact du logement et de ses caractéristiques sur la fécondité, et plus précisément sur l'arrivée du premier enfant, en analysant deux aspects principaux. Le premier aspect consiste à déterminer si les couples auront un enfant en fonction des conditions de logement. Le second aspect de l'étude analyse le temps nécessaire pour avoir un enfant en fonction des contraintes de logement.

Les articles scientifiques portant sur l'analyse des déterminants de la fécondité se concentrent principalement sur les thématiques de l'éducation et de l'emploi (Hoffman, 1974 ; Blossfeld, 1995 ; Kiernan, 1995). A ce jour, peu d'études ont abordé le rôle des conditions de logement sur le comportement des couples en matière de fécondité. Ce travail suppose que le logement a un impact important sur la vie quotidienne des familles avec enfants, car il a une incidence directe sur leur vie quotidienne et leur bien-être. Un logement adéquat offre l'espace et le confort nécessaires aux activités familiales. Un logement abordable facilite la gestion des finances, réduit le stress et permet de mieux affecter les ressources à d'autres besoins tels que la fondation d'une famille (Mulder & Wagner, 1998).

Les caractéristiques du logement sont le type, la taille et le statut de propriété du logement car ils influencent à la fois la qualité de vie et la stabilité financière des familles. Le type de logement, comme une maison ou un appartement, influe sur l'espace disponible et l'adéquation à la vie familiale (Felson & Solaun, 1975). La taille d'un logement détermine la quantité d'espace habitable disponible, ce qui peut avoir un impact sur le confort, l'organisation, le rangement et la gestion des besoins des familles. L'accession à la propriété, c'est-à-dire la possession d'un logement occupé par son propriétaire, offre une stabilité et un sentiment de sécurité que la location n'offre pas (Storm, 2010 ; Mulder & Wagner, 1998).

L'étude se concentre sur le cas de la Belgique, un cadre intrigant car la relation empirique entre la fécondité et les conditions de logement demeure largement inexplorée dans ce pays.

La Belgique se caractérise par un taux élevé d'accession à la propriété, avec un niveau d'accessibilité proche de la moyenne européenne. Le taux de propriété en Belgique est de 71,3 % en 2021, comparé à 69,9 % pour l'ensemble de l'Europe (Eurostat, 2024). Cependant, les jeunes couples sont de plus en plus confrontés à une faible accessibilité financière et à un accès limité aux logements occupés par leur propriétaire (Warisse, 2022). Simultanément, les taux de fécondité diminuent et l'âge moyen auquel les couples ont des enfants augmente parmi les jeunes générations, ce qui suggère une corrélation potentielle entre ces facteurs.

Nos résultats aideront à déterminer la relation entre les conditions de logement et la fécondité en Belgique, mais aussi dans l'ensemble de la littérature. En effet, ce travail traite de plusieurs variables qui ne sont pas toutes incluses en même temps dans les travaux précédents.

Grâce aux données du Registre national belge, il est possible d'appliquer des cadres méthodologiques propices : l'analyse de survie et les modèles probit qui permettent d'estimer l'impact endogène possible des conditions de logement sur la fécondité.

Le sens de la relation entre les conditions de logement et la fécondité n'est pas résolu aujourd'hui. Dowling et Power (2012) supposent que la fécondité conduit à l'achat d'un logement adéquat, c'est-à-dire que la fécondité est la contrainte en matière de logement. D'autres observent une relation inverse, suggérant que les conditions de logement sont un facteur limitant la fécondité. Ce travail devra supposer l'une de ces deux relations pour orienter son analyse afin de poser la question de recherche.

2. Littérature

Plusieurs études explorent la relation entre la fécondité et le logement sous différents angles, et concluent généralement à des associations cohérentes entre les deux. Les paragraphes suivants décrivent les travaux antérieurs concernant les variables des conditions de logement sur la fécondité, à savoir le mode d'occupation, le type et la taille du logement.

En ce qui concerne le mode d'occupation, Mulder & Wagner (2001) rapportent que les couples aux Pays-Bas ont tendance à retarder la naissance de leur premier enfant après avoir accédé à la propriété. Toutefois, il peut s'écouler beaucoup de temps entre l'acquisition de la maison et la naissance du premier enfant. Ils constatent également que les couples ont tendance à retarder l'acquisition d'une maison jusqu'à ce qu'ils soient sur le point de devenir parents dans le cas de l'Allemagne de l'Ouest.

Mulder (2006) a constaté que les avantages de l'accession à la propriété sont plus importants pour les couples et les familles que pour les ménages non familiaux, et que les couples peuvent plus facilement supporter les coûts associés. Par conséquent, un lien positif entre l'accession à la propriété et la formation des familles est généralement attendu et a été observé dans plusieurs pays. Toutefois, au Royaume-Uni, un lien négatif a été constaté, probablement parce que de nombreuses personnes ressentent le besoin de devenir propriétaires avant de fonder une famille, et que les coûts de l'accession à la propriété sont en concurrence avec ceux de l'éducation des enfants.

Être propriétaire est considéré comme une meilleure situation de logement pour les ménages, et ce pour plusieurs raisons. Premièrement, un logement occupé par son propriétaire sert d'investissement et contribue à l'accumulation de richesses (Megbolugbe & Linneman, 1993). Pour beaucoup, il s'agit de la principale forme d'épargne (Kendig, 1984).

Deuxièmement, le statut de propriétaire offre un meilleur niveau de vie et un statut social plus élevé au propriétaire (Megbolugbe & Linneman, 1993). En général, l'accès à la propriété intervient à un âge où il est favorable d'avoir un statut social élevé, et pourrait répondre à ce besoin (Kalish & Anderson, 2011). En outre, les propriétaires ont le contrôle de leur situation en matière de logement. Les propriétaires sont plus libres que les locataires d'apporter des modifications à leur logement et ils ont un plus grand sentiment de sécurité que les locataires (Saunders et al., 1990).

Hulse et al. (2019) soulignent que, pour certains locataires privés, l'emplacement et le mode de vie sont des critères essentiels, souvent plus déterminants que le type d'occupation du logement lui-même. Leur étude, réalisée à Sydney et Melbourne, s'appuie sur les données du Recensement de la population et du logement 2011 de Bureau australien des statistiques (ABS). Ainsi, certaines personnes peuvent choisir de louer plutôt que d'acheter en raison de leur mode de vie nomade ou de leur décision de différer l'arrivée d'un enfant. Cela suggère que les préférences en matière de fécondité peuvent varier, ce qui est souvent contesté par des recherches antérieures (Anderton et al. 1987 ; Johnson & Freymeyer 1989 ; Johnson & Stokes 1976; Zimmer & Fulton 1980). Ces études ont montré que les préférences subjectives des parents influencent celles de leurs enfants concernant la taille de la famille, tant au début de l'âge adulte que durant la transition à l'âge adulte. De plus, il a été observé que les jeunes ayant de nombreux nièces et neveux désirent généralement avoir plus d'enfants que ceux qui en ont peu (Axinn et al., 1994). Étant donné que les préférences subjectives des parents et le nombre de neveux et nièces sont généralement constants et ne varient pas beaucoup dans le temps, ils n'ont pas un impact significatif sur les décisions relatives à la taille de la famille des couples au fil du temps.

L'accession à la propriété est alors considérée comme un facteur susceptible d'avoir un impact sur la fécondité (Deurloo & al., 1994, pour les États-Unis ; Mulder & Wagner, 1998, pour l'Allemagne de l'Ouest). La propriété tend à augmenter la fécondité parce que la naissance des enfants est reportée jusqu'à ce qu'il soit possible d'accéder à la propriété. En effet, les couples préfèrent s'assurer un logement d'une certaine qualité avant d'avoir des enfants. (Kulu & Vikat, 2007). Dans les pays avancés, les logements occupés par leur propriétaire sont particulièrement

adaptés aux familles en raison de leur taille, de leur agencement et de leur emplacement. En effet, ils sont souvent situés dans des quartiers attrayants, sûrs et adaptés aux enfants (Mulder & Wagner, 1998).

En ce qui concerne les types de logement, Kulu et Vikat (2007) ont utilisé des données de registres longitudinaux de Finlande et ont appliqué la régression des risques. Ils ont constaté que les taux de fécondité varient de manière significative selon les types de logement, la fécondité la plus élevée étant observée chez les couples vivant dans des maisons individuelles et la plus faible dans des appartements, même après ajustement des facteurs démographiques et socio-économiques. Leurs conclusions indiquent également que les taux de fécondité augmentent après que les couples aient changé de logement, ce qui suggère que les déménagements sélectifs expliquent en grande partie cette variation. En outre, ils ont observé une probabilité relativement élevée de troisième naissance parmi les couples vivant dans des maisons unifamiliales plusieurs années après le déménagement, ce qui implique que les logements spacieux influencent la fécondité, en supposant que les appartements sont plus grands que les maisons. Kulu et Vikat (2007) n'ont couvert que la variable du type de logement.

Les maisons sont généralement situées dans des régions suburbaines ou rurales (Warisse, 2022). Les régions suburbaines ou rurales sont considérées comme des endroits idéaux pour élever des enfants en raison de leur association historique avec l'idéal familial. Depuis ses débuts, la suburbanisation aux États-Unis a été associée à une vision où la famille, composée du mari, de la femme et des enfants, passe du temps ensemble dans un environnement propice à la cohésion familiale. Les banlieues offrent un cadre qui favorise ces liens familiaux en permettant aux familles d'échapper à la diversité sociale et ethnique des zones urbaines (Miller, 1995). Les milieux ruraux où se situent majoritairement des maisons sont associés à un quotient intellectuel total plus élevé des enfants y grandissant (Bijnens et al, 2020). Néanmoins, ces environnements peuvent favoriser l'isolement familial en raison du manque d'espace public et de l'importance accordée à l'entretien de la maison et aux divertissements centrés sur le foyer dans certains cas (Miller, 1995).

Vignoli et al. (2013) ont tenté d'analyser l'influence du logement dans la relation entre les faibles taux de fécondité et le statut socio-économique des individus en Italie. Cette étude vise à combler cette lacune en examinant si les Italiens disposant d'une plus grande sécurité en matière de logement sont plus enclins à planifier la venue d'un premier enfant. Les résultats indiquent une corrélation positive significative entre les intentions de fécondité des couples et leur niveau de sécurité en matière de logement. Cette corrélation positive est restée significative même

après avoir contrôlé les attributs démographiques et socio-économiques du couple, ainsi qu'après avoir ajusté les caractéristiques non-observées et pris en compte l'influence mutuelle entre le logement et la fécondité. Toutefois, l'étude de Vignoli repose sur la base de données GGP, qui recueille des données auprès d'un échantillon national représentatif. Cet ensemble de données comprend une variable mesurant le « sentiment de sécurité des ménages », un indice reflétant le sentiment subjectif des ménages en matière de sécurité du logement. Cependant, le nombre de répondants à cette question spécifique est relativement faible et elle ne correspond pas aux véritables caractéristiques du logement des ménages (taille, mode d'occupation et type).

Le travail de Ström (2010) permet de mieux comprendre la situation en Suède. Elle a cherché à expliquer dans quelle mesure les variables telles que le type de logement, le mode d'occupation et la taille du logement peuvent influencer la probabilité d'avoir un premier enfant à l'aide d'une étude de cohorte décrivant les années 1956, 1964 et 1974. Plus précisément, elle utilise des données de registres longitudinaux de Suède et applique la régression des risques. La première découverte indique que la taille de la résidence semble être l'aspect du logement le plus fortement corrélé avec le taux de premières naissances. En outre, il existe un lien entre la stabilité du marché du logement et la probabilité d'avoir un premier enfant, en particulier chez les personnes nées en 1974. L'impact du logement sur la procréation semble être plus significatif lorsqu'il est évalué de manière à englober le moment de la première naissance plutôt que d'être mesuré de manière à coïncider avec la situation 16 mois avant la naissance (Ström, 2010). Toutefois, Curry et Scriven (1978) ne constatent aucune relation négative entre l'appartement et le fait d'avoir un enfant. Curry et Scriven (1978), qui ont également observé que le fait de disposer d'un plus grand nombre de pièces dans un logement est corrélé à une augmentation de la fécondité dans le Wisconsin, au cours de la période 1959-1961. Il est donc raisonnable de supposer que les individus préfèrent que la taille de leur logement corresponde à la taille de leur famille. L'étude de Curry et Scriven ne s'intéresse qu'au type et à la taille des logements. La méthode utilisée par Storm semble adaptée, mais la variable des conditions de logement manque de précision. Par exemple, l'utilisation du nombre de pièces comme indicateur de la taille du logement est imprécise. Une mesure plus précise serait la taille du logement en mètres carrés (m²). Peled (1969) a constaté qu'en Israël, l'accès à des logements plus grands est associé à des taux de fécondité plus élevés.

3. Cas de la Belgique

Le cas de la Belgique est intéressant car, à notre connaissance, aucune étude n'a été menée dans cette perspective. En Belgique, l'accession à la propriété est considérée comme un objectif de vie important pour de nombreux ménages (Meeus & De Decker, 2015). Les prix de l'immobilier résidentiel en Belgique ont augmenté presque continuellement au cours des dernières décennies, touchant toutes les régions et toutes les catégories de logement. Dans le même temps, la fécondité diminue depuis une dizaine d'année, alors que l'âge moyen à la première maternité est en recul (Statbel, 2024).

Le logement en Belgique

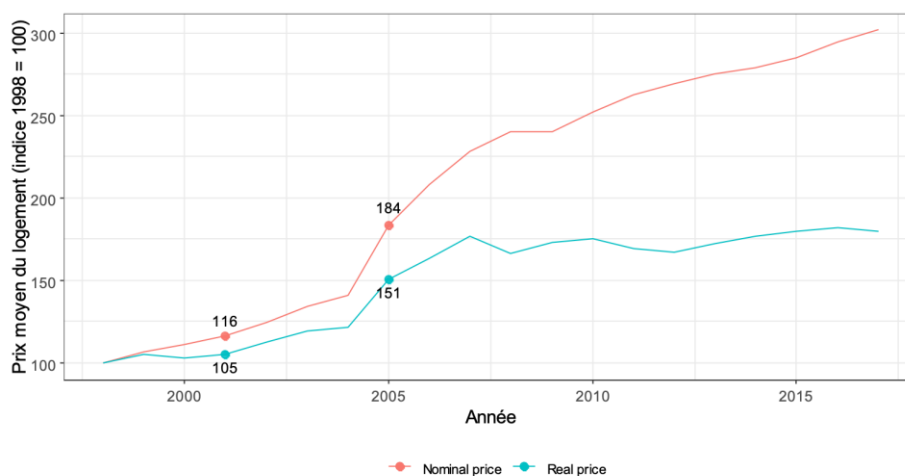


Figure 1 - Evolution du prix nominal et réel moyen du logement en Belgique depuis 1998.

Source : Statbel, 2024

La figure 1 montre l'évolution des prix de l'immobilier résidentiel en Belgique¹. Ils ont augmenté au cours des dernières décennies, avec une tendance significative à la hausse des prix des logements depuis les années 1990. Au cours de la période concernée, il n'y a eu qu'une seule période de baisse. Elle se situe pendant la crise économique et financière de 2008 et 2009. Du quatrième trimestre de 2008 au deuxième trimestre de 2009, les prix de l'immobilier résidentiel ont diminué de 3.3 %, avec une baisse réelle de 1.8 %.

¹ Les valeurs par années sont reliées pour accentuer la tendance sur les figures de l'étude

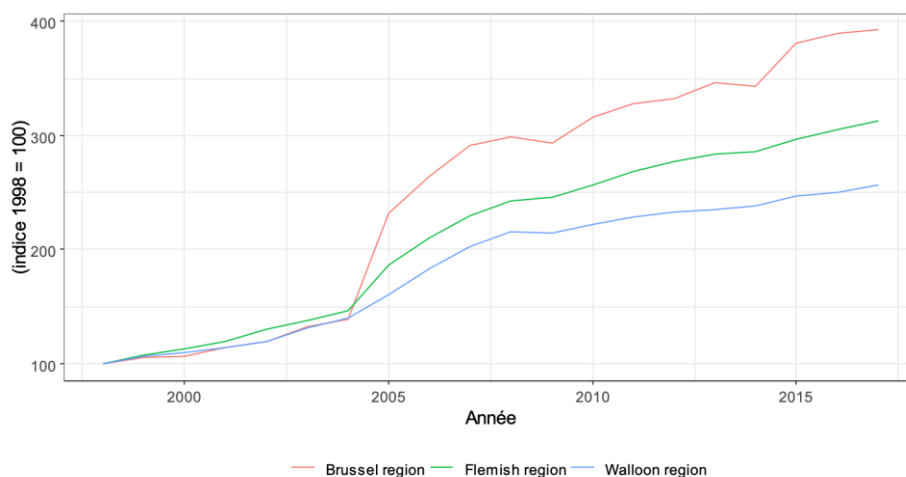


Figure 2 - Evolution prix moyen du logement par régions belges depuis 1998. Source : Statbel, 2024

En général, la tendance à la hausse des prix de l'immobilier a été assez similaire dans toutes les régions. Toutefois, à la fin des années 80, l'augmentation générale des prix a été plus prononcée à Bruxelles, où les prix ont alors rejoint ceux des deux autres régions avant de baisser à la fin des années 90. Les prix ont fortement bondi au début des années 2000 dans les trois régions, et c'est également à cette période que Bruxelles est devenu en moyenne la région la plus chère en termes de logement résidentiel. Récemment, les trois régions ont connu une augmentation comparable des prix de l'immobilier, mais la Wallonie reste la région la moins chère des trois. Ces évolutions sont décrites dans la figure 2.

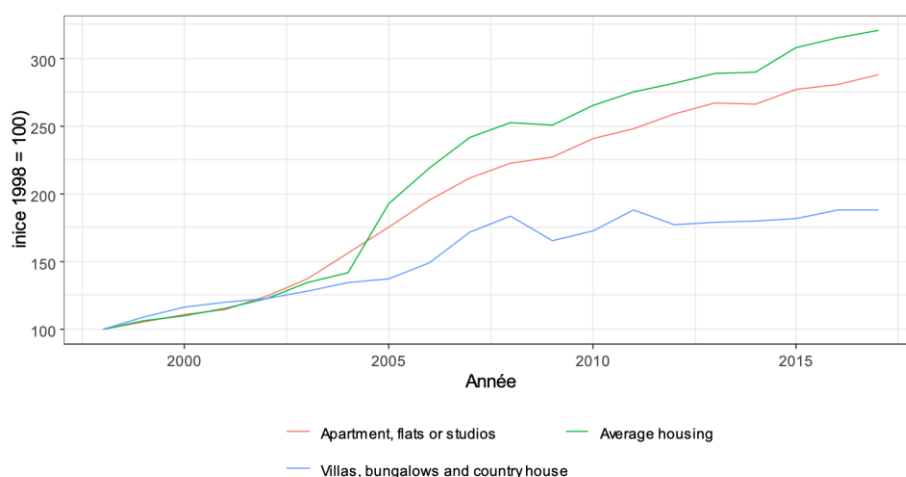


Figure 3 – Evolution du prix moyen des logement par type de logement depuis 1998. Source Statbel, 2024

La figure 3 montre la distribution des prix en fonction du type d'habitation et on y remarque une plus grande variabilité. Les maisons d'habitation ordinaires ont connu des hausses de prix plus rapides que les appartements. Cette tendance reflète probablement la forte hausse des prix des maisons deux à trois façades dans les zones urbaines par rapport aux communes environnantes depuis les années 2000, les logements urbains étant souvent constitués de maisons mitoyennes (Reusens et al., 2022). Toutefois, il est important de tenir compte des caractéristiques des logements lorsque l'on compare les niveaux de prix entre les communes. Reusens et al. (2022) attribuent ces différences à la qualité moyenne des habitations et, surtout, à la "valeur de localisation de la commune". De plus, le coût du logement tend à diminuer à mesure que l'on s'éloigne d'une agglomération, comme Bruxelles. Les décisions concernant le lieu de résidence se basent donc sur un équilibre entre le coût du logement et la distance par rapport au lieu de travail (Reusens et al., 2022).

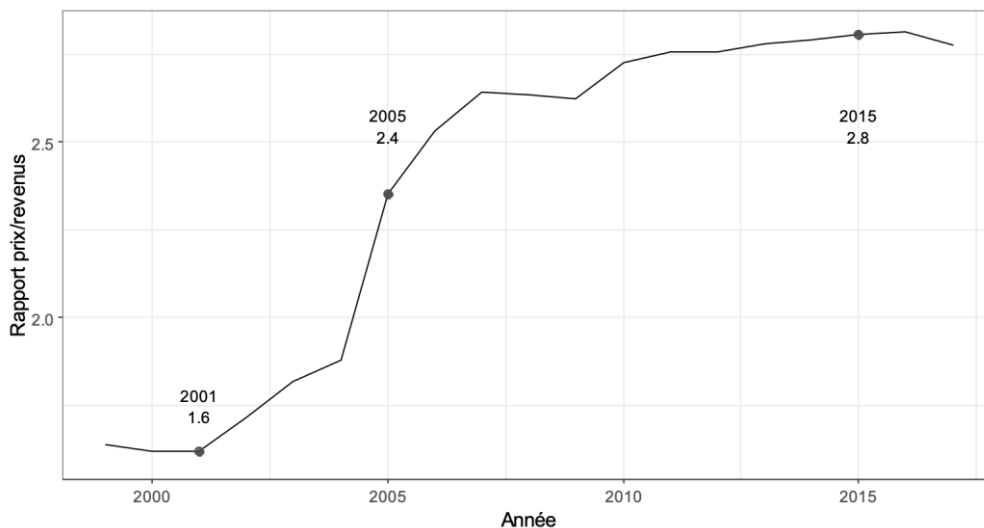


Figure 4 - Evolution de l'accessibilité du logement pour les ménages belges depuis 1998.

Source : Statbel et NBB.Stat, 2024

Les précédentes figures ont démontré une hausse importante des prix du logement en Belgique au début des années 2000. Elle semble être associée à une baisse de l'accessibilité financière des logements dans le pays durant la même période. La figure 4 présente le rapport prix/revenu, c'est-à-dire le rapport entre les prix des logements et le revenu disponible des ménages. C'est un ratio pertinent pour analyser l'accessibilité. Une augmentation indique une détérioration de l'accessibilité, tandis qu'une diminution indique une amélioration de la situation des ménages. Sur le long terme, l'indicateur affiche une nette tendance à la hausse, sa valeur augmente considérablement depuis 2001. L'écart passe de 1.6 à 2.8 entre 2001 et 2015. Le ratio

prix/revenu est susceptible d'être affecté par les mouvements des taux d'intérêt, d'autres caractéristiques des contrats hypothécaires et de la fiscalité au fil du temps.

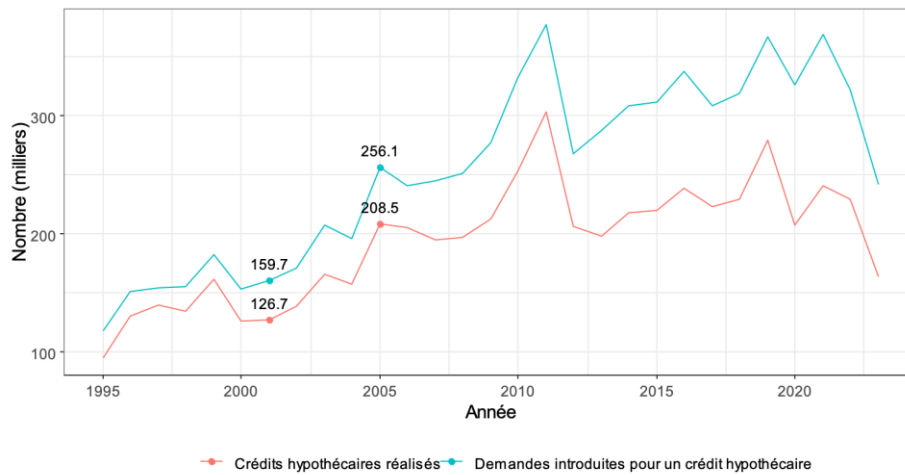


Figure 5 – Evolution du nombre de crédit hypothécaires réalisé et demandé en Belgique depuis 1995. Source : NBB.Stat, 2024

En Belgique, les taux d'intérêt hypothécaires ont diminué au cours des dernières décennies, passant d'environ 14 % au début des années 1980 à environ 1.5 % en 2021. Les taux ont rebondi récemment et ont atteint environ 1.7 % en avril 2022. Ces derniers influencent les prix des maisons en modifiant le coût de l'emprunt, ce qui peut augmenter ou diminuer la demande pour les propriétés et, par conséquent, les prix du marché immobilier. Début des années 2000, les taux étaient donc très bas. Cela a stimulé l'investissement dans l'immobilier car les actifs immobiliers sont devenus de plus en plus attractifs pour les investisseurs en quête de rendement par rapport aux placements financiers plus traditionnels (Warisse, 2022).

L'augmentation de l'avantage fiscal concernant les prix du logement (Hoebeeck & Inghelbrecht, 2017) s'est progressivement répercutée sur les prix des logements. Au fil du temps, les réformes du bonus logement ont conduit à des réductions successives de cet avantage fiscal. En particulier, en Région flamande, qui représente près de 65 % de l'activité immobilière en Belgique, le bonus logement, un avantage fiscal accordé aux personnes ayant contracté un emprunt hypothécaire pour acheter, construire ou rénover leur habitation, a été supprimé en janvier 2020 après une première réforme en 2015 qui a presque divisé par deux l'avantage fiscal (Tijtgat, 2019).

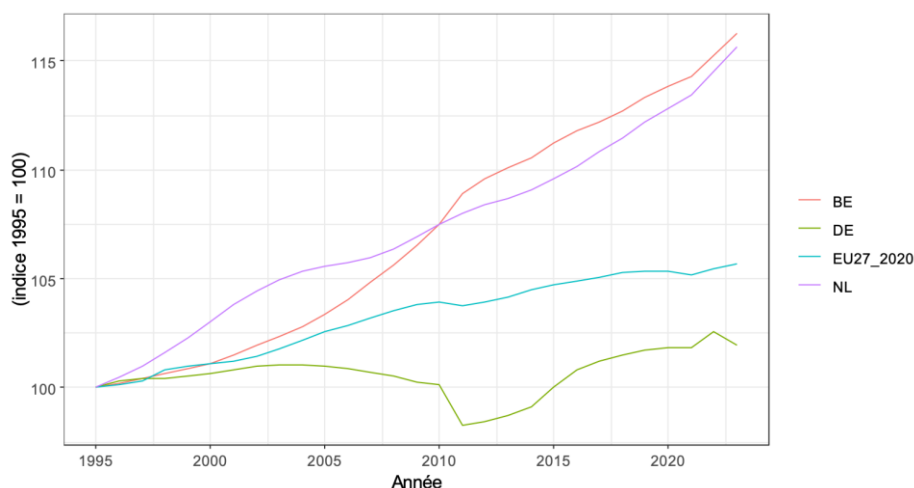


Figure 6 – Evolution de la population belge et européenne entre 1995 et 2023. Source : Eurostat, 2024

Depuis le début des années 2000, la croissance démographique en Belgique a dépassé celle de la zone euro (figure 6), tandis que la taille moyenne des familles a progressivement diminué. La taille moyenne des ménages est passée de 2.44 à 2.25 de 1995 à 2024 en Belgique (Statbel, 2024). Par conséquent, le nombre de ménages a augmenté (figure 7) plus rapidement que la population, ce qui a entraîné une augmentation de la demande et une hausse des prix de l'immobilier (Reusens et al., 2022).

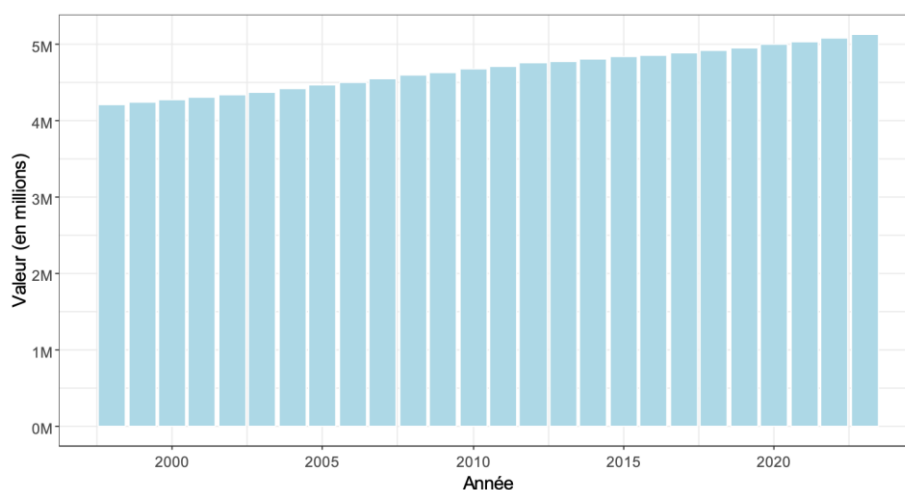


Figure 7 - Evolution du nombre des ménages en Belgique de 1998 à 2023. Source : Statbel, 2024

L'offre de logements en Belgique n'a cessé d'augmenter depuis le début des années 1990. Toutefois, si l'on considère le rapport entre les unités de logement et les ménages, un indicateur de l'offre relative, il devient évident que l'offre de logements n'a pas toujours correspondu à la

demande démographique. En particulier au début des années 2000, l'offre relative a diminué, indiquant une croissance plus lente des unités de logement par rapport aux ménages. Les prix de l'immobilier ont connu une augmentation significative au cours de cette période. Par la suite, l'offre de logements s'est ajustée pour réduire la pression sur les prix et modérer leur croissance réelle. Cependant, malgré une augmentation récente de l'offre relative, due en partie à l'augmentation des investissements résidentiels dans un contexte de faibles taux d'intérêt, la croissance des prix de l'immobilier ne s'est pas ralentie davantage (Reusens et al., 2022).

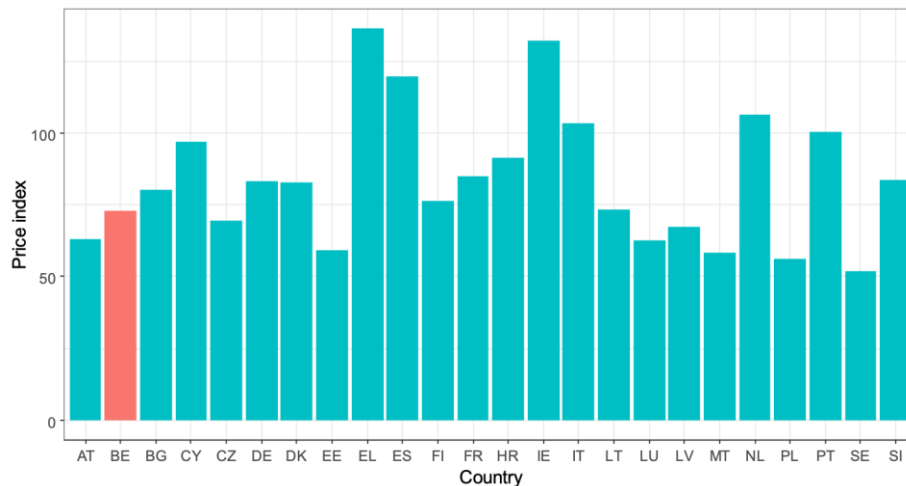


Figure 8 – Indice des prix des pays européens pour l'année 2005. Source : Eurostat, 2024

Les prix des maisons belges sont dans la moyenne européenne (2 080 € contre 1 967 € au m² en 2021). Elles restent moins chères que celles du Luxembourg, de la France, etc. (Warises, 2022). Elles sont en moyenne plus spacieuses, de sorte que la Belgique n'est peut-être pas beaucoup plus chère lorsque l'on compare les prix moyens des maisons par superficie (Bergamini, 2020).

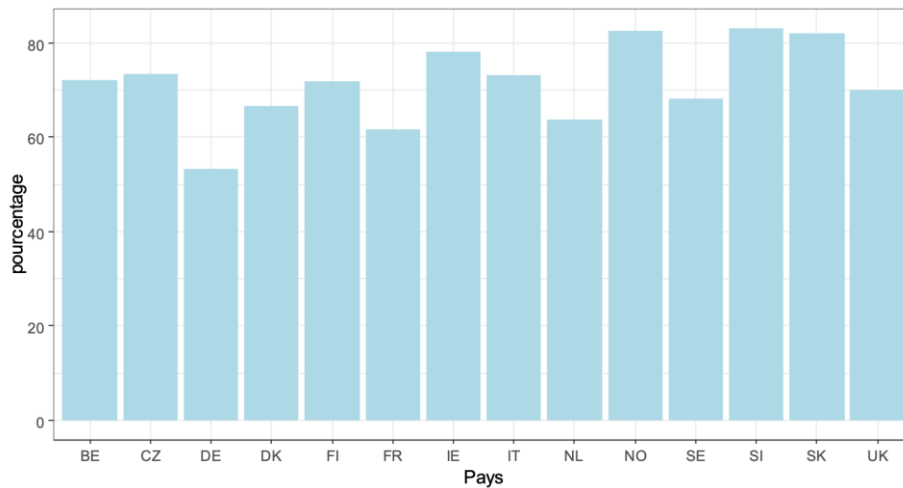


Figure 9 – Taux de propriétaire en Europe en 2005. Source : Eurostat, 2024

La figure 9 présente le taux de propriété des pays européens. Le taux de propriété moyen en Belgique était de 72.2 % en 2005, contre 71.5 % pour l'Europe. La moyenne pour cette année n'est disponible que pour un nombre restreint de pays, ce qui ne reflète pas nécessairement la moyenne européenne de l'époque. Cependant, il est unanimement reconnu dans la littérature que l'Italie est considérée comme un pays avec un taux de propriété privée élevé, à 73.3 %. La Belgique étant proche de ce pourcentage peut donc être considérée comme ayant un taux élevé de propriétaires, surtout en comparaison avec la France (61.8 %), les Pays-Bas (63.9 %) ou encore l'Allemagne (53.3 %), qui ont des taux bien plus faibles.

Le pourcentage élevé de propriétaires peut s'expliquer par des décisions politiques antérieures. Depuis la fin du XIXème siècle, le gouvernement belge a mis en place deux aspects principaux de la politique du logement en Belgique qui n'ont jamais changé. L'un d'eux encourage les gens à être propriétaires de leur logement, tandis que l'autre favorise les déplacements domicile-travail au lieu de se rapprocher de leur lieu de travail. Ces politiques ont été mises en place par les élites politiques catholiques et bourgeoises libérales du XIXème siècle. Elles ont été instaurées en réponse aux défis de l'industrialisation et de l'urbanisation, qui comprenaient des problèmes de santé tels que les épidémies, des problèmes moraux tels que l'inceste, la prostitution et l'abus d'alcool, ainsi que des troubles sociaux et politiques dus à la montée des syndicats et du socialisme. Dès les années 1850, ils stipulent que les propriétaires seraient moins enclins à se mettre en grève s'ils avaient des hypothèques à rembourser. Cette idée est devenue le premier pilier de la politique du logement lorsqu'elle a été officiellement inscrite dans la loi sur le logement de 1889 (Mougenot, 1988).

Le deuxième pilier, la promotion des déplacements domicile-travail, a été créé par le biais de deux mesures politiques. Premièrement, en améliorant l'accessibilité grâce au développement d'un vaste réseau ferroviaire, de sorte que même les personnes vivant dans des régions éloignées puissent facilement se rendre au travail tous les jours. Deuxièmement, en rendant les transports abordables, par exemple en introduisant un tarif réduit pour les déplacements domicile-travail. La maison unifamiliale possédée et souvent partiellement auto-construite dans un environnement de faible densité est devenue le pivot de la période de développement fordiste (Mougenot, 1988).

Devenir propriétaire n'est pas seulement la réalisation d'un objectif de vie pour de nombreux ménages, cela a aussi des implications en termes de patrimoine (Meeus & De Decker, 2015). En Belgique, une grande partie du patrimoine détenu par les ménages est constituée d'actifs immobiliers. Si un groupe de la population souffre d'une diminution de l'accessibilité financière, cela a également des conséquences sur la répartition de la richesse. Cela les oblige souvent à contracter des emprunts dont les coûts de remboursement sont plus élevés, à acheter des logements de moindre qualité ou moins bien situés, ou à se tourner vers le marché de la location (Warisse, 2022). Cela peut nuire à la fécondité car le coût de l'immobilier entrerait en compétition avec le coût d'élever un enfant ou plusieurs enfants (Mulder, 2006).

La fécondité en Belgique

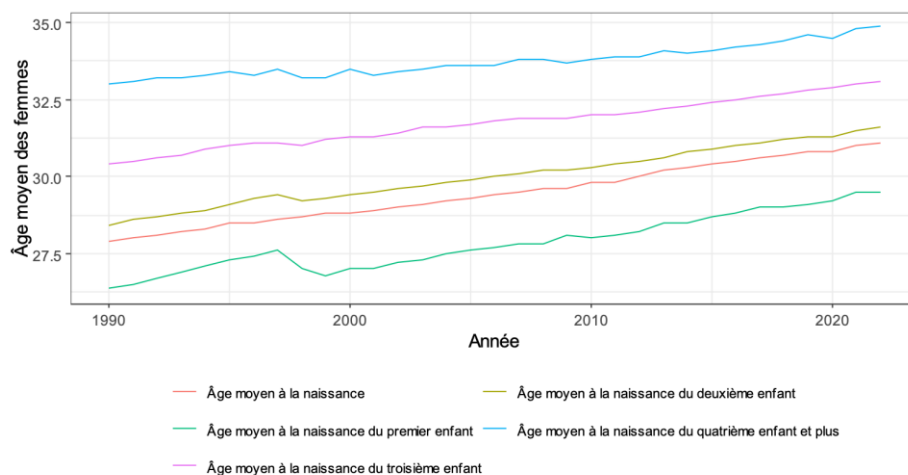


Figure 10 – Âge moyen des femmes au moment de la naissance de leur enfant en Belgique depuis 1990. Statbel, 2024

La figure 10 présente l'âge moyen auquel les femmes ont des enfants. Celui-ci augmente au fil du temps, quel que soit l'ordre de naissance des enfants. Il y a une période de déclin concernant principalement l'âge auquel on a le premier et le deuxième enfant. Mais depuis 2000, la tendance est la même sur toute la période. Cela signifie que les gens attendent plus longtemps avant d'avoir un enfant, quel que soit le rang de naissance. Les raisons ne sont pas totalement pleinement établies et diffèrent selon les pays. Parmi ceux-ci, il y a des facteurs tels que la poursuite d'une carrière professionnelle, la stabilité financière, l'acquisition d'une éducation supérieure, ainsi que des changements dans les priorités sociales et culturelles.

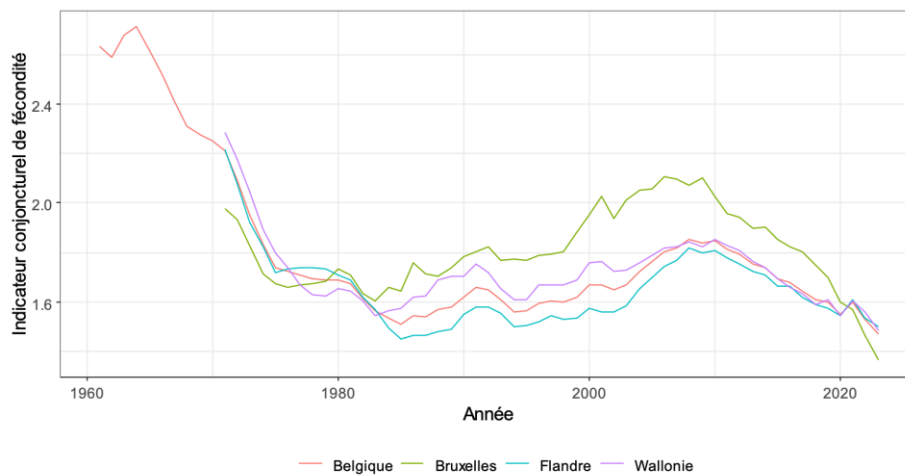
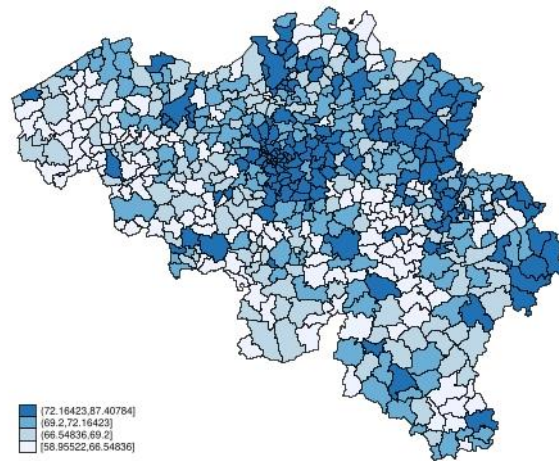


Figure 11 – Evolution des naissances par région en Belgique entre 1960 et 2023. Source Statbel, 2024

La figure 11 illustre l'évolution de la fécondité en Belgique sur la période qui s'étend de 1960 à 2023. Globalement, la fécondité diminue depuis des décennies en Belgique et dans les différentes régions. Toutefois, on observe des périodes de hausse comme au début des années 2000. Depuis les années 2010, la baisse de la fécondité est très importante. En 2010, la Belgique a enregistré 129 173 naissances, nombre qui est descendu à 110 198 en 2023, marquant une baisse de 15 %. Une hausse temporaire en 2021 est apparue due au rattrapage des naissances reportées pendant la pandémie Covid 19. Cette baisse a dépassé le niveau le plus bas observé en 2002 (111 484 naissances) et n'a plus été aussi faible depuis 1942.



Carte 12 - Pourcentage d'homme âgés de 20 à 35 ans sans enfant en Belgique en 2001.

Source : DEMOBEL calcul des auteurs, 2024

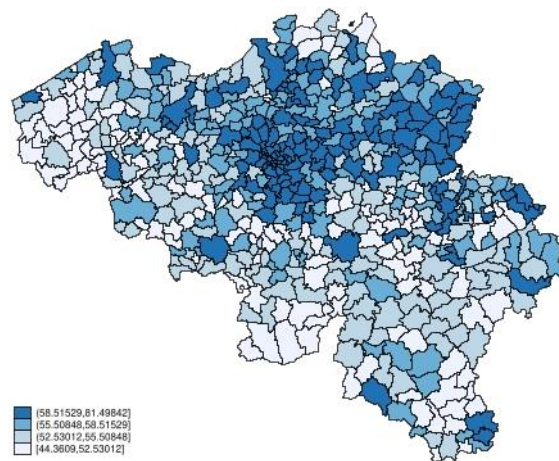


Figure 13 - Pourcentage de femme âgée de 20 à 35 ans sans enfant en Belgique en 2001.

Source : DEMOBEL calcul des auteurs, 2024

Les figures 12 et 13 montrent le pourcentage de femmes et d'hommes âgés de 20 à 35 ans sans enfant en Belgique en 2001. Il y a une grande disparité entre les communes : les communes bruxelloises et du Brabant flamand présentent une proportion très élevée d'individus sans enfant, tandis que celles des régions de Flandre occidentale et du Luxembourg tendent à avoir des femmes qui ont généralement leur premier enfant avant 35 ans.

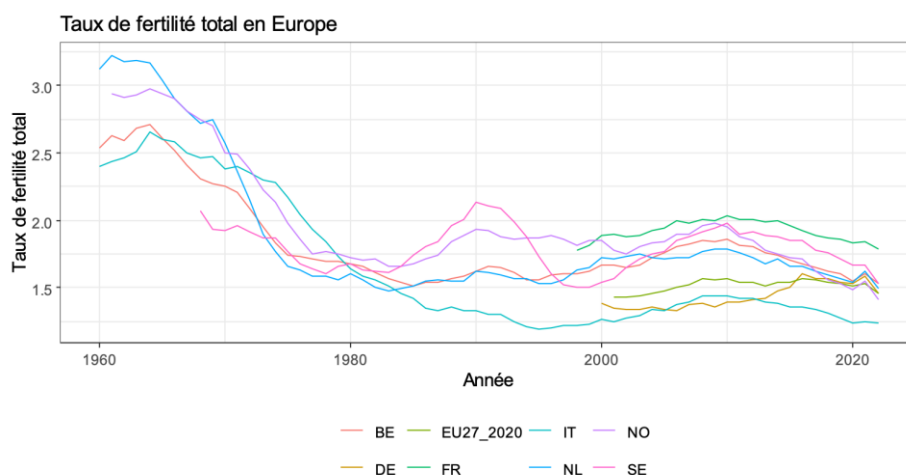


Figure 14 – Taux de fertilité en Europe entre 1960 et 2023. Source Eurostat, 2024

Le phénomène n'est pas propre à la Belgique. Les tendances évoquées dans le cas de la Belgique s'appliquent également aux autres pays européens (figure 14). Il existe un ensemble de facteurs pouvant déterminer les décisions reproductives des hommes et des femmes en Europe. Parmi les facteurs empêchant la réalisation d'avoir un ou plusieurs enfants, le logement peut être considéré.

Comme la Belgique est confrontée à une augmentation du prix du logement et à une forte augmentation de l'âge du premier enfant. On peut supposer que ces éléments sont liés entre eux. Dans les sections suivantes, nous examinerons comment les conditions de logement influencent le fait d'avoir des enfants en Belgique à travers un échantillon sur la période 2001-2005.

4. Méthodologie

Base de données

Ce travail se concentre sur la transition entre le fait d'être nullipare et le fait de devenir parent. La base de données DEMOBEL (se focalisant sur la cohorte 2001) permet de construire un modèle prédisant l'effet des conditions de logement sur le passage de zéro à un enfant. Cette base apparie notamment les données du Registre national et des recensements de la population grâce à l'Office de statistiques belge (Statbel, 2024). La base de données utilise les informations du Registre National de 2001 à 2005 et apparie chaque individu de ce registre avec ses données du recensement de 2001. Le Registre national est une base de données contenant l'ensemble des personnes physiques belges c'est-à-dire tous les Belges résidant en Belgique au 1^{er} janvier de chaque année (Service Public Fédéral Intérieur, 2024). Les données du Registre national sont basées sur les données administratives existantes. Le recensement de la population (enquête

socio-économique générale de 2001) collecte via questionnaires papiers des données socio-économiques sur la population belge. Les données comportent les caractéristiques socio-démographiques, ainsi que des données détaillées sur le niveau d'éducation et le logement de la population. En 2001, l'ensemble de données comptait 10 296 350 observations (Statbel, 2024). L'avantage de cet ensemble de données est qu'il contient l'ensemble de la population, ce qui permet d'obtenir des résultats significatifs et exhaustifs après l'exécution des modèles statistiques. Contrairement aux enquêtes, les données sont collectées sur tous les citoyens belges, ce qui permet d'obtenir des données démographiques et socio-économiques pertinentes sur les femmes et leurs partenaires.

Variable dépendante décrivant la maternité

La variable dépendante permettant de représenter la présence ou absence d'un enfant est la composition du ménage (HH_TYPE_LYPRO). La variable composition du ménage (HH_TYPE_LYPRO) ne renseigne pas le nombre d'enfants présents dans le ménage. Il n'est donc pas possible de distinguer la parité et de focaliser la recherche sur la naissance du premier enfant par exemple. Cette étude se focalise sur les couples mariés et non mariés, cohabitant, avec et sans enfants (HH_TYPE_LYPRO est égal à 2, 3, 4 ou 5). On exclut les femmes qui ne vivent pas avec un partenaire parce qu'elles ne représentent pas bien le parcours de vie classique énoncé précédemment et ne reflète pas le plan de procréation réalisable.

Ensuite, l'étude se focalise exclusivement sur les femmes âgées de 18 à 35 ans cohabitant avec leur conjoint en 2001. C'est durant cette tranche d'âge que, en moyenne, la probabilité d'avoir un enfant est la plus élevée en Belgique (Statbel, 2024). Cette analyse suit ces femmes sur une période de cinq ans, de 2001 à 2005, afin de correspondre aux trajectoires de vie supposées au début de l'étude. L'échantillon final est composé de 297 198 femmes.

Variables décrivant le logement

Les caractéristiques du logement reflètent le regroupement des variables mentionnées ci-dessous.

Le type de logement, ayant la dénomination wq1a dans la base de données, indique si le logement dans lequel vivent les femmes est une maison, un appartement, etc. Le type de logement joue un rôle important dans le choix de la fécondité (Kulu & Vikat, 2007). Les maisons sont souvent considérées comme un environnement favorable pour élever des enfants par rapport aux appartements qui sont plus petits. (Mulder, 2006 ; Kulu & Vikat, 2007 ; Mulder & Wagner, 1998). En général, l'espace disponible dans un appartement est plus réduit que dans

une maison et l'appartement offre moins de possibilités d'extension qu'une maison, ce qui est censé diminuer la probabilité d'avoir un enfant (Kulu & Vikat, 2007).

La taille du logement peut être un élément pertinent pour expliquer la transition de zéro à un enfant. Plus le logement est grand, meilleure est la situation du ménage en matière de confort (Storm, 2010). Il est raisonnable de supposer que les individus préfèrent que la taille de leur logement corresponde à la taille de leur famille (Peled, 1969 ; Curry et Scriven, 1978). La superficie du logement est disponible dans le registre belge (wq4c) et est une variable catégorielle décrivant une gamme de superficies pour chaque logement. Il existe également une seconde mesure de la taille du logement, le nombre de pièces disponibles dans le logement. Cette variable est comprise dans l'ensemble de données sous l'appellation wq4b.

La variable wq7a examine le type d'occupation du logement dans lequel vit l'individu. En fonction du cycle de vie, les jeunes adultes choisissent comme premier logement un appartement à louer en phase de décohabitation parentale. Ce n'est qu'après avoir acquis une certaine stabilité financière et familiale, qu'ils acquièrent leur logement comme propriétaire. L'accès à la maison se fait généralement par la propriété pour les jeunes adultes au début de leur cycle de vie. Notamment lors de la séparation du domicile parental, le premier logement est souvent en location et généralement un appartement. Ce n'est que lorsqu'une certaine stabilité financière et familiale est atteinte qu'ils peuvent envisager l'achat d'un logement en tant que propriétaires. L'intégration de la variable "type d'occupation" dans le modèle prédisant la fécondité est justifiée par plusieurs raisons. Être propriétaire est généralement perçu comme une meilleure situation de logement pour les ménages, car cela contribue à l'accumulation de richesses (Megbolugbe & Linneman, 1993) et offre un meilleur niveau de vie ainsi qu'un statut social plus élevé (Megbolugbe & Linneman, 1993). Les propriétaires ont aussi plus de liberté pour modifier leur logement et un sentiment de sécurité accru par rapport aux locataires (Saunders et al., 1990).

De plus, les préférences en matière de logement influencent les décisions relatives à la taille de la famille. La propriété est souvent associée à un désir de stabilité avant d'avoir des enfants (Kulu & Vikat, 2007), car les logements occupés par les propriétaires sont généralement mieux adaptés aux familles en raison de leur taille, de leur agencement et de leur emplacement, souvent dans des quartiers attrayants et sûrs (Mulder & Wagner, 1998).

Les recherches montrent également que l'accession à la propriété peut retarder la naissance des enfants jusqu'à ce qu'une situation de logement stable soit assurée (Deurloo et al., 1994 ; Mulder

& Wagner, 1998). Cela souligne l'importance de la variable "type d'occupation" pour comprendre les comportements de fécondité, confirmant que la propriété joue un rôle significatif dans les décisions relatives à la taille de la famille (Kulu & Vikat, 2007).

Autres variables

Le modèle inclut d'autres variables pour contrôler l'effet des conditions de logement sur la fécondité. Elles sont également largement reconnues dans la littérature comme ayant un lien étroit avec la fécondité. L'âge est corrélé à la fécondité parce que le potentiel reproductif biologique diminue généralement à mesure que l'âge augmente, surtout pour les femmes.

Le niveau de revenu est corrélé à la fécondité étant donné que des revenus plus élevés fournissent davantage de ressources et de stabilité, permettant aux familles de subvenir aux besoins d'un plus grand nombre d'enfants. Ce point de vue part du principe que l'enfant est considéré comme un bien normal (Becker, 1960). Cette hypothèse est largement utilisée dans la littérature, même si la réalité semble plus complexe (Loveheim & Mumford, 2013).

L'éducation est corrélée à la fécondité parce que des niveaux d'éducation plus élevés conduisent souvent à retarder la procréation et à réduire les taux de fécondité globaux en raison de l'augmentation des opportunités de carrière et de l'accès aux ressources de planification familiale (Brand & Davies, 2011). Néanmoins cet effet peut être nuancé. Dans les pays nordiques, l'impact de la fécondité sur l'éducation est plus important que celui de l'éducation sur la fécondité. Les résultats indiquent que, en moyenne, les femmes ayant un diplôme d'études supérieures ont une fécondité totale plus faible (Jalovaara et al., 2019). Cela est principalement dû au fait que celles qui ont des enfants tôt sont plus susceptibles de quitter ou de ne pas poursuivre des études longues, ce qui les empêche d'atteindre un niveau d'éducation élevé (Cohen et al., 2011). Cette variable est également analysée pour le partenaire. Une étude australienne a relevé que les hommes ont tendance à avoir moins d'enfant lorsqu'ils ont un niveau d'éducation supérieur que les hommes ayant un niveau d'éducation moins élevé (Lazzari, 2022).

La situation professionnelle est corrélée à la fécondité parce qu'elle influence la stabilité financière et la capacité à subvenir aux besoins d'une famille. Cependant, la direction de la relation n'est pas claire parce que le statut professionnel qui inclut de grandes responsabilités dans le travail peut exiger plus de temps et donc moins de temps à passer avec les enfants (Hoem, 1993). Cette variable est également analysée pour le partenaire.

Enfin, Cette étude comprend une variable dichotomique décrivant si les femmes ont immigré ou non. Le statut d'immigration est corrélé à la fécondité car les facteurs culturels, économiques et sociaux associés aux différents groupes d'immigrés influencent leurs comportements en matière de planification familiale et de procréation. Une étude suédoise menée par Andersson (2004) examine les tendances en matière de procréation chez les femmes nées à l'étranger en Suède, entre les années 1960 et 1990. Il constate qu'il existe des différences importantes dans les niveaux de propension à la fécondité entre les femmes de différents pays d'origine. La plupart des groupes de personnes immigrées ont tendance à avoir plus d'enfants peu de temps après l'immigration par rapport aux locales.

Le modèle

Notre objectif est de comprendre l'impact des conditions de logement sur la fécondité en nous concentrant sur deux aspects clés. Le premier aspect consiste à déterminer les facteurs susceptibles de retarder ou d'accélérer la première naissance. La notion de durée quant à avoir le premier enfant est donc primordial. Le second aspect consiste à évaluer la probabilité d'avoir au moins un enfant en fonction des conditions de logement spécifiques du ménage. Ce travail aborde ces questions grâce à un modèle d'analyse de survie. Un modèle probit est également utilisé pour comparer les résultats générés par le précédent.

L'analyse de survie est une méthode statistique utilisée pour analyser le temps qui s'écoule avant qu'un événement ne se produise. Dans le contexte de l'étude de l'impact des caractéristiques du logement sur la procréation en Belgique au cours de la période 2001-2005, l'analyse de survie peut nous aider à comprendre non seulement si la procréation aura lieu, mais aussi le moment où cet événement se produira. Les variables sont nettoyées et recodées conformément à l'analyse de survie à l'aide du logiciel Stata 18. L'analyse de survie se compose du calcul de l'estimateur de Kaplan-Meier et la régression de Cox. L'estimateur Kaplan-Meier est non-paramétrique parce qu'il ne suppose pas de distribution statistique spécifique pour les temps de survie. La méthode semi-paramétrique de Cox suppose des risques proportionnels, ce qui signifie que les rapports de risque entre les groupes sont constants dans le temps, mais ne suppose pas de fonction de risque de base spécifique (Bocquier et al., 2019).

La méthode de Kaplan-Meier estime la fonction de survie, qui donne la probabilité qu'un individu survive au-delà d'un certain temps. Elle calcule tout d'abord la fonction de risque, c'est-à-dire la probabilité de survie après chaque événement observé. Ensuite, elle multiplie ces probabilités conditionnelles pour obtenir la probabilité de survie globale à chaque point dans le

temps. Les courbes de Kaplan Meier illustrent la fonction de survie à chaque point dans le temps.

Le modèle de Cox est la combinaison de la table de survie² et de la régression. Elle permet de contrôler les variables explicatives dans l'analyse de survie au travers d'une régression. Elle correspond à l'introduction de la dimension temporelle dans la régression. L'équation de Cox se présente sous la forme suivante :

$$h(t|X) = h_0(t) \exp(X\beta)$$

$h(t|X)$ est la fonction de risque au temps t compte tenu des covariables X . Plus précisément, la fonction de risque identifie les périodes où la probabilité qu'un événement se produise est la plus élevée ou la plus faible. Elle est définie comme le risque instantané que l'événement en question se produise dans un intervalle de temps très court.

$h_0(t)$ est la fonction de risque de base, c'est-à-dire le taux de risque pour le groupe de référence ou lorsque toutes les autres variables sont fixées à zéro. Elle représente le risque sous-jacent de l'événement dans le temps, à l'exclusion de tout effet des autres variables. X est le vecteur des variables explicatives (superficie du logement, statut d'occupation, nombre de pièces et type de logement, âge, situation professionnelle, niveau de revenus du ménage, niveau d'éducation, statut d'immigration, etc.) Le coefficient β est le vecteur des coefficients. Les coefficients du modèle de Cox sont interprétés en termes de ratios de risque. Un rapport de risque supérieur à 1 indique qu'une augmentation en pourcentage du risque que l'évènement survienne à chaque unité d'augmentation de la variable explicative, tandis qu'un rapport de risque inférieur à 1 indique le contraire (Cox, 1972). Lorsque le hazard ratio (HR) est égal à 0, cela signifie que la variable explicative n'a aucun effet sur le risque de survenue de l'événement étudié, car un ratio de 0 indiquerait une absence totale de risque, ce qui est généralement interprété comme une impossibilité ou une indication de données insuffisantes pour évaluer l'effet de cette variable.

Le modèle probit est un type de régression utilisé en statistique pour modéliser des variables dépendantes binaires. Appliqué au contexte de l'étude de l'impact de diverses caractéristiques du logement sur la fécondité en Belgique au cours de la période 2001-2005, le modèle probit aide à comprendre la probabilité d'être mère compte tenu de certaines variables explicatives (par exemple, la superficie du logement, le statut d'occupation du logement, le nombre de pièces

² Informations sur la durée, le nombre de sujets à risque, le nombre d'évènements, la fonction de risque, c'est-à-dire la probabilité de survie et la fonction de survie.

et le type d'habitation). Les chances d'appartenir à une catégorie à un moment donné sans tenir compte du moment où le changement de statut a eu lieu (par exemple, avoir un enfant). La dimension temporelle est manquante par rapport à la régression de Cox. Le modèle se présente comme suit :

$$P(Y_i|X_i) = \Phi(X_i\beta)$$

Impliquant :

$$\begin{cases} 1 \text{ si } X_i\beta + \epsilon_1 > 0 \\ 0 \text{ si } X_i\beta + \epsilon_1 \leq 0 \end{cases}$$

Y_i est la variable dépendante binaire pour l'individu i . Si $Y_i = 1$, cela signifie qu'un enfant est né au sein du ménage et $Y_i = 0$ reflète l'inverse. X_i correspond au vecteur de variables explicatives pour l'individu qui comprend la superficie du logement, le statut d'occupation du logement, le nombre de pièces et le type de logement. Le coefficient β est le vecteur des coefficients à estimer. Φ correspond à la fonction dérivée cumulative de la distribution normale standard (Bocquier et al., 2019).

Les résultats et les niveaux de significativité peuvent varier selon les modèles car les deux modèles ne reposent pas sur les mêmes hypothèses et ne calculent pas les mêmes informations. La régression logistique Probit est utilisée pour modéliser la probabilité qu'un événement se produise, ce qui signifie généralement que la variable est binaire. Le modèle fournit des rapports de cotes (odds ratio) pour l'exposition. La régression de Cox est utilisée pour modéliser le délai précédant un événement. Dans notre cas, l'évènement est le fait d'avoir au moins un enfant. Le modèle estime un rapport de risque (RH), qui est le rapport des risques dans deux groupes (sans et avec enfant). La régression de Cox repose sur l'hypothèse de "risques proportionnels", c'est-à-dire que le rapport de risque reste constant dans le temps.

Dans le cas de la régression de Cox, les rapports de risque sont des coefficients exponentiels. Ils fournissent un effet multiplicatif de la variable explicative sur le risque. Si le HR est supérieur à 1, le risque d'évènement est plus élevé pour les valeurs supérieures de la variable explicative. Dans un modèle de probit, les coefficients ne sont pas directement interprétables en termes d'effets sur la probabilité de l'évènement, contrairement à d'autres modèles comme la régression logistique. Voici comment interpréter le modèle probit : un coefficient positif pour une variable explicative indique que l'augmentation de cette variable est associée à une

augmentation de la probabilité que l'événement se produise augmente lorsque la variable explicative augmente. Inversement, un coefficient négatif indique une diminution du score latent et donc une diminution de la probabilité de l'événement.

5. Question de recherche

L'accessibilité des logements se détériore en Belgique (Warisse, 2022). Si les couples sans enfant rencontrent des difficultés pour trouver un logement adéquat pour avoir des enfants, cela peut entraîner un retard dans la décision d'avoir un enfant jusqu'à ce qu'ils trouvent un logement approprié. Ce retard dans la fécondité pourrait potentiellement la diminuer (Hoffman, 1974). Ce phénomène pourrait, en partie, expliquer la baisse de fécondité en Belgique atteignant des niveaux historiquement bas ces dernières décennies.

Cette étude vise à analyser l'impact du statut d'occupation du logement, ainsi que de ses caractéristiques telles que le type et la superficie, sur la fécondité, et en particulier sur l'arrivée du premier enfant. L'objectif est de répondre à la question de recherche suivante : les Belges bénéficiant de meilleures conditions de logement sont-ils plus susceptibles d'avoir un premier enfant ?

Ce travail est basé sur l'hypothèse suivante : les ménages choisissent de devenir propriétaires avant d'avoir leur premier enfant. Ce parcours de vie a été défini en Belgique par l'étude de Meeus et De Decker (2015). Dans la culture belge, il existe une forte pression sociale pour que les jeunes ménages achètent une maison plutôt que de louer. Cette pression normative vient en partie des attentes des générations précédentes, qui considèrent l'achat immobilier comme un gage de stabilité et de sécurité financière. La location est souvent perçue comme un "gaspillage" d'argent parce que, culturellement, posséder un bien immobilier est associé à une forme de réussite et à un investissement sûr. Les jeunes ménages peuvent se sentir contraints de suivre cette norme. Ce parcours de vie a également été encouragé par des décisions politiques favorisant l'accession à la propriété le plus tôt possible, même dans les régions les plus éloignées des centres urbains (Mougenot, 1988).

Si les ménages décident de devenir propriétaires avant d'avoir leur premier enfant, les contraintes de logement peuvent avoir un impact sur la fécondité. La pénurie sur le marché du logement à un coût raisonnable entraîne des difficultés pour les ménages à acquérir une maison. Cette pénurie peut prendre diverses formes, comme une offre de logements inférieure à la demande, ce qui entraîne des hausses de prix et des conditions d'hypothèque élevées. Le fait de retarder le passage à une vie indépendante retarde également la fondation d'une famille, ce qui

raccourcit la période de procréation. Par conséquent, la tendance à quitter le domicile parental plus tard dans la vie adulte pourrait affecter la fécondité à la fois individuellement et à plus grande échelle (Mulder, 2006).

En outre, les coûts de logement peuvent entrer en concurrence avec les coûts de la maternité, car il s'agit dans les deux cas d'engagements financiers importants. Avoir un enfant (un bien « normal ») entraîne souvent une augmentation des dépenses (Becker, 1960 ; Courgeau & Lelièvre, 1992). L'hypothèse selon laquelle les conditions de logement constituent une contrainte à la procréation a été confirmée dans des pays européens tels que les Pays-Bas et l'Allemagne, mais jamais en Belgique (Hobcraft & Kiernan, 1997 ; Mulder, 2006).

Le travail se concentre sur l'effet du type de logement sur la probabilité d'avoir un premier enfant. La figure ci-dessous (figure 15) illustre les courbes représentant l'absence d'enfant au fil du temps pour les couples sans enfant, en fonction du type de logement, du mode d'occupation, de la superficie du logement et de la région. L'événement examiné est la première naissance. Ces courbes indiquent l'entrée dans la maternité en fonction du temps écoulé depuis l'âge de 18 ans, avec un temps d'analyse de 20 ans. Au début de la période analysée, le taux de survie est de 1, ce qui ne signifie qu'aucune des femmes présentes dans l'échantillon n'a d'enfant. À la période 33, le taux de survie est de 0.75, indiquant que 75 % de la population n'est toujours pas parent confirmée.

6. Résultats

Ce travail a pour objet d'étudier l'effet du logement sur la probabilité d'avoir au moins un enfant. Les figures ci-dessous illustrent les courbes représentant l'absence d'enfant au fil du temps pour les femmes belges, en fonction du type de logement, du statut d'occupation et de la superficie du logement. L'événement examiné est la première naissance. Ces courbes indiquent l'entrée dans la maternité en fonction du temps écoulé depuis l'âge de 18 ans, correspondant au temps d'analyse de 20. L'axe des abscisses mesure la durée pendant laquelle les femmes ont été suivies, permettant de visualiser comment le taux de survie évolue au fil du temps. L'axe "analysis time" représente des années. Dans la base de données, les observations sont structurées de manière que chaque ligne corresponde à un individu avec une caractéristique liée au logement ou à l'état matrimonial. Le logiciel Stata 18 n'a pas permis d'aligner précisément l'âge réel de 18 ans avec la valeur 18 sur l'axe, donc nous avons gardé le modèle initial de Stata. Ainsi, bien que l'axe indique des années, il est décalé : par exemple, 18 ans correspondent à la période 20 sur le graphique.

L'échantillon utilisé est une base de données longitudinale, où chaque observation représente l'état d'une femme à un moment donné. Par conséquent, une même femme peut avoir plusieurs observations couvrant différentes périodes de temps. L'échantillon final comprend 297 198 observations, dont 61 205 concernent des femmes sans enfant à différents moments. Cela correspond à un total de 20 833 femmes uniques, parmi lesquelles 5 695 auront eu au moins un enfant (annexe 1).

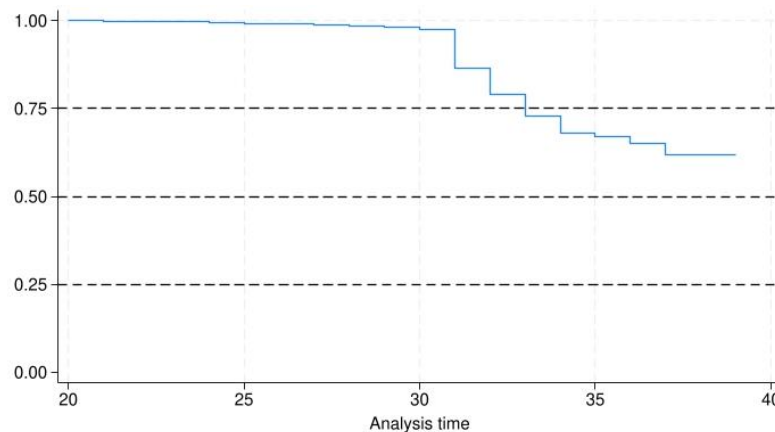


Figure 15 - Courbe de Kaplan-Meier des femmes cohabitant avec leur partenaire connaissant la parentalité de 18 à 35 ans, sur la Période 2001-2005. Source : DEMOBEL, 2024

La courbe de survie pour l'ensemble de l'échantillon est présentée à la figure 15. L'axe des abscisses représente la durée pendant laquelle les femmes ont été suivies, permettant de visualiser comment le taux de survie évolue au fil du temps. À la période 33, le taux de survie est de 0,75, indiquant que 75 % de l'échantillon n'est toujours pas parent. À l'âge de 35 ans, 45% d'entre elles avaient déjà eu au moins un enfant.

Le taux de survie paraît plus élevé comparativement à d'autres études antérieures (Storm, 2010 ; Kulu & Vikat, 2007). Pour garantir la validité de ces données, un modèle avec moins de filtres a été utilisé et a produit des résultats comparables (annexe 2). Ce dernier modèle inclut des hommes et femmes de tous âges, ainsi que plusieurs catégories supplémentaires pour la variable HH_TYPE_LYPRO (par exemple, ménage collectif, ménage individuel, etc.). Les cartes se trouvant aux figures 12 et 13 confirment également le taux de survie élevé.

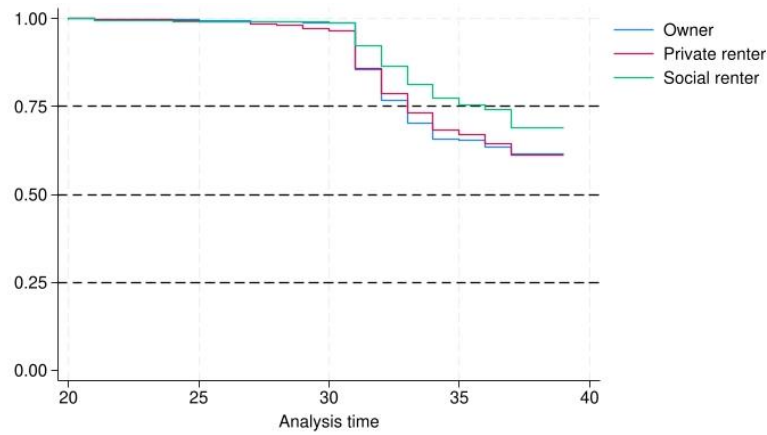


Figure 16 - Courbe de Kaplan Meier par type de propriété. DEMOBEL, 2024

La figure 16 représente les courbes de survie par statut d'occupation. Les locataires et les propriétaires de logements privés tendent à avoir la même probabilité d'être parent au fil du temps. Ces modalités sont associées à une plus grande probabilité de devenir mère par rapport aux locataires de logements sociaux à partir d'un certain âge (la période de 29 correspond à un âge de 27 ans). De fait, les taux de survie sont plus faibles que ceux des locataires de logements sociaux à partir de la période 26.

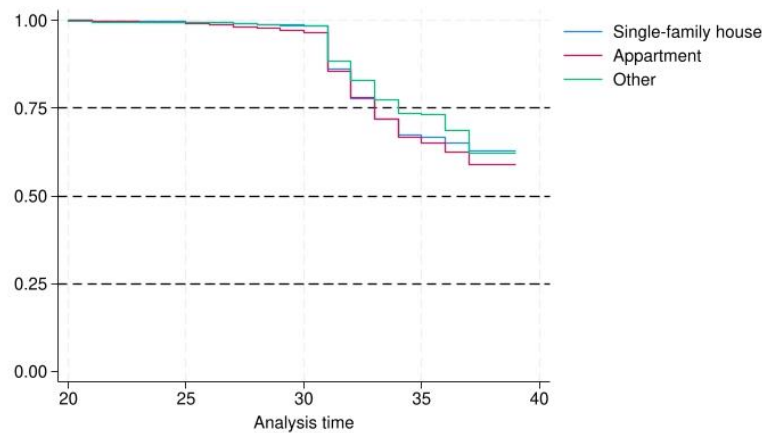


Figure 17 - Courbe de Kaplan-Meier par type de logement, DEMOBEL, 2024

La figure 17 représente les courbes de survie par type de logement. Les femmes vivant dans des maisons et des appartements ont une probabilité plus élevée de devenir mère à partir d'un certain âge. Cependant, il n'y a pas de divergence significative entre les types de logement.

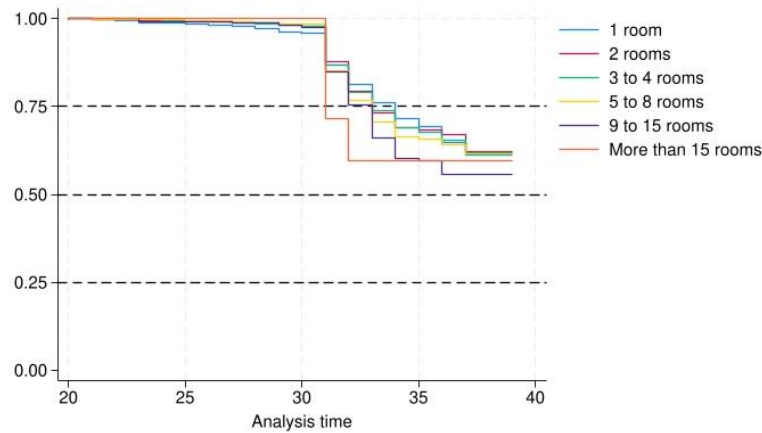


Figure 18 - Courbe de Kaplan Meier par nombre de pièce, DEMOBEL, 2024

La figure 18 montre les courbes de survie en fonction du nombre de pièces³. De manière générale, plus le logement compte de pièces, plus la probabilité d'avoir des enfants est élevée. La probabilité d'avoir un premier enfant dans les logements de plus de 15 pièces est initialement faible, mais elle augmente avec le temps et dépasse celle des logements de 9 à 15 pièces à mesure que l'âge progresse. Toutefois, cette probabilité finit par être de nouveau inférieure à celle des logements de 9 à 15 pièces. Cette évolution inattendue de la courbe « plus de 15 pièces » peut être due au faible nombre d'observations dans la catégorie (annexe 8). Les logements de plus de 9 pièces affichent des taux de survie sans enfant plus faibles et se distinguent des autres catégories. Concernant les autres catégories, les courbes de survie ne présentent pas de différences marquées entre elles. Cependant, le nombre de pièces ne donne pas toutes les informations sur la façon dont le logement peut accueillir des enfants. Il convient d'analyser également la superficie du logement.

³ Le recensement de 2001 ne précise en aucun cas à quoi correspond le nombre de pièces.

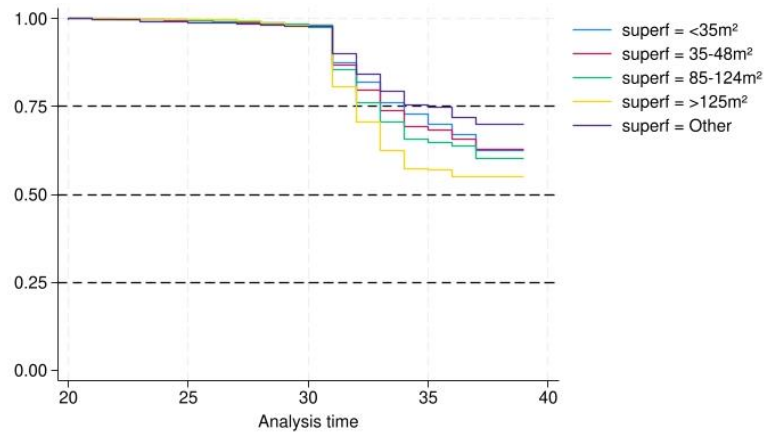


Figure 19 - Courbe de Kaplan Meier par superficie, DEMOBEL, 2024

La figure 19 représente les courbes de survie par superficie du logement. Globalement, les logements les plus grands sont associés à une plus grande probabilité de devenir mère. La variable superficie du logement est caractérisée par un délai précédent la naissance plus long. La divergence est assez prononcée pour la modalité la plus grande qui inclut les logements de plus de 125 m².

Le tableau 1 présente les coefficients des régressions du modèle de Cox et probit. Comme mentionné précédemment, les résultats et les niveaux de significativité varient selon les modèles utilisés car ils reposent sur des hypothèses différentes et calculent des informations distinctes. La régression logistique probit modélise la probabilité d'un événement binaire, tandis que la régression de Cox analyse le délai avant cet événement, avec un rapport de risque (hazard ratio) estimé en supposant des risques proportionnels. Dans la régression de Cox, un HR supérieur à 1 indique un risque plus élevé de l'événement « avoir au moins un enfant ». Le modèle de Cox repose sur l'hypothèse des risques proportionnels, vérifiée par le test de proportional hazards assumption. Le modèle indique des p-valeurs supérieures à 0.05 n'assurant pas la conclusion que le modèle ne satisfait pas à l'hypothèse (annexe 3).

En revanche, dans un modèle de probit, les coefficients montrent comment les variables explicatives affectent la probabilité de l'événement, avec des coefficients positifs augmentant cette probabilité et des coefficients négatifs la diminuant.

Tableau 1 - Résultats des régressions de Cox et du probit. Source : DEMOBEL, 2024

Régression de Cox				Régression Probit			
Variable	Coefficient	P valeur		Variable	Coefficient	P valeur	
Mode d'occupation	réf : propriétaire			Mode d'occupation	réf : propriétaire		
Locataire privé	1.007	(0.883)		Locataire privé	-0.249	(0.000)	**
Locataire social	1.008	(0.943)		Locataire social	-0.000	(0.982)	
Période de naissance	réf : 1970 à 1979						
1980 à 1989	0.0417	(0.005)	**				
Type de logement	réf : Maison unifamiliale			Type de logement	réf : Maison unifamiliale		
Appartement	1.01	(0.872)		Appartement	-0.275	(0.000)	**
Autre	1.037	(0.855)		Autre	0.149	(0.000)	**
Nombre de chambres	1.023	(0.437)		Nombre de chambres	0.119	(0.000)	**
Superficie	réf : <35m ²			Superficie	réf : <35m ²		
35-48m ²	1.163	(0.151)		35-48m ²	0.041	(0.051)	
85-124m ²	1.225	(0.061)		85-124m ²	0.125	(0.000)	**
>125m ²	1.398	(0.006)	**	>125m ²	0.292	(0.000)	**
Autre	1.098	(0.501)		Autre	0.124	(0.000)	**
Age	0.243	(0.000)	**	Age	0.053	(0.000)	**
Résidence	réf : urbain			Résidence	réf : urbain		
Suburbain	1.103	(0.038)	*	Suburbain	-0.010	(0.288)	
Rural	1.045	(0.399)		Rural	0.030	(0.004)	**

Statut de revenu du ménage	réf : sans revenus			Statut de revenu du ménage	réf : sans revenus		
Un revenu de remplacement	0.827	(0.556)		Un revenu de remplacement	-0.323	(0.000)	**
Deux revenus de remplacements	1.284	(0.487)		Deux revenus de remplacements	-0.108		
Un revenu d'emploi à temps partiel + revenu remplacement	0.6106	(0.188)		Un revenu d'emploi à temps partiel + revenu remplacement	-0.243	(0.001)	**
Un revenu d'emploi à temps partiel + revenu remplacement	1.718	(0.142)		Un revenu d'emploi à temps partiel + revenu remplacement	0.338	(0.000)	**
Deux revenus d'emploi à temps partiel	1.234	(0.655)		Deux revenus d'emploi à temps partiel	0.571	(0.000)	**
Un revenu d'emploi à temps plein	0.861	(0.650)		Un revenu d'emploi à temps plein	-0.005	(0.936)	
Un revenu d'emploi à temps plein + revenu de remplacement	1.315	(0.387)		Un revenu d'emploi à temps plein + revenu de remplacement	0.077	(0.223)	
Un revenu d'emploi à temps plein + revenu d'emploi à temps partiel	1.843	(0.070)		Un revenu d'emploi à temps plein + revenu d'emploi à temps partiel	0.796	(0.000)	**
Deux revenus à temps plein	1.765	(0.091)		Deux revenus à temps plein	0.422	(0.000)	**
Toutes les autres conditions avec deux revenus	2.003	(0.043)	*	Toutes les autres conditions avec deux revenus	0.408	(0.000)	**
Niveau d'éducation le plus élevé en 2001	réf : faible niveau d'éducation ou sans éducation			Niveau d'éducation le plus élevé en 2001	réf : faible niveau d'éducation ou sans éducation		
Enseignement post-secondaire non-tertiaire et tertiaire de cycle court	1.314	(0.000)	**	Enseignement post-secondaire non-tertiaire et tertiaire de cycle court	0.102	(0.000)	**
Enseignement tertiaire (Bachelier, Master et Doctorat)	1.626	(0.000)	**	Enseignement tertiaire (Bachelier, Master et Doctorat)	0.099	(0.000)	**
Statut d'activité	réf : avec emploi			Statut d'activité	réf : Sans emploi		
Sans emploi	1.423	(0.002)	**	Avec emploi	-0.818	(0.000)	**

Statut immigration	réf : Native			Statut immigration	réf : Native		
Migrante	1.171	(0.002)	**	Migrante	0.074	(0.000)	**
Niveau d'études le plus élevé en 2001 du partenaire	réf : faible niveau d'éducation ou sans éducation			Niveau d'études le plus élevé en 2001 du partenaire	réf : faible niveau d'éducation ou sans éducation		
Enseignement post-secondaire non-tertiaire et tertiaire de cycle court	1.39	(0.000)	**	Enseignement post-secondaire non-tertiaire et tertiaire de cycle court	0.062	(0.000)	**
Enseignement tertiaire (Bachelier, Master et Doctorat)	1.525	(0.000)	**	Enseignement tertiaire (Bachelier, Master et Doctorat)	0.118	(0.000)	**
Statut d'activité du partenaire	réf : sans emploi			Statut d'activité du partenaire	réf : Avec emploi		
Sans emploi	1.074	(0.439)		Sans emploi	0.020	(0.387)	
Région	réf : Flandre	(0.582)		Région	réf : Flandre		
Wallonie	0.976			Wallonie	0.060	(0.000)	**
Bruxelles	1.073	(0.396)		Bruxelles	0.262	(0.000)	**
				Ordonnée à l'origine	-0.960	(0.000)	**
** p<.01, * p<.05 (p-valeurs entre parenthèses)							

Variabes liées au logement

En ce qui concerne le modèle de Cox, le HR de 1.007 signifie que pour le passage du statut de propriétaire à celui de locataire privé, le risque de l'événement est 0.7 % plus élevé. Les locataires de logements sociaux ont une probabilité de fécondité supérieure de 0.8 % à celle des propriétaires. La significativité de ces derniers ne peut pas être assurée à cause du nombre restreint de femmes devenues parents appartenant à la catégorie locataires de logements sociaux (N = 193, annexe 6). Les différences de coefficients par rapport à la catégorie de référence (propriétaire) sont minimales et leur non-significativité (p-valeur supérieure à 0.05) ne permettent pas d'établir une relation entre le type de logement et la probabilité de devenir mère. Le coefficient négatif et significatif du modèle probit pour le locataire de logement privé indique qu'il est négativement associé au fait de devenir parent mais ne donne pas d'information sur l'intensité de la relation.

Le risque de maternité pour les femmes vivant dans un appartement est supérieur de 1% à celui des femmes vivant dans une maison et supérieur de 4% à celui des personnes vivant dans un autre type de logement. Ces faibles différences vis-à-vis de la catégorie de référence sont aussi associées à un faible niveau de significativité. Les p-valeurs de 0.872 et 0.855 indiquent une preuve plus faible contre l'hypothèse nulle, suggérant que la covariable n'a peut-être pas d'effet significatif sur le risque. Les coefficients significatifs du modèle probit indiquent que les femmes vivant dans un appartement ont moins de chance d'avoir un enfant et plus dans le cas des autres types de logement. Les résultats non significatifs du modèle de Cox et leur faible différence avec la catégorie de référence ne permettent pas de mettre en avant un lien entre la variable type de logement et la première naissance.

Selon le modèle de Cox, l'augmentation du nombre de pièces ferait augmenter la probabilité d'avoir au moins un enfant (2.3% par catégorie supplémentaire de pièce). Bien que la significativité soit meilleure que dans les variables précédentes, ce résultat n'est toujours pas significatif dans le cas du modèle de Cox. Cela peut provenir du faible nombre d'observations subissant l'événement (3 pour les logements à plus de 15 pièces et 176 pour les logements de 9 à 15 pièces par exemple). Le modèle probit indique le même sens de relation avec une certaine significativité assurant que l'augmentation de la taille du logement engendrerait une probabilité de fécondité accrue.

Les modèles de Cox et probit indiquent que les femmes habitant dans des logements de tailles supérieures (85-124 m² et plus de 125 m²) engendreraient une probabilité de connaître une

première naissance accrue. Le modèle de probit est significatif pour ces deux catégories et le modèle de Cox pour la catégorie plus de 125 m². La seconde catégorie a néanmoins une p valeur de 0.061, ce qui est proche de la significativité de 0.05.

Autres variables

L'appartenance à la cohorte de naissance 1980-1989 diminue le risque de procréation par rapport à la cohorte 1970-1979. Les femmes âgées de 26 à 35 ans ont une probabilité plus élevée d'être mères. Cela correspond à l'âge moyen de la naissance du premier enfant en Belgique, qui était de 28 ans en 2005 et de 30 ans, indépendamment du rang de l'enfant (Statbel, 2024). Le modèle probit montre que l'augmentation de l'âge tend également à augmenter la probabilité d'avoir des enfants de manière significative.

Les zones suburbaines présentent un risque plus élevé de fécondité que les zones urbaines. Le risque d'événement est 10.3% significativement plus élevé que dans les banlieues. Le modèle de Cox indique une probabilité plus élevée de 4.5% dans les zones rurales par rapport aux zones urbaines mais les résultats sont non significatifs. Le modèle probit montre également une relation allant dans la même direction significative uniquement pour les zones rurales. L'impact des régions suburbaines et rurales sur l'éducation des enfants a fait l'objet de différentes études en Belgique et dans le reste du monde. Elles sont considérées comme propices à la cohésion familiale et comme des endroits idéaux pour élever des enfants (Miller, 1995 ; Bijmens et al., 2020).

Concernant les statuts d'emploi, les modèles de Cox et de probit donnent des résultats allant dans le même sens. Le modèle confirme les intuitions du modèle de Cox grâce à un bon niveau de significativité. Ainsi, les couples avec deux salaires dont l'un à temps plein ont tendance à avoir une probabilité de fécondité plus élevée. On constate que la catégorie générant une probabilité la plus haute est celle où le ménage dispose d'un revenu d'emploi à temps plein et d'un second revenu d'emploi à temps partiel (84.3% de chance en plus d'être parent que les sans-emploi), ensuite, deux revenus à temps plein (76.5% de chance en plus d'être parent que les personnes sans-emploi).

Les femmes au chômage ont tendance à avoir un risque de maternité 42% plus élevé que les femmes ayant le statut d'employé. La p valeur est faible, indiquant que ce résultat est statistiquement significatif. Le modèle probit indique une relation allant dans le même sens. Il n'y a pas de relation significative en ce qui concerne les partenaires des femmes. Cela confirme qu'un enfant représente un coût financier pour le ménage belge et seul les ménages

suffisamment stables financièrement peuvent soutenir cette charge (Huyst, 2018). Aussi, il semblerait que l'éducation nécessite du temps et avoir un partenaire travaillant à temps partiel permet de dégager suffisamment de temps pour se consacrer à l'éducation des enfants. Les femmes semblent être les principales concernées puisque la probabilité d'être parent augmente quand la femme est sans emploi.

La hausse du niveau d'éducation entraîne un risque plus élevé de maternité. Le HR de 1.31 signifie que pour le passage d'un faible niveau d'éducation ou sans éducation à l'enseignement post-secondaire non-tertiaire et tertiaire de cycle court, le risque de parentalité est 31% plus élevés pour les femmes et 38,9% pour leurs partenaires. Aussi, Le HR de 1.63 signifie que pour le passage d'un faible niveau d'éducation ou inexistant à l'enseignement tertiaire (Bachelier, Master et Doctorat), le risque d'événement est 63% plus élevés pour les femmes et 59.4% pour les partenaires. Le modèle probit suppose effectivement qu'un niveau d'éducation plus élevé atteint par les femmes coïncide avec une probabilité plus élevée de procréer. La Belgique a été l'un des premiers pays où on a pu observer l'émergence d'un gradient éducatif positif par rapport à la fécondité des femmes (Wood et al, 2020). Cette tendance reflète la disponibilité croissante de politiques de conciliation travail-famille dont bénéficient surtout les personnes très instruites (Klüsener et al., 2013).

Les modèles indiquent que les femmes migrantes ont en moyenne plus de chances d'avoir des enfants que les femmes natives. Le modèle Cox suppose également que le risque de procréation pour les femmes immigrées augmente significativement de 17.2% par rapport aux femmes natives.

Les femmes vivant en Wallonie en 2001 (4% de moins) et à Bruxelles (0.1% de moins) ont tendance à avoir un risque de maternité plus faible que celles vivant en Flandre. Les résultats sont non-significatifs et cela peut provenir du faible nombre d'observations (741 individus subissant l'événement pour Bruxelles (annexe 7). Le modèle probit donne des résultats différents. Les femmes vivant à Bruxelles et en Wallonie ont une relation positive d'être mère par rapport à celles qui vivent en Flandre.

7. Discussion

Le but de cette étude est de comprendre dans quelles mesures les caractéristiques du logement affectent la fécondité des couples résidant en Belgique pour la période 2001 à 2005. L'hypothèse est donc que les caractéristiques du logement peuvent être une contrainte à la naissance d'un ou plusieurs enfants. La base de données utilisée représente la population présente au Registre national à laquelle sont jointes les caractéristiques du logement via les données du recensement 2001. L'échantillon final comporte donc les femmes âgées de 18 à 35 ans, vivant avec un partenaire en 2001 et qui ont eu au moins un premier enfant dans la période allant de 2001 à 2005.

La principale conclusion est l'absence de relation entre les caractéristiques du logement et le fait de devenir mère pour les femmes couvrant la période 2001-2005. Il n'y a pas de différence significative entre les catégories des variables décrivant les caractéristiques du logement et les chances de connaître une première naissance.

L'absence de lien entre le type de logement et la fécondité est renforcée par la significativité des relations entre les variables de contrôle (comme l'âge, le statut d'immigration, l'éducation, le statut de l'emploi, etc.) et la fécondité. Les coefficients des variables de contrôle des modèles de Cox et probit montrent des relations similaires avec des niveaux de significativité adéquats. De plus, les relations entre les variables de contrôle et la fécondité sont corroborées par des études antérieures en Belgique (Bijnens et al., 2020 ; Wood et al., 2020) et à l'étranger (Kulu & Vikat, 2007 ; Vignoli, 2013 ; Storm, 2010 ; Miller, 1995 ; Mulder & Wagner 1998 ; Mulder, 2006), ainsi que par des caractéristiques de la Belgique qui expliquent logiquement ces relations (Statbel, 2024 ; Mougeot, 1988 ; Klüsener et al., 2013).

La taille du logement, mesurée par le nombre de pièces et la superficie, semble être le seul indicateur pour lequel les deux modèles produisent des résultats convergents et au moins l'un des deux modèles révèle des résultats significatifs. Il apparaît que, pour les jeunes familles en Belgique, ce sont le nombre de pièces et la taille du logement qui sont importants, plutôt que le type de logement et le statut d'occupation. Le type de logement ou le statut de propriété semblent avoir peu d'impact sur la fécondité des couples en Belgique. De plus, la taille du logement n'affecte la fécondité qu'à partir d'un âge plus avancé. Avant cette période, les caractéristiques du logement n'ont pas d'influence sur la fécondité.

Ces conclusions peuvent provenir de l'hypothèse suivante : devenir propriétaire est un objectif de vie pour de nombreux ménages belges à la suite de raisons culturelles et financières comme

cela a été explicité dans des travaux antérieurs (Meeus & De Decker, 2015). Acheter une maison est un effort financier considérable. Comme l'accès au logement devient plus difficile au fil des années (particulièrement durant cette période 2001 à 2005), les jeunes ménages doivent attendre plus longtemps afin de réunir les conditions financières suffisantes pour acheter une maison. Cependant, l'attente ne peut durer trop longtemps au risque de ne plus pouvoir faire d'enfant pour des raisons biologiques. Ces jeunes ménages préfèrent donc faire un premier enfant avant l'acquisition de la propriété afin de s'assurer de bien avoir au moins un premier enfant. Dans ces conditions, il est difficile de trouver un lien entre le mode d'occupation et la fécondité.

Seule la taille du logement semble avoir un lien avec la fécondité. Cette relation paraît logique, car accueillir un enfant à la suite d'une naissance nécessite davantage d'espace pour garantir de bonnes conditions de vie, comme une chambre supplémentaire. Cependant, cette relation n'est pas entièrement confirmée et repose sur plusieurs autres hypothèses qui nécessitent d'être vérifiées.

Pour répondre pleinement à la problématique initiale, il serait essentiel d'ajuster les données en tenant compte de l'hypothèse selon laquelle le logement constitue une contrainte pour la fécondité et que les jeunes ménages attendent avant d'acheter. Une approche pourrait consister à se concentrer sur les couples ayant déménagé au moins une fois, en distinguant les différents nombres de déménagements ou en comparant ceux qui sont passés de locataires à propriétaires. Il serait également pertinent d'examiner la parité des ménages afin de mieux cerner les liens entre certaines caractéristiques du logement et la fécondité.

Les caractéristiques du logement, bien qu'objectives, ne suffisent pas à expliquer entièrement les l'arrivée d'une première naissance. Le sentiment de sécurité des individus concernant leurs conditions de logement s'avère être un prédicteur puissant de leurs intentions de fécondité pour le premier enfant, surpassant parfois l'importance du statut d'occupation du logement lui-même. Il serait donc intéressant d'explorer cette relation en Belgique pour mieux comprendre la problématique initiale. Aussi, comparer la situation belge avec celle d'autres pays, tels que l'Italie, la Grèce ou l'Espagne, où les taux de fécondité et les caractéristiques du logement diffèrent, pourrait également offrir des perspectives enrichissantes. Enfin, pour une analyse plus approfondie, il serait crucial d'adopter une approche dynamique en intégrant des données longitudinales sur la formation des unions et des familles plus récentes dans un contexte où la fécondité est plus basse et les conditions d'accès au logement sont plus difficiles.

8. Bibliographie

- Andersson, G. (2004). Childbearing after Migration: Fertility Patterns of Foreign-born Women in Sweden 1. *International migration review*, 38(2), 747-774.
- Anderton, D. L., Tsuya, N. O., Bean, L. L., & Mineau, G. P. (1987). Intergenerational transmission of relative fertility and life course patterns. *Demography*, 467-480.
- Axinn, W. G., Clarkberg, M. E., & Thornton, A. (1994). Family influences on family size preferences. *Demography*, 31, 65-79.
- Bergamini E. (2020), How COVID-19 is laying bare inequality, *Bruegel*, March.
- Bijnens, E. M., Derom, C., Thiery, E., Weyers, S., & Nawrot, T. S. (2020). Residential green space and child intelligence and behavior across urban, suburban, and rural areas in Belgium: A longitudinal birth cohort study of twins. *PLoS medicine*, 17(8), e1003213.
- Blossfeld, H.-P. (1995) *Women's Education and Family Formation: A Comparative Perspective*. Westview Press.
- Bocquier, P., Ginsburg, C., & Collinson, M. A. (2019). A training manual for event history analysis using longitudinal data. *BMC Research Notes* 12, 1-5
- Brand, J. E., & Davis, D. (2011). The impact of college education on fertility: Evidence for heterogeneous effects. *Demography*, 48, 863-887.
- Brand, J. E., & Davis, D. (2011). The impact of college education on fertility: Evidence for heterogeneous effects. *Demography*, 48, 863-887.
- Chudnovskaya, M. (2019). Housing context and childbearing in Sweden: A cohort study. *Housing Studies*, 34(3), 469-488.
- Cohen, J. E., Kravdal, Ø., & Keilman, N. (2011). Childbearing impeded education more than education impeded childbearing among Norwegian women. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 108(29), 11830-11835.
- Courgeau, D., & Lelièvre, E. (1992). Interrelations between first home-ownership, constitution of the family, and professional occupation in France. *Demographic applications of event history analysis*, 120-140.
- Cox, D. R. (1972). Regression models and lifetables. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 34(2), 187-202.

Curry, J. P., & Scriven, G. D. (1978). The relationship between apartment living and fertility for blacks, Mexican Americans, and other Americans in Racine, Wisconsin. *Demography*, 15, 477-485.

Deurloo, M. C., Clark, W. A., & Dieleman, F. M. (1994). The move to housing ownership in temporal and regional contexts. *Environment and Planning A: Economy and Space*, 26(11), 1659-1670.

Dowling, R., & Power, E. (2012). Sizing home, doing family in Sydney, Australia. *Housing Studies*, 27(5), 605-619.

Eurostat. (2024, 11 juillet). EU population increases again in 2024. Eurostat. <https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-eurostat-news/w/ddn-20240711-1#:~:text=The%20rate%20of%20population%20growth,2.9%20million%20people%20per%20year.>

Eurostat. (2024a, mars 7). How many children were born in the EU in 2022 ? Eurostat. <https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-eurostat-news/w/ddn-20240307-1>

Felson, M., & Solaún, M. (1975). The fertility-inhibiting effect of crowded apartment living in a tight housing market. *American Journal of Sociology*, 80(6), 1410-1427.

Hobcraft, J., & Kiernan, K. (1997). *Becoming a parent in Europe*.

Hoebeeck, A., & Inghelbrecht, K. (2017). The impact of the mortgage interest and capital deduction scheme on the Belgian mortgage market (No. 327). NBB Working paper.

Hoem, B. (1993). The compatibility of employment and childbearing in contemporary Sweden. *Acta Sociologica*, 36(2), 101-120.

Hoffman, L. W. (1974). The employment of women, education, and fertility. *Merrill-Palmer Quarterly of Behavior and Development*, 20(2), 99-119.

Households | Statbel. (2024, 5 juin). <https://statbel.fgov.be/en/themes/population/structure-population/households#news>

Housing in Europe - House or flat – owning or renting. (s. d.). Housing In Europe. <https://ec.europa.eu/eurostat/cache/digpub/housing/bloc-1a.html>

Housing in Europe - House or flat – owning or renting. (s. d.-b). Housing In Europe. <https://ec.europa.eu/eurostat/cache/digpub/housing/bloc-1a.html>

Housing price statistics Overview - Eurostat. (s. d.). Eurostat.
<https://ec.europa.eu/eurostat/web/housing-price-statistics>

Hulse, K., Morris, A., & Pawson, H. (2019). Private renting in a home-owning society: Disaster, diversity or deviance?. *Housing, Theory and Society*, 36(2), 167-188.

Huyst, P. (2018). De kostprijs van kinderen ? Gemiddeld zo'n 918 euro per maand. KU Leuven Kulak. <https://kulak.kuleuven.be/nl/onderzoek/onderzoeksnieuws/De-kostprijs-van-kinderen-Gemiddeld-zon-918-euro-per-maand>

Jalovaara, M., Neyer, G., Andersson, G., Dahlberg, J., Dommermuth, L., Fallesen, P., & Lappegård, T. (2019). Education, gender, and cohort fertility in the Nordic countries. *European Journal of Population*, 35, 563-586.

Johnson, B. E., & Freymeyer, R. H. (1989). Replicating family size: Does living in a single parent family matter?. *Sociological Focus*, 22(4), 263-273.

Johnson, N. E., & Stokes, C. S. (1976). Family size in successive generations: The effects of birth order, intergenerational change in lifestyle, and familial satisfaction. *Demography*, 13(2), 175-187.

Kalish, C. W., & Anderson, C. D. (2011). Ownership as a social status. *New directions for child and adolescent development*, 2011(132), 65-77.

Kendig, H. L. (1984). Housing careers, life cycle and residential mobility: Implications for the housing market. *Urban Studies*, 21(3), 271-283.

Kiernan, K. (1995) Family change, parenthood, partnership and policy. In D. Halpern, S. Wood, S. White and G. Cameron (eds) *Options for Britain*. Dartmouth, Aldershot.

Klüsener, S., Neels, K., & Kreyenfeld, M. (2013). Family policies and the Western European fertility divide: Insights from a natural experiment in Belgium. *Population and Development Review*, 39(4), 587-610.

Kulu, H., & Vikat, A. (2007). Fertility differences by housing type: The effect of housing conditions or of selective moves?. *Demographic research*, 17, 775-802.

Lazzari, E. (2022). Pathways into childbearing delay of men and women in Australia. *Longitudinal and Life Course Studies*, 13(2), 307-334.

- Lovenheim, M. F., & Mumford, K. J. (2013). Do family wealth shocks affect fertility choices? Evidence from the housing market. *Review of Economics and Statistics*, 95(2), 464-475.
- Macran, S., Joshi, H., & Dex, S. (1996). Employment after childbearing: a survival analysis. *Work, Employment and Society*, 10(2), 273-296.
- Meeus, B., & De Decker, P. (2015). Staying put! A housing pathway analysis of residential stability in Belgium. *Housing Studies*, 30(7), 1116-1134.
- Megbolugbe, I. F., & Linneman, P. D. (1993). Home ownership. *Urban Studies*, 30(4-5), 659-682.
- Miller, L. J. (1995, September). Family togetherness and the suburban ideal. In *Sociological Forum*. Kluwer Academic Publishers-Plenum Publishers. Vol. 10, pp. 393-418.
- Mougenot, C. (1988). Promoting the single-family house in Belgium: the social construction of model housing. *International Journal of Urban & Regional Research*, 12(4).
- Mulder, C. H. & Wagner, M. (2001) The connections between family formation and first-time home ownership in the context of West Germany and the Netherlands, *European Journal of Population*, 17, 137–164.
- Mulder, C. H. (2006). Home-ownership and family formation. *Journal of housing and the built environment*, 21, 281-298.
- Mulder, C. H., & Hooimeijer, P. (1999). Residential relocations in the life course. *Population issues: An interdisciplinary focus* (pp. 159-186). Dordrecht: Springer Netherlands.
- Mulder, C. H., & Wagner, M. (1998). First-time home-ownership in the family life course: A West German-Dutch comparison. *Urban studies*, 35(4), 687-713.
- Natalité et fécondité | Statbel. (s. d.). <https://statbel.fgov.be/fr/themes/population/natalite-et-fecondite#:~:text=Une%20f%C3%A9condit%C3%A9%20nuanc%C3%A9e%20selon%20la%20r%C3%A9gion%20et%20la%20nationalit%C3%A9&text=Il%20%C3%A9tait%20de%201%2C53,pour%20les%20non%20belges>).
- Nbb. (s. d.). Enquête sur la destination des crédits hypothécaires. © NBB. <https://stat.nbb.be/Index.aspx?DataSetCode=MORTGAGE&lang=fr#>

Neels, K., Murphy, M., Bhrolcháin, M. N., & Beaujouan, É. (2017). Rising educational participation and the trend to later childbearing. *Population and Development Review*, 43(4), 667.

New in Stata 18 | Stata. (s. d.). <https://www.stata.com/new-in-stata/>

Peled, Z. (1969) Problems and attitudes in family planning. Mimeo (The Israel Institute of Applied Social Research). Tel Aviv.

Real Estate | Statbel. (2024, 20 juin). <https://statbel.fgov.be/en/themes/housing/real-estate#news>

Recensement- Census | Statbel. (s. d.). <https://statbel.fgov.be/fr/propos-de-statbel/que-faisons-nous/recensement-census>

Reusens P., F. Vastmans and S. Damen (2022), The impact of changes in dwelling characteristics and housing preferences on Belgian house prices. NBB, Economic Review, April, 1-38.

Saunders, A., Strock, E., & Travlos, N. G. (1990). Ownership structure, deregulation, and bank risk taking. *the Journal of Finance*, 45(2), 643-654.

SPF intérieur. (s. d.). Registre national - Registre national - Direction générale Identité et Affaires citoyennes. Copyright © SPF Intérieur - Direction Générale Identité et Affaires Citoyennes. <https://www.ibz.rn.fgov.be/fr/registre-national/>

Ström, S. (2010). Housing and first births in Sweden, 1972–2005. *Housing Studies*, 25(4), 509-526.

Tijtgat, G. (2019). Que devient le ‘bonus logement’ ? | PIM - Agence immobilière Bruxelles. Pim.be. <https://www.pim.be/que-devient-le-bonus-logement/>

Vignoli, D., Rinesi, F., & Mussino, E. (2013). A home to plan the first child? Fertility intentions and housing conditions in Italy. *Population, Space and Place*, 19(1), 60-71.

Warisse, C. (2022). Is home ownership still affordable in Belgium? NBB Economic Review #12.

Wood, J., Klüsener, S., Neels, K., & Myrskylä, M. (2020). Shifting links in the relationship between education and fertility. *Population, Space and Place*, 26(8), e2342.

Zimmer, B. G., & Fulton, J. (1980). Size of family, life chances, and reproductive behavior. *Journal of Marriage and the Family*, 657-670.

9. Annexes

Annexe 1

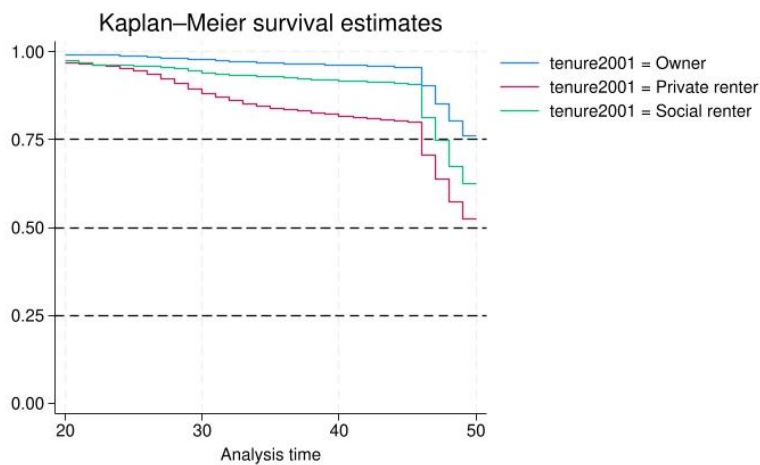
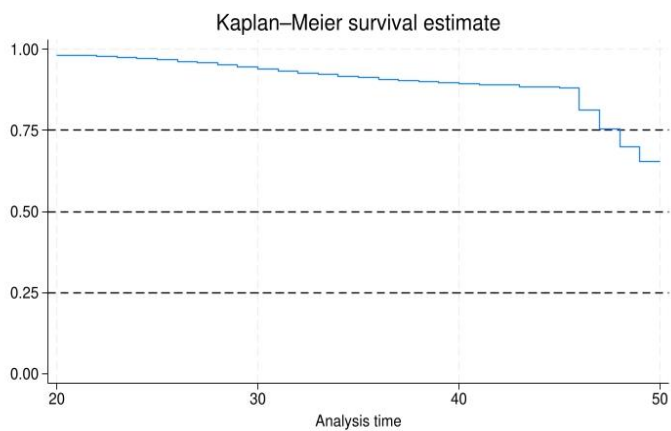
```
Survival-time data settings

      ID variable: ID_DEMO_C
      Failure event: censmigint==1
Observed time interval: (datedeb, date]
Exit on or before: failure
Time for analysis: (time-origin)
      Origin: time_an_naiss
Keep observations
      if(exp): child==0

-----
297,198 total observations
235,777 ignored per request (if(), etc.)
  216 observations begin on or after (first) failure

-----
61,205 observations remaining, representing
20,833 subjects
 5,695 failures in single-failure-per-subject data
569,803 total analysis time at risk and under observation
      At risk from t =      0
      Earliest observed entry t = 0
      Last observed exit t = 39
```

Annexe 2



Annexe 3

Le modèle de Cox repose sur l'hypothèse des risques proportionnels. le test de proportional hazards assumption permet de vérifier cela. L'hypothèse nulle du test est que le modèle répond à l'hypothèse pour tous les prédicteurs. En général, un niveau de signification de 0,05 est satisfaisant. Un niveau de signification de 0,05 indique un risque de 5 % de conclure que le modèle répond à l'hypothèse alors que ce n'est pas le cas.

Si la valeur p est inférieure ou égale au seuil de signification, le modèle ne satisfait pas à l'hypothèse des risques proportionnels. Si la valeur p est supérieure au seuil de signification, on ne pouvez pas conclure que le modèle ne satisfait pas à l'hypothèse.

`. estat phtest, detail`

Test of proportional-hazards assumption

Time function: Analysis time

	rho	chi2	df	Prob>chi2
1b.tenu~2001	.	.	1	.
2.tenure2001	-0.00886	0.22	1	0.6366
3.tenure2001	0.01432	0.61	1	0.4358
1b.cohorte	.	.	1	.
2.cohorte	-0.00266	0.02	1	0.8827
1b.type_ok	.	.	1	.
2.type_ok	0.01204	0.40	1	0.5255
3.type_ok	-0.00855	0.22	1	0.6427
nbrooms	0.00633	0.12	1	0.7326
1b.superf	.	.	1	.
2.superf	-0.02939	2.49	1	0.1144
3.superf	-0.02972	2.52	1	0.1121
4.superf	-0.03340	3.19	1	0.0742
5.superf	-0.02979	2.59	1	0.1077
MS_AGE	0.24212	91.33	1	0.0000
1b.resid	.	.	1	.
2.resid	-0.00938	0.26	1	0.6118
3.resid	-0.01462	0.63	1	0.4287
1b.hhinkom	.	.	1	.
2.hhinkom	0.02595	1.97	1	0.1609
3.hhinkom	0.02656	2.09	1	0.1479
4.hhinkom	0.04422	5.58	1	0.0182
5.hhinkom	0.02122	1.30	1	0.2549
6.hhinkom	0.02956	2.46	1	0.1164
7.hhinkom	0.01608	0.74	1	0.3892
8.hhinkom	0.02072	1.24	1	0.2653
9.hhinkom	0.02373	1.58	1	0.2094
10.hhinkom	0.02697	2.04	1	0.1532
11.hhinkom	0.02122	1.26	1	0.2624
0b.education	.	.	1	.
1.education	-0.00380	0.04	1	0.8366
2.education	-0.00688	0.14	1	0.7088
1.status2	0.00201	0.01	1	0.9140
2b.status2	.	.	1	.
0b.immig	.	.	1	.
1.immig	-0.03203	2.92	1	0.0874

Annexe 5

```

. do "/tmp/SD3726264.000000"
. probit child i.tenure2001 i.cohorte i.type_ok nbrooms i.superf MS_AGE i.resid i.hhinkom i.region
> i.status_partner2

Iteration 0: Log likelihood = -74098.776
Iteration 1: Log likelihood = -69571.998
Iteration 2: Log likelihood = -69514.563
Iteration 3: Log likelihood = -69514.522
Iteration 4: Log likelihood = -69514.522

Probit regression                               Number of obs = 193,076
                                                LR chi2(32)    = 9168.51
                                                Prob > chi2   = 0.0000
Log likelihood = -69514.522                    Pseudo R2     = 0.0619

```

child	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
tenure2001						
Private renter	-.2493927	.0106231	-23.48	0.000	-.2702136	-.2285717
Social renter	-.0004917	.02153	-0.02	0.982	-.0426897	.0417063
cohorte						
1980 à 1989	.0158154	.2463995	0.06	0.949	-.4671188	.4987496
type_ok						
Appartment	-.2749977	.0135615	-20.28	0.000	-.3015777	-.2484177
Other	.1486513	.0342149	4.34	0.000	.0815914	.2157112
nbrooms	.1193649	.0058126	20.54	0.000	.1079724	.1307575
superf						
35-48m ²	.0414119	.0212398	1.95	0.051	-.0002173	.083041
85-124m ²	.1253092	.0218769	5.73	0.000	.0824311	.1681872
>125m ²	.2922302	.0244522	11.95	0.000	.2443047	.3401556
Other	.1240736	.0266105	4.66	0.000	.071918	.1762293
MS_AGE	.0532617	.0024863	21.42	0.000	.0483886	.0581348
resid						
suburban	-.010182	.0095826	-1.06	0.288	-.0289636	.0085996
rural	.0296159	.0102601	2.89	0.004	.0095065	.0497253

Annexe 5 (suite)

hhinkom						
2	-.323268	.0657306	-4.92	0.000	-.4520976	-.1944383
3	-.1077763	.0705355	-1.53	0.127	-.2460234	.0304707
4	-.2427997	.0761453	-3.19	0.001	-.3920419	-.0935576
5	.3378345	.0728073	4.64	0.000	.1951348	.4805342
6	.5705088	.0851272	6.70	0.000	.4036626	.7373549
7	-.0052355	.0656879	-0.08	0.936	-.1339814	.1235105
8	.0773472	.0634255	1.22	0.223	-.0469644	.2016589
9	.7958211	.069561	11.44	0.000	.6594841	.9321581
10	.4220702	.0693163	6.09	0.000	.2862128	.5579276
11	.407487	.0712641	5.72	0.000	.267812	.547162
region						
Wallonia	.0596903	.0087111	6.85	0.000	.0426168	.0767638
Brussels	.2617032	.0190626	13.73	0.000	.2243413	.2990652
education						
1	.1020866	.0093554	10.91	0.000	.0837503	.120423
2	.0987451	.0145036	6.81	0.000	.0703187	.1271716
status2						
Employed	-.817724	.0230528	-35.47	0.000	-.8629067	-.7725414
immig						
Immigrant	.0743923	.0110718	6.72	0.000	.0526921	.0960926
education_partner						
1	.0615937	.0105887	5.82	0.000	.0408403	.0823472
2	.1183076	.0131507	9.00	0.000	.0925328	.1440824
status_partner2						
Unemployed	.0201632	.0233	0.87	0.387	-.0255039	.0658303
_cons	-.9605291	.1064756	-9.02	0.000	-1.169217	-.7518408

Annexe 6

Tabulation of tenure2001 censmigint

Tenure status	censmigint			
	0	1	.	Total
Owner	32312	3221	172372	207905
Private renter	14584	1585	37262	53431
Social renter	2252	193	8552	10997
.	6554	720	17591	24865
Total	55702	5719	235777	297198

Annexe 7

Tabulation of region censmigint

region	censmigint			
	0	1	.	Total
Flanders	31095	3325	144122	178542
Wallonia	18593	1653	71251	91497
Brussels	6014	741	20404	27159
Total	55702	5719	235777	297198

Annexe 8

Tabulation of nbrooms censmigint

Number of rooms	censmigint			
	0	1	.	Total
1 room	1053	116	3422	4591
2 rooms	2919	293	10107	13319
3 to 4 rooms	17614	1751	53668	73033
5 to 8 rooms	27350	2782	143322	173454
9 to 15 rooms	1411	176	10781	12368
More than 15 rooms	18	3	146	167
.	5337	598	14331	20266
Total	55702	5719	235777	297198

Tabulation of nbrooms HH_TYPE_LIPRO

Number of rooms	Type of Household				
	2. Married couple without children	3. Married couple with children	4. Non-marital cohabitants without children	5. Non-marital cohabitants with children	Total
1 room	568	2904	518	601	4591
2 rooms	1556	8856	1251	1656	13319
3 to 4 rooms	9228	46168	7500	10137	73033
5 to 8 rooms	11355	135853	7469	18777	173454
9 to 15 rooms	580	10432	349	1007	12368
More than 15 rooms	10	145	1	11	167
.	3131	12021	2310	2804	20266
Total	26428	216379	19398	34993	297198

À l'attention de la bibliothèque,

Fécondité

Logement

Belgique

Analyse de survie

Régression Logistique

Cette étude examine l'impact du logement et de ses caractéristiques sur la fécondité, et plus précisément sur l'arrivée du premier enfant. Les caractéristiques étudiées sont la superficie, le mode d'occupation et le type du logement. L'objectif de l'étude est de répondre à la question de recherche suivante : Les Belges bénéficiant de meilleures conditions de logement sont-ils plus susceptibles d'avoir un premier enfant ? Il existe peu d'études reliant la fécondité et le logement en Belgique, en particulier lorsque l'on tient compte de ces variables. L'étude est possible grâce à la base de données DEMOBEL, appariant notamment les données du Registre National et des recensements de la population. Les analyses longitudinales, exploitant la méthode de régression de Cox et probit, reposeront sur la cohorte de 2001. La principale conclusion est qu'il n'existe pas de relation significative entre les caractéristiques du logement et le fait de devenir mère pour les femmes entre 2001 et 2005. Seule la taille du logement, mesurée par le nombre de pièces et la superficie, semble influencer la fécondité, surtout à un âge plus avancé. Le type de logement et le statut de propriété n'ont pas d'impact sur la probabilité d'avoir un premier enfant en Belgique.

