

Faculté des sciences économiques, sociales, politiques et de communication

Commission Doctorale du Domaine Sciences politiques et sociales

MORTALITE INFANTO-JUVENILE DANS UN CONTEXTE MIGRATOIRE : CAS DE LA FRANCE ET LA BELGIQUE

IDOHOU Oloukou Ulrich Emmanuel

Thèse présentée en vue de l'obtention du grade de docteur en Démographie de
l'Université catholique de Louvain

Membres du Jury

Prof. Philippe Bocquier (UCLouvain), co-promoteur et secrétaire du jury
Prof. Michel Guillot (Ined et University of Pennsylvania), co-promoteur
Prof. Thierry Eggerickx (UCLouvain), président du jury, comité d'accompagnement
Prof. Alain Gagnon (Université de Montréal), évaluateur externe
Prof. Sylvie Gadeyne (VUB), comité d'accompagnement
Directeur de Recherche Cris Beauchemin (Ined), comité d'accompagnement

« Parce que présents en permanence, les immigrés sont devenus présents en tout et partout ; ils sont présents dans tous les discours (économique, social, juridique, politique, moral, voire éthique) : nous en entendons tous parler et nous en parlons tous. Mais peut-être faut-il s'interroger sur ce que l'objet dont on parle, l'immigré, doit au fait qu'on en parle et surtout à la manière dont on en parle. Ce n'est pas cultiver le paradoxe que d'affirmer que l'immigré tel qu'on l'a constitué, tel qu'on l'a déterminé ou tel qu'on le pense et tel qu'on le définit ».

Abdelmalek Sayad, *La double absence : des illusions de l'émigré aux souffrances de l'immigré*, 2014.

Une mention spéciale à deux personnes spéciales.

*A mon père Luc Idohou, ce travail est aussi le fruit
de tous tes efforts et tes nombreux sacrifices.*

*A mon oncle Yves Idohou, qui a toujours répondu
présent quand il le faut, ce travail porte aussi ta
signature.*

REMERCIEMENTS

Mes remerciements vont à l'endroit de toutes les personnes qui ont contribué, de près ou de loin, à la réalisation de cette thèse.

😊 Mes premiers mots vont vers Philippe Bocquier, mon promoteur qui a cru en moi dès le premier contact, sans même me connaître et qui m'a soutenu dans toutes les différentes étapes de cette recherche. Ses encouragements, conseils, orientations et suggestions m'ont forgé aussi bien sur le plan scientifique qu'humain.

😊 J'adresse un remerciement spécial à Michel Guillot, mon copromoteur qui malgré la distance et son agenda chargé, a mis du sien, déployé toute son énergie pour l'aboutissement heureux de ce travail

😊 Je remercie Chris Beauchemin qui m'a donné les premiers encouragements et les premières motivations ayant permis de passer du projet de thèse à un travail de recherche doctorale. Il n'a jamais cessé de me faire des suggestions en vue d'améliorer ce travail.

👍 Je remercie les membres du jury de leur disponibilité pour l'évaluation de cette recherche et l'amélioration de sa qualité.

👍 Je me dois aussi d'évoquer le cadre institutionnel qui a permis une issue favorable de cette thèse. Tout d'abord au centre DEMO qui m'a accueilli tout au long de ces années en m'offrant un environnement idéal et propice à la recherche et en me donnant l'opportunité de bénéficier d'une expérience professionnelle scientifique unique. Ensuite, je remercie les membres du projet INEQKILL qui m'ont permis d'améliorer la qualité de ce travail à travers les différents séminaires et réunions. Je ne saurais passer sous silence l'accueil chaleureux dont j'ai bénéficié de l'Ined (Institut national des études démographiques) à travers mes deux séjours de recherche et l'accès aux données EDP via le projet FAMIEDP. Big up au CASD (centre d'accès sécurisé aux données) dont l'apport a été indispensable pour la réalisation de ce travail à travers un environnement sécurisé pour accéder aux données EDP à distance et leur réactivité en réponse à mes préoccupations.

👍 Je tiens aussi à remercier tous les académiques, chercheurs, doctorants et les autres employés du centre DEMO avec qui j'ai eu la chance d'échanger et d'apprendre. J'ai une pensée spéciale à Thierry Eggerickx et Jean-Paul Sanderson pour leur disponibilité et toute l'énergie qu'ils ont déployée pour que je puisse accéder aux données belges. J'adresse une reconnaissance particulière à Joan Damien et Josué Begu qui ont, chacun à leur manière, influencé positivement mes années de doctorat et sa réalisation.

👍 L'argent étant le nerf de la recherche, je tiens à remercier l'Université Catholique de Louvain (UCL), le Fonds National de la Recherche Scientifique (FNRS) et l'Institut National d'Etudes Démographiques (Ined) pour le financement des bourses d'étude, des séjours de recherche et de la participation aux conférences internationales.

Table des matières

Remerciements.....	ii
Tableaux.....	vii
Figures.....	viii
Résumé	ix
Introduction générale.....	1
PARTIE I : CADRES CONTEXTUEL ET THEORIQUE.....	7
Chapitre 1- Cadre contextuel de l'étude.....	8
1.1. France-Belgique : organisation et structure des deux Etats.....	9
1.2. Les immigrations en France et en Belgique.....	10
1.3. Intégration des immigrés.....	16
Chapitre 2- La santé des immigrés : une synthèse de la littérature.....	21
2.1. Théories associées à la santé des immigrés	22
2.1.1. Paradoxe épidémiologique : effets de sélection et/ou artefact statistique ?	22
2.1.2. Théorie des normes sociales.....	31
2.1.3. Théorie d'intégration-acculturation... ..	32
2.1.4. Approches matérielles.....	36
2.1.5. Théorie des causes fondamentales.....	38
2.1.6. Théorie des désavantages cumulatifs.....	39
2.1.7. Théorie du capital social.....	40
2.1.8. Discrimination.....	43
2.2. La santé des adultes selon l'origine migratoire.....	46
2.2.1. Morbidité et santé subjective.....	46
2.2.2. Mortalité.....	47
2.3. La santé infantile selon l'origine migratoire.....	51
2.3.1. Caractéristiques de l'enfant.....	52
2.3.2. Environnement familial.....	53
2.3.3. Facteurs génétiques.....	59
2.3.4. Santé infantile et contexte des pays d'accueil et d'origine.....	60
2.4. Hypothèses.....	62

2.5. Cadre conceptuel.....	64
2.6. Synthèse.....	65
Partie II : METHODOLOGIE	67
Chapitre 3- Méthodologie	68
3.1. Description des données.....	69
3.1.1. Données EDP.....	69
3.1.2. Description du registre belge de population.....	76
3.1.3. Constitution des bases de données.....	79
3.2. Définition de la variable Origine migratoire.....	81
3.3. Méthodes d'analyse.....	82
3.3.1. Technique de la décomposition Oaxaca-Blinder (O-B).....	82
3.3.2. Méthode du score de propension.....	91
3.3.3. Analyse de survie.....	95
Partie III : RESULTATS	99
Chapitre 4- Under-5 mortality in France: understanding the gap between the immigrant and native-born	100
Abstract.....	101
4.1. Background.....	102
4.2. Methodology.....	103
4.2.1. Data.....	103
4.2.2. Variables.....	103
4.2.3. Statistical analysis.....	104
4.3. Results.....	107
4.3.1. Mortality risk factors according to parents' migratory status.....	107
4.3.2. Segmented regression of an interrupted time.....	109
4.3.3. Twofold O-B decomposition of under-5 mortality.....	110
4.4. Discussion.....	113
Conclusion.....	116
Appendix.....	117

Chapitre 5- Excess under-5 mortality of children born to immigrants: longitudinal evidence from France	118
Abstract	119
Introduction	120
5.1. Background	121
5.1.1. Parental Socio-Economic Status and children's health	121
5.1.2. Healthy immigrant paradox	122
5.1.3. Social capital	122
5.1.4. Discrimination	124
5.1.5. Country of origin context	125
5.2. Hypotheses	125
5.3. Methodology	126
5.3.1. Data	126
5.3.2. Regression analysis	127
5.3.3. Propensity score method	127
5.3.4. Survival Analysis	128
5.4. Results	131
5.4.1. Propensity score	131
5.4.2. Multivariate analysis	133
5.5. Discussion	136
Conclusion	140
Chapitre 6- Both parents matter: a decomposition analysis of under-5 mortality according to parental migratory origin in Belgium	146
Abstract	147
6.1. Literature review	149
6.1.1. Belgian context	149
6.1.2. Infant characteristics, SES and infant health	150
6.1.3. Infant health and paternal characteristics	153
6.1.4. Methods for analysis of racial or ethnic disparities in child health	153
6.1.5. What can drive the changes in racial/ethnic gaps in infant health?	154
6.2. Methodology	155

6.2.1. Data.....	155
6.2.2. Variables.....	156
6.2.3. Statistical analysis.....	157
6.3. Results.....	159
6.3.1. Descriptive results.....	159
6.3.2. Decomposition analysis.....	165
6.4. Discussion and conclusion.....	169
Chapitre 7- Mortalité infanto-juvénile selon les origines migratoires en Belgique : L'intégration compte-t-elle ?.....	174
Résumé.....	175
Introduction.....	176
7.1. Revue de littérature et questions de recherche.....	179
7.1.1. L'acquisition de la nationalité comme mesure d'intégration.....	179
7.1.2. Les unions mixtes comme mesure d'intégration.....	181
7.1.3. Ségrégation, intégration et santé des enfants.....	183
7.1.4. Questions de recherche.....	184
7.2. Méthodologie.....	185
7.2.1. Données.....	185
7.2.2. Variables.....	185
7.2.3. Modélisation.....	190
7.3. Résultats.....	191
7.3.1. Analyse descriptive.....	191
7.3.2. Analyse multivariée.....	196
7.4. Discussion.....	200
Conclusion.....	204
Annexes.....	206
Conclusion générale... ..	208
Références bibliographiques.....	215
Annexes générales.....	246

Tableaux

Tab 1-1: Distribution des immigrés vivant en France selon le pays d'origine (%).....	11
Tab 1-2: Distribution des immigrés en Belgique selon la région d'origine et les régions belges.....	13
Tab 1-3: Panorama des résultats d'intégration des immigrés et leur évolution.....	16
Tab 3-1: Extrait du fichier de résidence de base.....	98
Tab 4-1: Covariates distribution according to parents' migratory status.....	107
Tab 4-2: U5MR (5q0) according to mortality risk factors and migratory status.....	108
Tab 4-3: Segmented regression of an interrupted time using mother's origin.....	109
Tab 4-4: Segmented regression of an interrupted time using father's origin.....	109
Tab 4-5: O-B decomposition of immigrant-native gap in U5M per 10,000 births.....	110
Tab 4-6: O-B decomposition of immigrant-native gap in U5M, 2004-2011 & 2012-2020.....	111
Tab 5-1: Description of the sample.....	133
Tab 5-2: Weibull models of under-5 mortality weighted through optimal matching.....	135
Tab 6-1: Selected regional indicators.....	159
Tab 6-2: Covariates distribution according to parents' migratory status.....	160
Tab 6-3: U5MR (5q0) according to mortality risk factors and migratory status.....	161
Tab 6-4: Regional differences in immigrant-native U5M gap.....	163
Tab 6-5: Multivariate decomposition of immigrant-native U5M gap, contribution of composition effect...	166
Tab 6-6: Multivariate decomposition by region-average reduction in gap.....	168
Tab 7-1: Description de l'échantillon.....	191
Tab 7-2: Effet de l'interaction migrations internes- statut de migrant international sur la mortalité infanto-juvénile.....	199

Graphiques

Fig 1.1:Part des immigrés dans la population française, belge et européenne, 2000-2022.....	15
Fig 1.2: Acquisition de la nationalité française en 2021 par type de procédure.....	18
Fig 1.3:Déclaration de la nationalité belge par modalité.....	19
Fig 2.1:Schéma conceptuel d'analyse de la mortalité infanto-juvénile.....	65
Fig 3.1 : Structure des tables de l'EDP	72
Fig 3.2: Décomposition de la différence entre les groupes dans le résultat moyen avec le groupe des natifs comme référence	86
Fig 4.1: Trend in immigrant-native gap in U5MR using the linear segmented regression of an interrupted time.....	110
Fig: 4.2: Detailed contribution of the endowment effect to the immigrant-native U5M gap.....	112
Fig 5.1 : Equilibrium statistics before and after weighting.....	131
Fig 5.2: Distributional balance for propensity score.....	132
Fig 5.3: Hazard Ratio of U5M before and after weighting.....	134
Fig 6.1: Trend of U5M according to migratory status and immigrant-native U5M gap.....	162
Fig 6.2: Immigrant-native U5M gap at provincial level.....	164
Fig 7.1: Mode d'accès à la nationalité belge, tendance 2011-2021.....	180
Fig 7.2: Type de migrations internes selon le niveau de ségrégation ethnique.....	188
Fig 7.3: Taux de mortalité infanto-juvénile (5q0) selon les origines migratoires des parents.....	192
Fig 7.4: Segplot en 1991 et 2011	195
Fig 7.5: Distribution (%) des années vécues des migrations internes selon le niveau de ségrégation ethnique des communes en fonction des origines migratoires.....	196
Fig 7.6: Effet de l'origine maternelle et des migrations internes des mères sur la mortalité infanto-juvénile.....	197
Fig 7.7: Effets de la naturalisation-unions mixtes et des migrations internes des mères sur la mortalité infanto-juvénile.....	198

RÉSUMÉ

Dans les pays d'immigration, l'intégration des immigrés est un éternel débat. La santé des immigrés et de leurs enfants nés dans le pays d'accueil apparaît comme un indicateur pour mieux appréhender leur intégration. Cette thèse de doctorat apporte sa contribution au débat en cours sur l'intégration des immigrés en se concentrant sur la mortalité infanto-juvénile en France et en Belgique. Elle a interrogé les différentiels de mortalité infanto-juvénile en fonction des origines migratoires du père ou de la mère ou des deux combinées avec d'autres caractéristiques comme la naturalisation des parents. En mobilisant des données de diverses sources (recensements, état civil, registre de population, échantillon démographique permanent) autour de plusieurs méthodes d'analyse, allant des méthodes de décomposition à l'analyse des biographies, en passant par la méthode du score de propension, cette recherche doctorale enrichit la littérature sur la santé des immigrés de la deuxième génération.

Au terme de ce manuscrit, nous aboutissons à quelques résultats majeurs : une surmortalité infanto-juvénile des immigrés en général, commune aux deux pays mais plus importante en France et une inégalité de mortalité très profonde avec l'origine du père en Belgique où des différences régionales et provinciales ont été observées. Si l'excès de mortalité observé chez les enfants d'immigrés d'Afrique Subsaharienne et du Nord est commun à ces deux pays, il apparaît quelques contrastes notamment sur les tendances des différentiels de mortalité infanto-juvénile. Cette tendance est à la hausse en France tandis qu'une baisse en est observée en Belgique. Ces inégalités de mortalité infanto-juvénile constituent un paradoxe dans ces deux contextes de très faible mortalité infantile, ayant l'un des meilleurs systèmes de santé au monde, nécessite la poursuite des politiques de réduction des inégalités, la mise en œuvre des politiques de santé ciblées sur des groupes d'immigrés vulnérables et des provinces notamment en Flandre.

En somme, cette thèse met en lumière le rôle du père dans la santé de l'enfant et soutient les théories des causes fondamentales de la santé et des désavantages cumulatifs tout en relativisant les théories de l'effet de la discrimination, de l'intégration et du capital social.

L'immigration internationale récente s'est principalement développée dans les régions plus développées dont l'Europe, en provenance des régions moins développées. En Europe dont la diversité ethnique est en grande partie liée à son passé migratoire et colonial, 11% de ceux qui y vivent sont nés à l'étranger ou originaires d'un pays autre que celui dans lequel ils résidaient en 2019 (UN DESA, 2019). Ce contexte multiculturel et de diversité ethnique croissante (Gao & McGrath, 2011; Dauvrin & Lorient, 2014; Grosser et al., 2016; Ikram et al., 2016; Reus-Pons et al., 2016; Safon, 2018) s'est accompagné de nombreuses disparités, notamment en termes de santé. Ces inégalités qui peuvent déjà prendre forme dès le premier jour de vie (Ballon et al., 2019) y compris *in utero*, peuvent être perceptibles dans de nombreux indicateurs de santé dont la mortalité infanto-juvénile.

La mortalité infanto-juvénile est un indicateur classique de la santé d'une population combinant divers facteurs pour rendre compte de la santé des enfants. Cet indicateur reflète non seulement des facteurs tels que la qualité des soins obstétricaux, néonataux, le bien-être des femmes avant la conception et pendant la grossesse, la santé des enfants après la naissance, mais également des facteurs sociaux plus larges tels que le niveau de scolarité des mères ou leur situation socioéconomique (DREES & Santé publique France, 2017). Le choix de travailler sur la mortalité infanto-juvénile est motivé par plusieurs raisons bien que la majorité des décès chez les enfants âgés de 0 à 5 ans surviennent au cours de la première année de vie. D'abord, étudier la mortalité infanto-juvénile permet de prendre en compte un ensemble plus large de facteurs de risque qui influencent la survie de l'enfant au-delà de la première année de vie. En effet, les facteurs affectant la mortalité infantile (comme le faible poids à la naissance, les complications néonatales, ou les soins prénataux) peuvent différer de ceux qui influencent la mortalité juvénile (maladies infectieuses, malnutrition, soins parentaux, environnement domestique, etc.). En incluant la période jusqu'à 5 ans, l'étude offre une vision plus complète des conditions sanitaires, socio-économiques, et environnementales qui influencent la survie de l'enfant. Ensuite, les inégalités sociales peuvent avoir des impacts prolongés au-delà de la période néonatale. Les enfants issus de milieux défavorisés peuvent survivre à la première année mais rester exposés à des risques accrus au cours des années suivantes. L'étude de la mortalité infanto-juvénile permet ainsi d'identifier les disparités sociales et économiques

persistantes qui influencent la mortalité au-delà de la période infantile. Enfin, analyser la mortalité infanto-juvénile permet de disposer d'effectifs supplémentaires pour donner aux résultats, une puissance statistique suffisante, dans des contextes de très faible mortalité infantile. En somme, l'analyse de la mortalité infanto-juvénile permet de capturer l'intégralité du processus de survie pendant les premières années de la vie, en tenant compte de la diversité des facteurs de risque qui affectent chaque période. Cela permet de formuler des recommandations plus complètes en matière de santé publique et d'identifier des opportunités d'intervention pour réduire la mortalité dès les premières années de vie et au-delà.

D'un niveau estimé à 15 décès pour 1000 naissances en 1990, le taux de mortalité infanto-juvénile au niveau européen a fortement baissé les années suivantes et a été même divisé par trois en 2018 (UN IGME, 2019). Cette tendance à la baisse observée dans toutes les autres régions du monde a été plus forte en Europe dans les deux dernières décennies. En outre, tous les pays d'Europe sont sous la barre des 25‰ depuis 1990 (seuil fixé dans le cadre des objectifs de développement durable n°3 des Nations Unies). Cet objectif considère que « permettre à tous de vivre en bonne santé et promouvoir le bien-être de tous à tout âge », sont les conditions essentielles au développement durable.

Malgré le faible niveau de mortalité infanto-juvénile et des progrès réalisés, cet indicateur reste pertinent pour de multiples raisons. D'abord, il convient de préciser que les inégalités de mortalité notamment des enfants sont l'un des plus grands défis de la politique de santé dans tous les pays européens (Eikemo et al., 2014). Or avec les inégalités fortement ancrées dans les sociétés européennes en dépit de nombreux efforts dans leur réduction (Laine & Braud, 2012; Pestre et al., 2016), on est encore loin de l'égalité des chances inscrite à l'agenda de l'Union européenne en 2007 (Jusot et al., 2009). Par ailleurs, la santé des enfants d'immigrés en tant qu'indice important d'égalité et de bien-être (Hemminki, 2014), est une préoccupation majeure dans les pays d'immigration (Kinge & Kornstad, 2013) car comme l'indique Mehta et al. (2013), une mauvaise santé pendant l'enfance peut contribuer à de futures disparités raciales ou ethniques en termes de santé plus tard dans la vie ou à l'âge adulte. Ensuite, la grossesse constitue une période particulièrement éprouvante et de vulnérabilité accrue pour les femmes migrantes (Almeida et al., 2013; Pérez Ramírez et al., 2013;

Benza & Liamputtong, 2014). Enfin, peu de travaux ont documenté la santé des enfants d'immigrés comme le rapportait Mendoza (2009) aux Etats-Unis bien que cela constitue un intérêt pour les chercheurs (Vang et al., 2017).

La Belgique et la France font figure de « bon élève » dans les progrès observés au niveau de la santé des enfants au niveau européen et même mondial. Pendant que le taux de mortalité infanto-juvénile était inférieur à 4‰ (en dessous de la moyenne européenne estimée à 5‰) en 2018 dans ces deux pays, la moyenne mondiale était de 39‰ (UN IGME, 2019). Cependant, ce portrait idyllique peut masquer des disparités entre les différentes composantes de la population desdits pays, sur lesquels nous avons fait le choix de travailler. Ce choix est motivé par plusieurs raisons. Pour le cas de la Belgique dont les immigrés constituent une part relativement importante de sa population avec 18,3% en 2022 (Eurostat, 2022), 87,5 % de la croissance démographique observée en 2018 pouvant être attribuée à la migration internationale (Statbel, 2019). Les principales régions d'origine des migrants étaient l'Europe (59,6%), l'Afrique (22,2%) et l'Asie et Océanie (11,1%) en 2023 (Statbel, 2024). Une telle diversité de la population a des implications significatives pour l'accessibilité et la satisfaction des besoins de santé. En plus, la Belgique est un pays abritant trois idiomes différents (néerlandais, français et allemand) où les habitudes culturelles et les politiques d'intégration sont ancrées dans les trois régions du pays (Flandre, Wallonie et Bruxelles-Capitale). Sa composition multiculturelle et démographique peut impacter l'immigré et son rapport à la santé.

Aussi, la disponibilité des registres qui couvrent l'ensemble de la population, constitue-t-elle un contexte idéal pour analyser de façon approfondie et détaillée la mortalité infanto-juvénile selon l'origine migratoire.

En ce qui concerne la France, les immigrés représentant 12,7 % de sa population en 2022 (Eurostat, 2022) proviennent de trois principales régions que sont l'Afrique (46,1%), l'Europe (33,5%) et l'Asie (14,5%) (Insee, 2019). Mieux, il y naît de plus en plus d'enfants de parents immigrés estimés à 32% de toutes les naissances en 2022 et à 27% entre 1998 et 2022 (Insee, 2023c).

En plus, l'augmentation depuis 2012 (Claris, 2022; Trinh et al., 2022) ainsi que l'accentuation des inégalités sociales de mortalité générale en Belgique (Eggerickx et al., 2018) méritent une attention particulière. Par ailleurs, il existe de nombreuses

recherches sur la santé des immigrés plus précisément sur les adultes dans ces deux pays et nous sommes en mesure de nous appuyer sur les recherches existantes. En résumé, le choix des deux pays repose aussi bien sur des ressemblances concernant la provenance des immigrés et leur diversification que sur des différences en terme institutionnel et de données permettant de tester certaines variables spécifiques à un contexte donné.

S'agissant des recherches antérieures, elles ont fait une part belle à la santé des immigrés adultes, la santé des enfants nés de parents immigrés notamment leur mortalité, étant peu documentée. L'une des raisons de la sous-représentation de la mortalité des enfants nés de parents immigrés dans les recherches sur la santé des immigrés, est la rareté même de l'évènement dans les pays développés et donc de la capacité de disposer des effectifs suffisants susceptibles de donner une puissance statistique aux analyses. Bien que la santé des enfants selon l'origine migratoire ait été documentée, les résultats peuvent varier parfois selon les pays d'origine et de destination. Par exemple, alors que Kinge & Kornstad (2013) ont documenté en Norvège une surmortalité infantile chez les enfants de femmes immigrées originaires d'Afrique et d'Asie, un avantage de mortalité infantile a été documenté aux Etats-Unis chez les enfants nés de femmes mexicaines (Hummer et al., 2007). Les résultats peuvent même varier au sein du même pays selon l'indicateur utilisé. Alors qu'un avantage de santé en termes du poids à la naissance avait été observé chez les enfants d'immigrées d'Afrique du Nord en France et en Belgique et chez les enfants d'immigrées mexicaines aux Etats-Unis (Guendelman et al., 1999), deux études récentes sur deux bases de données différentes en France viennent relancer le débat sur la santé des enfants d'immigrées. L'une a documenté une surmortalité infantile chez les enfants d'immigrées nord africaines (Wallace et al., 2020) et l'autre a confirmé l'avantage non seulement en termes du poids à la naissance mais aussi de la prématurité et de l'âge gestationnel chez les enfants de ce même groupe d'immigrées (Florian et al., 2021). Ces différences de résultats permettent d'investiguer davantage la santé des enfants d'immigrées en interrogeant d'autres paramètres comme le contexte des pays d'origine et d'accueil dans les analyses (Agyemang, 2019).

Une des insuffisances des travaux antérieurs est le peu d'intérêt pour les dynamiques d'inégalités de santé entre immigrés et natifs. Par exemple, dans les années 1980 et 1990, des travaux (cités par Safon, 2018) avaient documenté en France un meilleur

état de santé des immigrés par rapport aux natifs tandis que des travaux menés dans les années 2000 ont montré que les immigrés se déclarent plutôt en moins bonne santé que le reste de la population française. Par ailleurs, le resserrement des inégalités de mortalité infantile selon la catégorie socioprofessionnelle des parents entre les années 1960 et 1990 en France a été observé à partir des enquêtes familles de 1999 (Barbieri & Toulemon, 2005). Dans le cas de la mortalité infanto-juvénile, on sait très peu de choses sur la manière dont la mortalité infanto-juvénile selon l'origine migratoire a évolué d'une période à une autre. Or comme le soulignent Susmann et al. (2021), la mesure des indicateurs démographiques et de santé au fil du temps est utile pour les comparaisons entre pays et à l'intérieur des pays afin de tirer les conclusions sur le passé et de se projeter vers l'avenir.

Au regard des limites sus-citées, nous introduisons dans la présente thèse, quelques aspects peu documentés dans bon nombre d'études, afin de répondre à la question centrale suivante : « comment l'origine migratoire et le contexte influencent-ils la mortalité infanto-juvénile ? » Il ne s'agit pas des effets des facteurs contextuels au niveau national mais des facteurs contextuels abordés à d'autres échelles selon les données disponibles pour chaque pays : aux niveaux communautaire ou parental (investissement du père) ou en termes d'intégration ou de discrimination. En outre, nous cherchons à mieux comprendre comment les différences de mortalité ont évolué d'une période à une autre. Enfin, cette recherche doctorale permet de combler les lacunes des approches transversales (Grosser et al., 2016), en recourant à deux principales bases de données longitudinales que sont l'Echantillon Démographique Permanent (EDP) en France et le registre belge de population.

Cette recherche doctorale est organisée autour de sept chapitres, faisant appel à trois types de méthodes statistiques. Le premier chapitre sert de jalon pour cerner le contexte géographique, administratif et migratoire de la France et la Belgique qui sont les deux pays sur lesquels la présente recherche a été menée. Dans le second chapitre, le cap a été mis sur la revue de littérature sur la santé des immigrés aussi bien des adultes que des enfants. Le chapitre 3 est consacré aux approches méthodologiques de notre recherche. D'une part, l'ensemble des données est présenté en détail à travers leurs avantages et leurs limites, leur niveau de comparabilité ainsi que les différentes étapes de constitution des différents fichiers. D'autre part, les trois méthodes statistiques sont présentées. Il s'agit de : la technique

de décomposition Oaxaca-Blinder (O-B), la méthode du score de propension et l'analyse de survie. La décomposition O-B dont l'utilité réside dans l'identification des leviers d'actions pour de meilleurs résultats en matière de santé, est mise en œuvre afin d'évaluer la contribution de la discrimination dans l'explication des éventuelles inégalités de mortalité. Quant au score de propension dont l'objectif est d'équilibrer ou de rendre similaires les caractéristiques entre deux groupes afin de les comparer sur une dimension donnée, il a servi à rendre les immigrés et les natifs identiques sur certaines caractéristiques et à vérifier si les inégalités de mortalité persistent malgré un tel équilibre. En ce qui concerne l'analyse de survie, elle est utilisée pour examiner et comprendre les facteurs qui influencent la probabilité de décès des enfants, de la naissance jusqu'à l'âge de 5 ans, au fil du temps. Le chapitre 4 aborde les différences de mortalité infanto-juvénile (MIJ) entre immigré et natif en France à travers ses niveaux, ses variations ainsi que ses facteurs associés en faisant recours à la décomposition O-B. Les méthodes d'analyse de survie et du score de propension ont été mises à contribution dans le chapitre 5 pour analyser la MIJ selon les origines migratoires. Dans le chapitre 6, une analyse en décomposition a été mise en application sur les données belges tout en faisant un focus sur les différences entre les trois régions de la Belgique. Dans le dernier chapitre, est abordé l'effet de l'intégration sur la MIJ via trois indicateurs en Belgique dans une analyse longitudinale prenant en compte plusieurs origines migratoires. Ce travail se termine sur une note positive en ce qui concerne l'implication des résultats de nos analyses en termes de politiques de santé et des futures recherches comparatives sur la mortalité des enfants.

Partie 1 : Cadres contextuel & théorique

CHAPITRE 1- CADRE CONTEXTUEL DE L'ÉTUDE

Ce premier chapitre jette les bases de notre recherche doctorale en offrant un aperçu du contexte géographique et administratif de la France et la Belgique ainsi que l'histoire migratoire de ces deux pays.

1.1. FRANCE-BELGIQUE : ORGANISATION ET STRUCTURE DES DEUX ETATS

Les systèmes politiques français et belge présentent des similitudes, mais aussi des différences significatives en ce qui concerne leur structure et leur organisation, notamment en ce qui concerne le degré de décentralisation.

La France est une république constitutionnelle unitaire ayant un régime semi-présidentiel. Elle a une population de 68 373 433 d'habitants au 1er janvier 2024 (Insee, 2024) répartie entre le territoire métropolitain situé en Europe de l'Ouest et délimité par la Belgique, le Luxembourg, l'Allemagne, la Suisse, l'Italie, l'Espagne, Monaco et l'Andorre et la France d'outre-mer située en dehors du continent européen et partageant les frontières terrestres avec le Brésil, le Suriname et les Pays-Bas aux Amériques. Sa situation géographique particulière en fait, un état transcontinental. Le territoire français est subdivisé en de multiples collectivités territoriales réparties sur trois niveaux entre plus de 35 mille communes, 101 départements et 18 régions avec une administration centralisée à Paris. À ces collectivités territoriales s'ajoutent d'autres divisions territoriales, telles que le canton, l'arrondissement... Parmi ces collectivités territoriales, il y en a qui ont des statuts particuliers, bénéficiant de la spécialité législative ou de l'application spécifique de certaines dispositions des lois françaises. C'est le cas par exemple, des cinq régions ultramarines (Guadeloupe, Guyane, Martinique, Réunion et Mayotte) soumises à la législation européenne contrairement au reste de la France d'outre-mer comme les cinq collectivités d'outre-mer, aux statuts très variés (Polynésie française, Saint-Barthélemy, Saint-Martin, Saint-Pierre-et-Miquelon et Wallis-et-Futuna) ainsi que la Nouvelle-Calédonie.

La Belgique est une monarchie constitutionnelle, un Etat fédéral doté d'un régime parlementaire. Elle comptait 11.697.557 habitants au 1er janvier 2023 (Statbel, 2023b) repartis dans les trois régions administratives que sont la Flandre, la Wallonie et Bruxelles et les trois communautés linguistiques (flamande, française et germanophone). Chacune des régions est dotée de ses propres institutions législatives et exécutives avec des compétences dans des domaines tels que l'éducation, la culture, l'environnement, etc. La Flandre, qui est la partie septentrionale du pays, est divisée en cinq provinces : Anvers, Limbourg, Flandre-Orientale, Brabant Flamand et Flandre-Occidentale. Cette région compte environ 6,7 millions d'habitants ; soit 58% de la population belge. La région wallonne représentant 31% de la population

belge, est située au sud et divisée en cinq provinces telles que le Brabant Wallon, le Hainaut, Liège, Luxembourg, Namur. Elle abrite la minorité germanophone (située à l'est de la Wallonie) formant la communauté germanophone de Belgique. Quant à la région de Bruxelles-Capitale peuplée de plus de 1,2 millions ; soit 11% de la population belge, elle se situe à la frontière sud de la Flandre. La Belgique partage ses frontières avec la France au sud, les Pays-Bas au nord, l'Allemagne et le Luxembourg à l'est. Contrairement à ses voisins français et néerlandais, le royaume de Belgique n'a aucun territoire ultramarin.

Une différence notable entre les deux systèmes est le degré de pouvoir accordé aux entités décentralisées. En Belgique, les régions et les communautés linguistiques disposent d'un large éventail de compétences, tandis qu'en France, la plupart des décisions politiques et administratives sont prises au niveau central. Cela se reflète également dans la manière dont les budgets et les ressources sont répartis entre les différents niveaux de gouvernement.

En résumé, tandis que la France est caractérisée par un système politique beaucoup plus centralisé, la Belgique opte pour une approche plus décentralisée, avec une répartition plus équilibrée du pouvoir entre les différentes entités politiques.

1.2. LES IMMIGRATIONS EN FRANCE ET EN BELGIQUE

La France est l'un des plus anciens pays d'immigration en Europe. Les différentes vagues migratoires qu'a connues le pays sont réparties entre les immigrations des pays frontaliers notamment la Belgique et l'Allemagne puis les immigrations pour les motifs de travail, du regroupement familial, des études, d'asile, humanitaires ou de protection internationale.

Si au départ, les immigrés provenaient en majorité de l'Italie et de la Pologne, le paysage migratoire s'est peu à peu diversifié et de nouveaux pays ont fait progressivement leur apparition. Il s'agit de l'Espagne, du Portugal, de l'ex-Yougoslavie, la Turquie, la Tunisie, le Maroc, les pays de l'Afrique Subsaharienne sans oublier le cas emblématique de l'immigration algérienne plus ancienne et remontant dès la fin du XIXe siècle (Harzoune, 2022). Par exemple, en 1968, les trois quarts d'immigrés étaient originaires d'Europe en particulier d'Espagne et d'Italie et seulement 20 % étaient originaires d'Afrique, presque exclusivement du Maghreb

(Insee, 2023b). En 2021, la part des immigrés venus d'Afrique a bondi pour atteindre 48% contre 33% pour les immigrés d'Europe comme le montre le tableau 1-1.

Tab 1-1: Distribution des immigrés vivant en France selon le pays d'origine (%)

Origine	1968	1975	1982	1990	1999	2006	2010	2021
Afrique	19,9	28,0	33,2	35,6	38,9	42,2	42,8	47,5
Maghreb	18,5	25,5	28,9	28,9	29,7	30,2	29,8	29,3
<i>Algérie</i>	<i>11,7</i>	<i>14,3</i>	<i>14,8</i>	<i>13,2</i>	<i>13,2</i>	<i>13,5</i>	<i>13,2</i>	<i>12,7</i>
<i>Maroc, Tunisie</i>	<i>6,8</i>	<i>11,3</i>	<i>14,1</i>	<i>15,8</i>	<i>16,6</i>	<i>16,8</i>	<i>16,6</i>	<i>16,5</i>
Guinée ou Afrique Centrale	nd	nd	nd	nd	nd	5,1	5,7	7,3
Afrique Sahélienne	nd	nd	nd	nd	nd	3,3	3,6	4,9
Autres pays africains	1,4	2,4	4,3	6,6	9,2	3,5	3,8	6,1
Asie	2,5	3,6	7,9	11,3	12,5	13,5	13,8	13,6
Turquie	1,3	1,9	3,0	4,0	4,0	4,5	4,5	3,6
Chine	0,1	0,1	0,1	0,4	0,8	1,4	1,6	1,6
Asie du Sud-Est	0,6	0,7	3,0	3,7	3,7	3,1	2,9	2,3
Autres pays asiatiques	0,6	0,9	1,8	3,2	4,1	4,5	4,8	6,0
Europe	76,8	67,4	57,6	50,8	45,6	39,3	38,0	33,1
Europe du Sud	53,7	49,3	41,6	35,1	29,0	22,8	20,7	16,2
<i>Espagne, Italie</i>	<i>45,0</i>	<i>32,4</i>	<i>25,8</i>	<i>20,9</i>	<i>15,9</i>	<i>11,7</i>	<i>10,0</i>	<i>7,6</i>
<i>Portugal</i>	<i>8,7</i>	<i>16,9</i>	<i>15,8</i>	<i>14,2</i>	<i>13,1</i>	<i>11,1</i>	<i>10,7</i>	<i>8,6</i>
Autres pays européens	23,0	18,1	15,9	15,7	16,6	16,5	17,3	16,9
<i>UE 27</i>	<i>nd</i>	<i>nd</i>	<i>nd</i>	<i>nd</i>	<i>nd</i>	<i>9,7</i>	<i>9,7</i>	<i>8,8</i>
Amérique, Océanie	0,9	1,1	1,3	2,4	2,9	5,1	5,4	5,8
Total	3235	3887	4037	4222	4369	5136	5514	6964

Note : Les pays d'Afrique sahéenne et guinéenne sont classés avec les autres pays d'Afrique jusqu'en 1999. France métropolitaine de 1968 à 1990, France hors Mayotte de 1999 à 2013, France depuis 2014, personnes immigrées.

Source : (Insee, 2023b)

La France est et reste le principal pays de destination de la diaspora africaine notamment algérienne et marocaine (OCDE, 2019). Cette forte présence africaine est à mettre dans le contexte des liens historiques et linguistiques entre la France et ces pays. De nouvelles migrations en provenance de nouveaux horizons notamment la Chine et des pays du Moyen-Orient se sont développées et accrues au cours de ces dernières années. Une spécificité de l'immigration chinoise réside dans son caractère

ancien remontant à un siècle et son augmentation récente en comparaison des courants migratoires en provenance des autres pays du monde (Attané, 2022). En outre, il convient de préciser que l'année 2022 à l'instar de l'année 2015, a connu une forte affluence des immigrés en Europe. Si le flux migratoire de 2015 est considéré comme le plus important depuis la Seconde Guerre mondiale, il est dû à l'arrivée massive des immigrés irréguliers et ceux en quête d'une protection internationale fuyant la guerre en Syrie et d'autres immigrés venus d'Afrique et d'Asie du Sud (OIM, 2016). La situation de 2022 s'inscrivait quant à elle dans des contextes de normalisation sanitaire au sortir de la crise sanitaire de la Covid-19 et de la guerre en Ukraine. C'est ainsi qu'en 2022, la France a connu une hausse exceptionnelle du flux d'immigrés de 21% par rapport aux années 2018-2019 en provenance principalement d'autres pays européens non membres de l'UE notamment l'Ukraine et la Russie (Tanneau, 2024).

L'histoire de l'immigration en Belgique à l'instar de celle de la France fut marquée par des flux migratoires en provenance de divers pays. Le premier contingent d'immigrés provenait des pays frontaliers à partir de la fin du 19^{ème} siècle et durant l'entre-deux-guerres, des pays d'Europe de l'Est. Ce n'est qu'après la seconde guerre mondiale, que la migration des travailleurs venant du bassin méditerranéen (l'Italie, le Maroc et la Turquie) s'est développée. Au lendemain des indépendances des pays africains, une lente diversification de l'origine des immigrés s'est mise en place avec des populations originaires d'Afrique subsaharienne (Lafleur & Marfouk, 2017). Par le truchement du regroupement familial, des demandes d'une protection internationale, de la migration étudiante et de l'arrivée d'étrangers provenant de l'Union européenne, cette diversification qui a atteint un point culminant, a fait émerger de « nouvelles migrations et de nouveaux migrants » en Belgique (Martiniello et al., 2010). Par exemple, comme le montre le Tab, entre 2000 et 2023, la part des immigrés d'Afrique subsaharienne dans la population des immigrés a doublé (4,2% en 2020 contre 9,6% en 2023). Il en est de même des immigrés d'Asie et d'Océanie (5,4% en 2020 contre 11,1% en 2023). L'une des particularités de l'histoire des migrations en Belgique est la spécificité de l'immigration marocaine en Belgique via sa longue histoire qui remonte à la migration de travail dans les années 60, suivie par la migration familiale depuis le milieu des années 70 (Ghekiere et al., 2023). En 2022, la Belgique a connu une hausse exceptionnelle du flux d'immigrés dont le quart des immigrés accueillis, provient de

l'Ukraine, dans un contexte de la solidarité européenne en matière d'asile et de protection internationale consécutive à la guerre en Ukraine (Statbel, 2023a).

Tab 1-2: Distribution des immigrés en Belgique selon la région d'origine et les régions belges

Origine	2000	%	2005	%	2010	%	2015	%	2020	%	2023	%
Afrique Subsaharienne	44847	4,24	74582	6,11	116152	7,72	153713	8,71	189415	9,44	211484	9,55
Flandre	11454	3,07	21269	4,72	37820	6,38	53820	7,39	72454	8,16	83813	8,17
Wallonie	14416	3,67	22285	5,32	34998	7,40	48229	9,29	60763	10,89	68931	11,63
Bruxelles-capitale	18977	6,51	31028	8,86	43334	9,89	51664	9,99	56198	10,03	58740	9,88
Afrique du Nord	124710	11,79	164731	13,50	209423	13,92	244279	13,84	266834	13,30	280016	12,65
Flandre	36490	9,78	49457	10,97	66108	11,15	79009	10,84	91536	10,31	99298	9,68
Wallonie	25083	6,39	33526	8,01	45915	9,71	55919	10,77	63643	11,40	68746	11,60
Bruxelles-capitale	63137	21,65	81748	23,33	97400	22,22	109351	21,14	111655	19,93	111972	18,84
Europe	776020	73,39	831057	68,13	975895	64,89	1109873	62,87	1206624	60,13	1318328	59,56
Flandre	279510	74,90	314449	69,75	391145	65,97	462611	63,48	533130	60,02	611727	59,61
Wallonie	323904	82,51	327624	78,26	348130	73,65	363149	69,92	368439	66,01	381506	64,36
Bruxelles-capitale	172606	59,18	188984	53,94	236620	53,99	284113	54,93	305055	54,45	325095	54,69
Asie & Océanie	57144	5,40	80195	6,57	110272	7,33	147034	8,33	213593	10,64	245307	11,08
Flandre	25191	6,75	38337	8,50	58142	9,81	83689	11,48	127913	14,40	151186	14,73
Wallonie	12048	3,07	15753	3,76	19802	4,19	24793	4,77	34333	6,15	37939	6,40
Bruxelles-capitale	19905	6,82	26105	7,45	32328	7,38	38552	7,45	51347	9,16	56182	9,45
Amérique	30197	2,86	37985	3,11	48400	3,22	58925	3,34	68798	3,43	75828	3,43
Flandre	11278	3,02	14399	3,19	19092	3,22	24260	3,33	30566	3,44	34756	3,39
Wallonie	9519	2,42	10554	2,52	11745	2,48	13214	2,54	14936	2,68	16012	2,70
Bruxelles-capitale	9400	3,22	13032	3,72	17563	4,01	21451	4,15	23296	4,16	25060	4,22
Inconnu	24482	2,32	31236	2,56	43808	2,91	51510	2,92	61332	3,06	82417	3,72
Flandre	9233	2,47	12887	2,86	20632	3,48	25333	3,48	32609	3,67	45415	4,43
Wallonie	7611	1,94	8882	2,12	12119	2,56	14070	2,71	16006	2,87	19627	3,31
Bruxelles-capitale	7638	2,62	9467	2,70	11057	2,52	12107	2,34	12717	2,27	17375	2,92

Source : Nos calculs à partir des données de Statbel (2024)

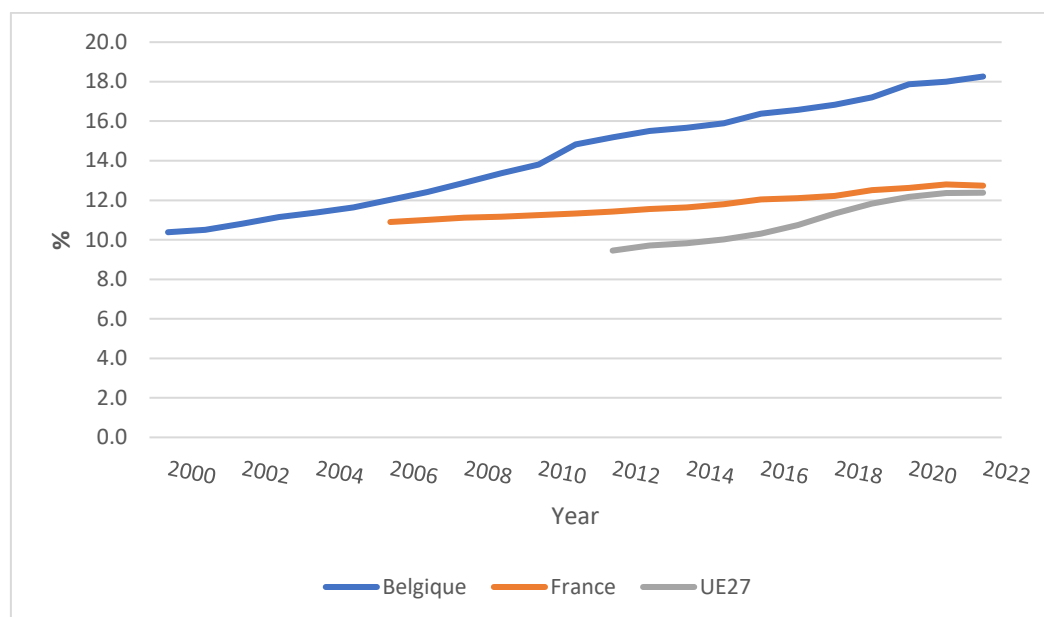
Il faut également préciser que la distribution de la population immigrée varie selon les régions du pays. En 2023, les immigrés d'Asie et d'Océanie étaient les plus représentés en Flandre, représentant 14,7% de la population immigrée, après ceux d'Europe qui constituaient 59,6% de la population immigrée en Flandre. En Wallonie, la plus grande part des immigrés non européens dans la population des immigrés

revenait aux immigrés d'Afrique subsaharienne (11,6%) et du Nord (11,6%), tandis que c'est l'Afrique du Nord qui était la mieux représentée à Bruxelles, après les immigrés européens. Entre 2020 et 2023, la proportion d'immigrés européens parmi l'ensemble des immigrés a diminué dans toutes les régions, tandis que la part des immigrés en provenance d'Afrique subsaharienne, d'Amérique, d'Asie et d'Océanie a augmenté.

Des nuances peuvent également exister en considérant le pays d'origine. L'immigration internationale par rapport à la population de la région flamande était en 2020 proche de la moyenne européenne. En 2021, les Roumains étaient en tête de l'immigration internationale en région flamande, suivis par les Néerlandais et les Bulgares. Le top 10 comprend deux nationalités non européennes telles que le Maroc et la Turquie (Statistics Flanders, 2023). Avec 160 nationalités d'origine représentées, la région de Bruxelles-Capitale est une plaque tournante de la migration internationale. Elle affiche une multiculturalité liée à la fois à la présence d'institutions européennes et internationales sur la région mais également à l'immigration. L'évolution des types de nationalités est d'ailleurs en lien avec les vagues successives d'immigration bruxelloise (Van Leeuw & Leroy, 2020). Une analyse sur les principaux pays d'immigrés avait permis d'identifier un trio composé du Maroc, de la France et plus récemment, de la Roumanie, recouvrant à eux seuls 35 % de la population immigrée de la région bruxelloise (Lafleur & Marfouk, 2017). Cette même analyse avait révélé qu'en Wallonie, les principaux pays d'origine étaient la France, l'Italie et le Maroc qui représentent 42 % de l'ensemble des immigrés présents sur ce territoire.

Une analyse comparative sur l'évolution de la part des immigrés dans la population entre les deux pays et l'ensemble des pays d'Europe 27 (UE 27), fait ressortir une augmentation aussi bien en Belgique en France que dans l'ensemble de l'UE. Cette augmentation est beaucoup plus forte en Belgique qu'en France où l'augmentation est moins forte que dans l'ensemble de l'UE ; même si la part des immigrés dans la population française reste plus importante en France que dans l'ensemble de l'UE.

Fig 1.1: Part des immigrés dans la population française, belge et européenne, 2000-2022



Note : Les données de la France non renseignées entre 2001 et 2005 et celles de la Belgique ont été fournies par l'OCDE tandis que celles sur l'UE 27 disponibles seulement à partir de 2012 ont été extraites des fichiers d'Eurostat.

Source: Nos calculs à partir des données Eurostat (2022) et OCDE (2024)

En résumé, si l'histoire des immigrations en France ne peut se détacher de son passé colonial, la migration internationale est très ancienne en Belgique et sans rapport avec ses colonies. Les deux pays sont donc des pays d'immigration de longue date mais avec une prédominance d'immigrés de pays tiers et une part importante de personnes nées dans l'UE/citoyens mobiles de l'UE pour la Belgique et une prédominance d'immigrés de pays tiers pour la France. Ces immigrations se sont fortement diversifiées dans le temps par leur forme et leur origine, au gré des politiques migratoires, des motifs de migration et des différents chocs survenus à différents moments de l'histoire. L'émergence de l'immigration provenant de l'Est, commune à ces deux pays et considérée par certains comme une alternative aux immigrations des pays du sud avec une incertitude sur son implication en termes d'intégration et de main d'œuvre (Drweski, 2006), est dans la dynamique de cette diversification du phénomène migratoire en Europe.

1.3. INTEGRATION DES IMMIGRES

Les mesures d'intégration des immigrés ont fait l'objet de nombreuses études. L'OCDE en a consacré quelques analyses pour suivre les résultats en termes d'intégration des immigrés et leur évolution en s'appuyant sur un certain nombre d'indicateurs. Il s'agit entre autres des taux d'emploi, de déclassement professionnel, de pauvreté, de surpeuplement de logement, de personnes en bonne santé et de résultats scolaires des enfants (score PISA¹) comme l'indique le tableau 1-3.

Tab 1-3: Panorama des résultats d'intégration des immigrés et leur évolution

	Taux d'emploi	2011-2021	Taux de déclassement	2011-2021	Taux de pauvreté	2010-2020	Taux de surpeuplement des logements	2010-2020	Personne en bonne santé	2010-2020	Acquisition de la nationalité	2010-2020	PISA	2010-2020
France	7,1	ev+	6,4	ev	16,3	ev-	12,0	ev-	5,5	ev	ns	ev	nsp	evp+
Belgique	7,4	ev+	5,3	ev+	17,0	ev+	11,6	ev-	6,4	ev-	ns	ev	p-	evp-
UE écart moyen	2,2	nd	10,4	nd	7,8	nd	5,9	nd	0,3	nd	nd	nd	nd	nd
OCDE écart moyen	1,0	nd	10,3	nd	7,0	nd	8,9	nd	1,3	nd	nd	nd	nd	nd

Note : Un chiffre négatif (positif) signifie que les taux des immigrés sont inférieurs (supérieurs) à ceux des personnes nées dans le pays ; nd=information non disponible ; ns=pas d'écart statistiquement significatif (à 1 %) par rapport à la moyenne de l'OCDE ; « ev+/- » : évolution de plus de 2 points de pourcentage en faveur/au détriment des immigrés ou des descendants d'immigrés ; « ev » : évolution comprise entre -2 points de pourcentage et +2 points de pourcentage ; pour PISA, « evp+/- » : hausse/baisse supérieure à 10 points du score moyen des immigrés en compréhension de l'écrit, « nsp » si l'évolution du score est comprise entre -10 points et +10 points ; l'évolution se rapporte à des valeurs absolues, et non à des écarts par rapport aux personnes nées dans le pays, : « p+/- » : les résultats des immigrés/descendants d'immigrés (par rapport à ceux des personnes nées dans le pays/descendants de personnes nées dans le pays) sont plus/moins favorables qu'en moyenne dans l'OCDE.

Source : Extrait du rapport de OCDE/Commission européenne (2023)

Il ressort de ce tableau qu'au cours de la dernière décennie, l'intégration des immigrés s'est de manière générale améliorée aussi bien en France qu'en Belgique, en particulier, en ce qui concerne l'intégration sur le marché du travail. Entre 2011 et 2021, les taux d'emploi des immigrés ont augmenté presque partout, d'où une réduction des écarts observés avec les personnes nées dans le pays en dépit des écarts encore importants entre les taux d'emploi de ces deux groupes (7 points de pourcentage). Le résultat est cependant plus nuancé en ce qui concerne les conditions de vie des immigrés. Si les taux de pauvreté relative des immigrés ont davantage reculé que ceux des personnes nées en Belgique, la pauvreté relative a gagné davantage de terrain chez les personnes nées à l'étranger que chez les personnes nées en France. On observe la même dichotomie entre les deux pays en ce qui concerne les taux de déclassement. Les changements en termes de santé présentent également un

¹ Programme international (au niveau de l'OCDE) pour le suivi des acquis des élèves.

schéma inégal d'un pays à l'autre. Si l'état de santé des immigrés s'est dégradé en Belgique entre 2010 et 2020 en Belgique, il a convergé vers celui des natifs en France. On observe un statut quo en termes d'intégration sociale et à l'engagement civique car les taux d'acquisition de la nationalité n'ont pas connu d'augmentation significative entre 2010 et 2020.

Si ces progrès peuvent être imputables à de meilleures politiques de l'emploi, à de meilleures politiques d'intégration et à des conditions économiques plus favorables, ils peuvent également être le résultat d'une évolution de la composition socioéconomique des populations immigrées (OCDE/Commission européenne, 2023).

La naturalisation étant un élément essentiel de la politique d'intégration, nous allons nous focaliser sur les conditions d'octroi de la nationalité, très différentes d'un pays à l'autre.

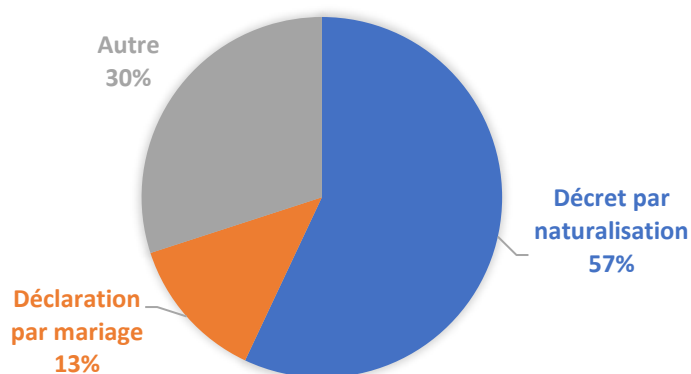
L'accès à la nationalité du pays d'accueil constitue un facteur important dans le processus d'intégration des immigrés (OCDE-SOPEMI, 2010; Vink, 2013; Minsart et al., 2013; Malmusi, 2015). Ainsi, les politiques de nationalité et de naturalisation d'un pays sont des indicateurs importants de la manière dont la société accueille et s'ouvre aux étrangers (Janoski, 2010). Chaque pays est souverain dans l'élaboration de son arsenal juridique en ce qui concerne le code de la nationalité et les critères à réunir avant de pouvoir prétendre à la citoyenneté. De plus en plus de pays d'accueil font une plus large place à la naturalisation et à la citoyenneté dans le processus d'intégration des immigrés.

Dans le droit français, on distingue trois modes d'acquisition de la nationalité : la déclaration, le décret et l'automaticité. Si dans le cadre de la première voie d'accès, qui est la déclaration, les conjoint·es de français·es, après au moins quatre ans de mariage, et les enfants nés en France de parents étrangers peuvent demander la nationalité française avant leur majorité, le mode d'accès par décret, fait suite à une requête adressée à l'administration qui prend une décision discrétionnaire et l'automaticité concerne uniquement les enfants nés en France de parents étrangers (Blanchard et al., 2024).

Nous allons nous concentrer sur les deux premières modalités qui concernent les immigrés de nationalité étrangère à la naissance, sans nous attarder sur la

réintégration² qui est une procédure exceptionnelle faisant partie intégrante de la voie d'accès par décret. Les acquisitions par déclaration pour le motif de mariage peuvent s'obtenir après un délai d'au moins 4 ans à compter du mariage auquel s'ajoutent d'autres critères cumulatifs tels que la justification d'une communauté de vie affective et matérielle et d'une connaissance suffisante de la langue française (DGEF, 2020). En ce qui concerne la demande de naturalisation française par décret, elle obéit à des conditions moins souples. Il s'agit entre autres de la résidence en France de manière habituelle et continue depuis 5 ans, l'assimilation à la société française par une connaissance suffisante de la langue, de l'histoire, de la culture et de la société françaises, des droits et devoirs conférés par la nationalité française, ainsi que par l'adhésion aux principes et valeurs essentiels de la République française (DGEF, 2020). Comme l'indique la figure 1.2, c'est cette dernière procédure qui est la plus récurrente chez les immigrés.

Fig 1.2: Acquisition de la nationalité française en 2021 par type de procédure



Source : Nous-même à partir des données de l'Insee (2023a)

Dans le droit belge, l'obtention de la nationalité se fait généralement par le biais de deux mécanismes que sont l'attribution et l'acquisition. Si l'attribution se caractérise par l'automatisme via la filiation ou l'adoption, l'acquisition se fait au moyen d'une déclaration ou une demande express. A ces deux mécanismes, s'ajoute la naturalisation qui est un mode exceptionnel d'acquisition de la nationalité belge, représentant moins de 1% des modalités d'acquisition de la nationalité belge en 2022

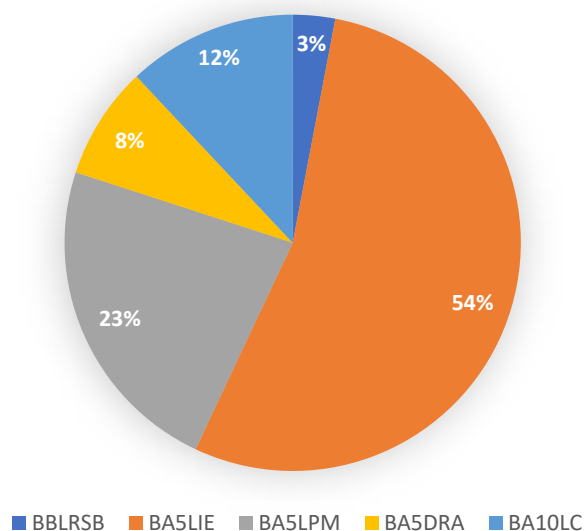
² La réintégration dans la nationalité française concerne des personnes qui établissent avoir été françaises et avoir perdu pour divers motifs cette qualité.

(Myria, 2021). Il existe cinq modalités d'acquisition par la déclaration dont les quatre dernières sont celles qui s'appliquent aux immigrés nés étrangers. Il s'agit des cas des personnes :

- nées en Belgique et y séjournant légalement depuis leur naissance (BBLRSB),
- nées à l'étranger tout en séjournant légalement en Belgique pendant au moins cinq ans et en démontrant une connaissance d'au moins l'une des trois langues (français, néerlandais ou allemand) et une intégration sociale et une participation économique (BA5LIE),
- nées à l'étranger tout en séjournant légalement en Belgique pendant au moins cinq ans et en démontrant une connaissance d'au moins l'une des trois langues
- nées à l'étranger tout en séjournant légalement pendant au moins dix ans en Belgique tout en démontrant une connaissance d'au moins l'une des trois langues (français, néerlandais ou allemand), la participation à la vie de la communauté d'accueil (BA10LC).

La distribution de ces modalités en 2022, se trouve au niveau de la figure 1.3.

Fig 1.3:Déclaration de la nationalité belge par modalité



Source : Calcul à partir des données de Myria (2023)

Il ressort de ces différentes modalités d'acquisition de la nationalité, la mise en œuvre différentielle des politiques de naturalisation ou dans une large mesure d'intégration

d'un pays à un autre. A ces différences, s'ajoutent celles du système politique et de l'histoire des immigrations qui peuvent influencer les politiques migratoires et ainsi avoir des implications différentielles sur la santé des enfants dans les deux pays. Le chapitre suivant nous permettra d'aborder de fond en comble le lien qui pourrait exister entre les politiques migratoires et la santé des enfants d'immigrés.

CHAPITRE 2- LA SANTÉ DES IMMIGRÉS : UNE SYNTHÈSE DE LA LITTÉRATURE

Il y a une abondante littérature sur la santé des immigrés³. Les résultats de ces travaux ne permettent pas de tirer une conclusion générale mais soulèvent quelques débats théoriques qui seront abordés dans cette partie.

Ce second chapitre interroge les approches et théories sur la santé des immigrés au regard des recherches antérieures en mêlant santé des enfants et celle des parents adultes car la première dépend de la seconde. Il aborde par la suite, les questions et hypothèses de recherche et propose un cadre conceptuel pour analyser les inégalités de mortalité infanto-juvénile entre les enfants nés de parents immigrés et des natifs⁴.

³ Dans cette partie et les suivantes, les termes immigré et (im)migrant ont le même sens bien qu'ils ne traduisent pas forcément les mêmes réalités. Un immigré désigne une personne déjà établie ou présente dans un pays après avoir migré alors qu'un migrant est en cours de migration c'est-à-dire quelqu'un qui a quitté son pays d'origine et qui n'est pas encore arrivé à destination.

⁴ Natifs désigne les non-migrants ou encore la population majoritaire dans le pays d'accueil. Une précision sera apportée pour distinguer les natifs belges de ceux français dès que ce sera nécessaire. Dans certains cas, pour désigner uniquement les femmes, les termes immigrée et native seront utilisés au féminin.

2.1. THÉORIES ASSOCIÉES À LA SANTÉ DES IMMIGRÉS

2.1.1. Paradoxe épidémiologique : effets de sélection et/ou artefact statistique ?

2.1.1.1. Paradoxe épidémiologique

Les immigrés sont connus pour avoir en moyenne un faible statut socioéconomique (SSE) et des mauvaises conditions de travail comparés aux natifs. Compte tenu de cette précarité, un niveau de mortalité et de morbidité plus élevé parmi les immigrés est attendu. Et pourtant, ces derniers présentent pour certaines maladies et pour la mortalité globale et pour certaines causes spécifiques, un bilan avantageux par rapport aux natifs. Ce gap entre faible situation socioéconomique et avantage de santé, a été désigné dans la littérature comme un « *paradoxe épidémiologique* ». Un tel paradoxe peut être transposé dans le cas des enfants d'immigrées (uniquement Hispaniques pour le cas des Etats-Unis) qui, en dépit des situations socioéconomiques précaires et du faible recours aux soins prénataux de leurs mères, ont des résultats de santé équivalents ou meilleurs aux enfants de mères non immigrées (Mendoza, 2009; Green & Hamilton, 2019).

Selon les tenants du concept du « *paradoxe épidémiologique* », l'hypothèse principale de l'avantage des immigrés en termes de morbidité et de mortalité réside dans leur sélection positive à l'entrée ou l'existence d'un effet migrants en bonne santé.

- *Effet migrant en bonne santé*

L'effet « *migrants en bonne santé* » est considéré comme le résultat de la sélection des individus par les pays d'accueil ou d'auto-sélection à travers lequel essentiellement les individus en bonne santé migrent. Ainsi, l'effet « *migrants en bonne santé* » a deux implications : primo, les migrants sont en meilleure santé que les non-migrants à l'origine parce qu'ils seraient issus d'un sous-ensemble sain de leur population d'origine et secundo, ils sont en meilleure santé que la population hôte à destination (Nørredam, 2015; Agyemang, 2019). L'existence de l'effet *migrant en bonne santé* peut être attribuée à une bonne santé physique sans laquelle il est peu probable de gérer les difficultés et le stress associés à la migration et de s'adapter à de nouveaux environnements. Ceci laisse penser que ce sont sur les caractéristiques personnelles leur permettant de faire face à ces challenges que les migrants ont tendance à être sélectionnés (Lu, 2008). Selon Deboosere & Gadeyne (2005), si cette

sélection existe et est basée sur une bonne santé physique, la sélection serait encore plus forte dans le cas de la migration de main-d'œuvre, car les migrants potentiels doivent être en bonne santé pour être acceptés sur le marché du travail. Même si elle positivement basée sur des niveaux de revenus les plus élevés, une sélection positive en matière de santé devrait également être observée étant donné la forte corrélation entre le revenu et la santé (Farré, 2016).

La littérature fournit des résultats mitigés sur l'existence d'un effet *migrant en bonne santé*. Cet effet a été prouvé au Canada et semble être plus fort à l'âge adulte mais moins pendant l'enfance, l'adolescence et en fin de vie (Vang et al., 2017). Ikram et al. (2016) ont fait cas d'une possible sélection positive des immigrants de l'Asie de l'Est et donc d'un effet *migrant en bonne santé* en raison de leur avantage relatif de santé. Contrairement à ces derniers, les immigrants de l'Europe de l'Est moins sélectionnés peuvent migrer plus facilement au sein de l'Union européenne (UE) que les immigrants des autres régions en vertu des accords de libre circulation et de la proximité géographique et culturelle avec les pays d'Europe occidentale. Ainsi, l'effet *migrant en bonne santé* » serait plus fort pour les immigrants des pays géographiquement ou culturellement éloignés (Vang et al., 2017). En s'appuyant sur les motifs migratoires, Vanthomme & Vandenneede (2019) ont suggéré que l'effet *migrants en bonne santé* pourrait varier selon le genre, et être faible voir improbable pour les femmes car disent-ils, les hommes et les femmes ont une trajectoire de migration différente. Les premiers avaient l'habitude de migrer pour des raisons professionnelles et devraient se porter mieux car plus susceptibles d'être soumis aux contrôles médicaux sur le lieu de travail. Les secondes, quant à elles, immigraient pour des raisons de regroupement familial avec néanmoins des exceptions notamment au Canada où les femmes qui passent par le dispositif du système de points accordés en fonction de plusieurs critères socioprofessionnels pourraient être plus sélectionnées que les hommes (Lacroix et al., 2017). Cela pourrait expliquer en partie, les plus faibles différences de mortalité selon l'origine migratoire pour les femmes que pour les hommes (Vanthomme & Vandenneede, 2019). L'effet *migrant en bonne santé* peut également varier selon le statut administratif des immigrants, les migrants volontaires pouvant être plus sélectifs que les migrants forcés (demandeurs d'asile et réfugiés par exemple) en raison de la vulnérabilité de ces derniers (IUSSP, 2018). Bien que des études aient mis en évidence l'existence de l'effet *migrants en bonne santé*, il est peu probable qu'il

explique les différences de mortalité selon l'origine migratoire dans certains pays. C'est le cas des Pays-Bas où les résultats ne plaident pas en faveur de l'existence de l'effet *migrants en bonne santé* (Bos et al., 2007) ainsi qu'en Angleterre et au Pays de Galles compte tenu du modèle d'immigration dominant, celui des jeunes âgés de 20 à 30 ans (Wallace & Kulu, 2014). C'est à juste titre que Uitenbroek et Verhoeff (2002) (cité par Deboosere & Gadeyne, 2005) avaient remis en question l'existence de l'effet *migrants en bonne santé* en partant du principe selon lequel la plupart des migrants arrivent dans la vingtaine ou au début de la trentaine, des tranches d'âge généralement très bénéfiques pour la santé et où les symptômes des principales causes de décès sont latents, avant de conclure qu'il est difficile d'imaginer comment ces jeunes auraient pu être sélectionnés avant la migration sur leur vulnérabilité future aux causes les plus importantes de décès.

La sélection positive ou l'effet *migrants en bonne santé* ne s'opère pas qu'au niveau des adultes immigrés. Elle a été documentée dans les travaux sur la santé des deuxièmes générations ou enfants d'immigrés. En effet, il existerait une sélection indirecte par laquelle les femmes immigrées en bonne santé et en âge de procréer sont plus susceptibles de donner naissance à des bébés en bonne santé. Autrement dit, il s'agit d'une transmission intergénérationnelle d'avantages de santé (Zufferey, 2017). Les preuves de l'existence d'une telle sélection ont été apportées aussi bien en ce qui concerne la mortalité infantile que l'issue des naissances (poids à la naissance, prématurité, âge gestationnel) dans différents contextes dont la France, la Belgique, l'Espagne, les États-Unis et le Canada (Guendelman et al., 1999; Hummer et al., 2007; Vang et al., 2015; Farré, 2016; Sow et al., 2019; Florian et al., 2021; Sow et al., 2021, 2019).

Insuffisante comme hypothèse pour expliquer l'avantage de santé des immigrés, la sélection à l'entrée est secondée par une autre hypothèse ; celle d'une sélection à la sortie communément appelée *biais de saumon*.

- *Biais de saumon*

Le biais de saumon est décrit comme un phénomène inverse à l'effet migrant en bonne santé. Ici, on a à faire à des individus malades, voire agonisants, qui retournent dans leurs pays d'origine pour bénéficier des soins peu onéreux, auprès des leurs ou pour mourir parce qu'étant en fin de vie. Certains évoquent une institutionnalisation de la

sélection à la sortie via les permis de séjours limités qui mènent au refoulement des immigrés qui ont des difficultés d'insertion ou de réussite sociale ou professionnelle et qui ont aussi plus de risque de décéder (Zufferey, 2017). La sélection négative au retour peut ainsi s'opérer de manière indirecte sur la base du statut socioéconomique (« failed migration »).

Dans le cas de la mortalité des enfants, ce biais fait référence à l'émigration des femmes et de leurs bébés, un phénomène déjà documenté sur les femmes immigrées mexicaines aux Etats-Unis qui n'est pas forcément lié à un état de santé (Hummer et al., 2007). Si Fuller-Thomson et al. (2015) et Safon (2018) insistent sur le caractère grave de la maladie pour que l'immigré décide de remigrer dans son pays d'origine, Deboosere & Gadeyne (2005) mettent l'accent sur la capacité à se payer les soins en prenant exemple sur les Mexicains vivant aux États-Unis qui sont beaucoup plus susceptibles de rentrer dans leur pays d'origine que les Marocains vivant en Belgique, ces derniers ayant pleinement accès à un système de santé de qualité en Belgique.

Plusieurs critiques ont été formulées contre l'hypothèse du biais de saumon. Quand bien même les immigrés préfèrent souvent mourir dans leur pays d'origine (Benouaich et al., 2015), Deboosere & Gadeyne (2005) émettent des réserves sur le fait que les personnes gravement malades devraient retourner se soigner ou mourir dans leur pays d'origine souvent caractérisés par des infrastructures socio-sanitaires et des régimes de sécurité sociale déficients alors qu'elles ont la possibilité de bénéficier de meilleurs soins et même du soutien de leur famille dans le pays d'accueil. Ils concluent que l'hypothèse du biais du saumon ne peut pas expliquer le *paradoxe des migrants* dans le cas belge. Hamilton & Huang (2020) pointent des problèmes d'ordre méthodologique en occurrence, l'inexistence d'un système de collecte de données pour faire le lien entre les décès pouvant survenir dans les pays d'origine et d'accueil. Plutôt que de parler de « *biais de saumon* », certains auteurs se sont interrogés sur l'existence d'un artefact statistique.

2.1.1.2. Artéfacts statistiques

Les artéfacts statistiques sont des sources de biais dans les différentiels de mortalité et pourraient concerner le surdénombrement, les erreurs de classification ethnique ou du pays de naissance, le sous-enregistrement des décès, les biais de déclaration

notamment sur l'âge ... Dans la littérature, c'est le surdénombrement qui est l'artéfact le plus étudié car c'est le plus susceptible de biaiser la mortalité à la baisse (Monti et al., 2020; Wallace & Wilson, 2021). Dans les pays industrialisés où le système d'état civil fonctionne très bien, il est peu probable que les autres artefacts puissent expliquer les différentiels de mortalité.

Le surdénombrement se réfère à la difficulté d'estimer la taille des populations d'immigrés, résultant de leur retour dans leurs pays d'origine ou d'une rémigration dans un autre pays autre que le leur, indépendamment de leur état de santé. En effet, les immigrés de retour ou ceux ayant remigré continuent d'être considérés à tort comme étant à risque d'événements et sont moins susceptibles de voir leurs événements vitaux documentés dans le pays qu'ils ont quitté mais où ils sont toujours enregistrés. Cela a pour conséquence de produire une inflation au niveau du dénominateur et donc de contribuer à des estimations biaisées des taux démographiques (Andersson & Drefahl, 2016; Monti et al., 2020). A la question de savoir si le surdénombrement pourrait expliquer le paradoxe épidémiologique, les analyses de Monti et al. (2020) et Wallace & Wilson (2021) confirment non seulement cet effet partiel du surdénombrement en Suède mais aussi de grandes variations de surdénombrement en fonction des groupes de migrants et l'âge. Cette thèse n'est pas soutenue dans d'autres contextes notamment aux Etats-Unis par Hummer et al. (2007) et en Angleterre et au Pays de Galles par Wallace & Kulu (2014), lesquels ont montré que le paradoxe épidémiologique observé n'est pas apparent mais réel et ne constitue donc pas un artefact statistique. Le surdénombrement constitue ainsi un défi au système statistique des pays d'immigration et le sont moins dans les pays nordiques dans la mesure où les systèmes d'enregistrement nationaux de ces pays sont coordonnés depuis 1969, ce qui signifie que toute personne retournant dans un pays d'origine nordique est régulièrement signalée dans le pays qu'elle a quitté (Weitoft et al., 1999).

En résumé, les artefacts statistiques peuvent réduire artificiellement la mortalité des immigrés et laisser croire à l'existence d'un paradoxe épidémiologique apparent, mais les avantages de la mortalité des immigrés sont une réalité. Dans les pages suivantes, nous allons entrer un peu plus dans cette problématique des biais en présentant les différentes tentatives de leur mesure ainsi que leurs limites.

2.1.1.3. Quelles approches pour tester les effets de sélection ?

Si les hypothèses de « sélection à l'entrée » et de « sélection à la sortie » ont été largement avancées dans la littérature pour expliquer les différentiels de santé en faveur des immigrés, ces hypothèses ont été rarement ou insuffisamment testées faute de données adéquates. Pour autant, quelques approches ont été mises en œuvre afin de les tester.

A partir d'une analyse sur des données françaises (enquête Trajectoires et Origines et les données de Barro-Lee), Ichou & Wallace (2019) ont fourni des preuves importantes que la sélectivité éducative des immigrés en particulier des hommes, constitue un facteur significatif dans l'explication des disparités de santé entre les immigrés et les natifs à l'aide des méthodes de régression logistique et de décompositions de Karlson-Holm-Breen (KHB). Dans une cohorte d'émigrants britanniques (nés en 1946 en Angleterre, Ecosse et au Pays de Galle), Fuller-Thomson et al. (2015) ont testé les effets de sélection à l'entrée et à la sortie, en se concentrant sur l'âge à la migration. L'approche a consisté à analyser le lien entre la santé pendant l'enfance (taille, capacité cognitive à l'âge de 8 ans) et l'âge à l'émigration et le retour ou non de l'émigrant chez lui. Il s'est agi de comparer les caractéristiques de l'enfance, des non-émigrants avec ceux des émigrants avant l'émigration : ceux qui ont émigré avant l'âge de 20 ans avec ceux qui ont émigré après l'âge de 20 ans et les émigrants qui sont restés à l'étranger avec ceux qui sont retournés vivre dans leur pays d'origine. Les hypothèses sous-jacentes étaient que les émigrants devraient avoir une meilleure santé que les non-émigrants, que les adultes qui émigrent (après l'âge de 20 ans) devraient avoir de meilleurs profils de santé que ceux qui émigrent dans leur enfance et enfin les émigrés restés à l'étranger devraient se porter mieux que ceux qui sont retournés vivre dans leurs pays d'origine. Il ressort des résultats, que les émigrants étaient en meilleure santé pendant l'enfance (en particulier une plus grande taille), avaient une meilleure situation socio-économique pendant l'enfance et de meilleures capacités cognitives à l'âge de 8 ans que les non-émigrants. Quant aux émigrants de retour, ils étaient très similaires aux émigrants restés à l'étranger, validant ainsi l'hypothèse du migrant en bonne santé dans une cohorte d'émigrants britanniques. Une autre approche a été adoptée par Farré (2016) pour tester l'effet de la sélection à l'entrée, à partir des données administratives sur l'issue des naissances (poids à la

naissance, longueur gestationnelle, naissance prématurée, naissance normale à terme ou décès dans les 24 h suivant la naissance). En effet, cette approche s'est basée sur le calcul des coûts de voyage (frais de transport, autres dépenses telles que la nourriture, l'hébergement, le coût d'obtention d'un visa ou d'un autre document juridique et toutes autres dépenses engagées avant ou pendant la migration). L'idée soutenant cette approche est que la sélection des immigrants augmente avec le coût direct de la migration. En supposant que le coût de la migration est uniquement déterminé par la distance jusqu'à la destination, les immigrants des régions plus éloignées devraient être sélectionnés plus positivement que ceux originaires des régions voisines (Farré, 2016). Ces résultats suggèrent que la meilleure santé à la naissance des enfants nés d'immigrées (de l'Équateur) répond en partie à la sélection de femmes en meilleure santé avant la migration.

Les approches évoquées ci-dessus, bien que basées sur des fondements scientifiques, restent limitées en ce sens que pour tester convenablement ces hypothèses, il faudrait des données longitudinales qui suivent les migrants (et les non-migrants) depuis leur pays d'origine jusqu'aux pays d'accueil et leur retour éventuel. De telles informations ne sont évidemment pas disponibles (Agyemang, 2019). Cependant, des données remplissant ces critères existent dans le cas des migrations internes mais rares en ce qui concerne les migrations internationales.

Dans le rang des travaux ayant proposé des approches pour appréhender les effets de sélection au niveau de la migration interne, figurent les travaux de Andersson & Drefahl (2016). En analysant les migrations de longues distances entre le nord et le sud de la Suède qui partagent de nombreuses similitudes avec les migrations internationales, les auteurs ont exploité les données du registre retraçant les trajectoires démographiques de tous les individus vivant en Suède de la fin des années 1960 à 2007 pour étudier la mortalité des migrants du nord au sud de la Suède et celle des migrants de retour vers le nord de la Suède. A cette fin, quatre groupes d'individus ont été constitués : le groupe 1 se réfère aux natifs du Norrland ; c'est-à-dire ceux qui sont nés et sont restés dans le Norrland, le groupe 2 est celui des natifs du sud de la Suède, le groupe 3 est celui des migrants du Norrland au sud de la Suède et le groupe 4 définit ceux qui ont migré du Norrland vers le sud de la Suède et sont ensuite retournés au Norrland. Le test direct de la sélection à l'entrée a été obtenu en

comparant la mortalité du groupe 3 avec celle du groupe 1 ou du groupe 2. Une sélection à l'entrée serait le résultat d'une faible mortalité des migrants de longues distances (groupe 3) comparée aux deux autres groupes. Pour répondre à l'hypothèse du biais du saumon, la mortalité du groupe 4 a été comparée à celle de tous les autres groupes. Une sélection à la sortie montrerait, une mortalité élevée des migrants de retour. Par ailleurs, des approches similaires à celle de Andersson & Drefahl (2016) ont été déjà mises en œuvre dans d'autres contextes, notamment en Indonésie (Lu, 2008) et Chine (Lu & Qin, 2014) et confirment toutes l'existence de l'effet immigrant en bonne santé. Si ces approches ont eu le mérite de tester directement les effets migrants en bonne santé en se concentrant sur les migrations internes pour lesquelles des données sont plus facilement disponibles, elles suscitent des interrogations. Etant donné des différences considérables entre les migrations interne et internationale, dans quelle mesure ces résultats sont-ils spécifiques au contexte de l'étude et peuvent-ils être généralisés à d'autres contextes et à d'autres types de migration ?

2.1.1.4. Artefacts statistiques : mesures et limites

Les tentatives de détection et de correction des artefacts statistiques se sont basées sur différentes méthodes d'estimation du surdénombrement, c'est-à-dire sur les différentes manières d'évaluer la présence d'immigrés dans la population.

Des approches basées sur les registres sont l'une des méthodes les plus exploitées, notamment en Suède où Weitoft et al. (1999) en furent l'un des pionniers. Son approche a consisté à exclure les personnes sans revenu personnel en arguant qu'en l'absence de revenus pour assurer sa subsistance, il est peu probable voire impossible qu'une personne atteste de sa présence dans le pays. Il s'agit des revenus personnels provenant des gains, des allocations sociales, des congés parentaux, des congés de maladie, du financement des étudiants, les allocations de chômage, les programmes du marché du travail, les pensions des personnes âgées, les allocations de soins à domicile ou d'autres pensions ou prestations sociales. En raison de l'obligation faite aux immigrants d'avoir un emploi ou d'être enregistrés dans les services de sécurité sociale ou dans une agence pour rechercher d'emploi ou pour recevoir de l'argent, ce sont des sources de revenus qui devraient garantir que la personne en question se trouve dans le pays. Cette approche a donc utilisé le revenu comme critère de résidence en distinguant au cours d'une année, les individus résidant en Suède de ceux n'y résidant pas (ceux n'ayant déclaré aucun des revenus mentionnés). Ces

derniers sont considérés comme contributeurs à tort du nombre d'années-personnes à risque. Cette approche qui a permis de classer correctement le surdénombrement dans un grand nombre de cas, a très tôt montré ses limites en étant peu applicable aux femmes, excluant les réfugiés et autres demandeurs d'asile et inadaptée aux enfants et aux jeunes, avec un grand risque d'inclusion incorrecte des sortants et d'exclusion de ceux qui restent dans les populations à risque (Monti et al., 2020; Wallace & Wilson, 2021). Pour surmonter les limites de l'approche revenu, Monti et al. (2020) ont mis en œuvre une approche dite « registre-trace » proposée par l'organisme suédois de statistique dans ses versions transversale (informations d'une seule année civile) et longitudinale (informations de trois années consécutives). L'idée principale de cette approche est que les personnes résidant régulièrement en Suède devraient faire preuve d'une certaine activité (revenu personnel, revenu du ménage, événements vitaux, changements dans l'éducation ...) dont la trace devrait être visible d'une manière ou d'une autre dans les registres nationaux. De ce fait, les individus qui ne sont pas identifiés actifs par aucune de ces approches sont considérés comme non-résidents en Suède et sont supposés contribuer au surdénombrement. L'avantage des approches registre-trace, comme le soulignent Monti et al. (2020) est qu'elles couvrent un plus grand nombre de domaines de la vie et devraient donc également être en mesure d'identifier l'activité de ces individus sans aucune activité économique propre, même si ses exigences en matière de données sont plus élevées (avec 18 indicateurs utilisés), en particulier si des informations longitudinales sont utilisées (Monti et al., 2020). En prenant appui sur les travaux précédents sur le calcul du surdénombrement, Wallace & Wilson (2021) ont montré que le problème de surdénombrement n'est pas l'apanage des immigrants, il concerne également les natifs. Mieux, le surdénombrement varie selon l'âge et s'observe même dans le groupe d'âge des jeunes adultes qui est le type d'âge auquel l'avantage est le plus prononcé. Aussi, ces résultats renseignent-ils qu'indépendamment de l'origine migratoire, les proportions absolues et relatives de ce surdénombrement sont toujours plus faibles chez les femmes que chez les hommes.

Dans la liste des approches mises en œuvre pour déterminer le surdénombrement, figure aussi celle de Wallace & Kulu (2014) à partir des données de quatre recensements d'Angleterre et du Pays de Galle. Leur approche s'est basée sur trois scénarios de sortie pour modéliser les incertitudes de sortie et d'entrée des immigrants.

Ces différents scénarios sont : une sortie anticipée (2 ans après le recensement), une sortie intermédiaire (4 ans) et une sortie tardive (7 ans). Si les modèles de sortie tiennent compte des entrées intercensitaires pour les immigrés, ce n'est pas le cas dans le cadre du contrôle d'entrée où l'apparition du risque est limitée à la première comparution au recensement.

2.1.2. Théorie des normes sociales

La théorie des normes sociales est une alternative aux hypothèses de sélection pour expliquer le paradoxe épidémiologique. Cette théorie suggère que les immigrés ont des habitudes et des comportements étroitement liés à leur culture, leur favorisant une meilleure santé (Abraído-Lanza et al., 1999; Mendoza, 2009; Leung, 2014). Les attributs culturels englobent tout ce qui fait d'une personne ce qu'elle est et ce qui l'identifie à un groupe social donné. L'attitude, la langue, la tradition, les valeurs familiales, les expériences de grossesse, d'accouchement et de maternité, les connaissances, les comportements et mode de vie sont entre autres, des dimensions culturelles (Chakraborty & Chakraborty, 2010; Benza & Liamputtong, 2014).

L'alimentation et le tabagisme sont l'une des dimensions culturelles les plus questionnées dans la littérature sur la santé des migrants. Manger est un acte culturel (Rovillé-Sausse & Prado Martinez, 2009; Lhuissier et al., 2019) en ce sens que les modes de préparation, de cuisson, de consommation (qualité, quantité, horaires et durées) et de conservation des aliments obéissent à des règles propres à une communauté. Par exemple, en France, le nombre de trois repas par jour est socialement et institutionnellement admis (Lhuissier et al., 2019). La consommation du tabac et d'alcool et même d'autres substances psychoactives constitue une pratique plus répandue dans les sociétés occidentales (Vanthomme & Vandenneede, 2019).

Des pratiques en lien avec la culture peuvent affecter la santé des populations même si toutes les cultures sont garantes de la santé et du bien-être (Benza & Liamputtong, 2014). Par exemple, une alimentation peu grasse et riche en fruits et légumes est porteuse d'un effet positif sur l'espérance de vie (Deboosere & Gadeyne, 2005).

Des études ont fait le rapprochement entre l'avantage de santé des immigrés et les facteurs culturels comme l'ont suggéré Abraído-Lanza et al. (1999) qui, considèrent

ces derniers comme vecteurs et promoteurs du bien-être. Pour Méjean et al., (2007), la consommation d'alcool, les activités physiques et le tabagisme sont les principaux facteurs impliqués dans les résultats de santé des immigrants tunisiens en France, lesquels avaient une prévalence plus faible de surcharge pondérale, d'hypercholestérolémie et d'hypertension. Ces facteurs culturels contribuent également à l'explication du paradoxe épidémiologique en ce qui concerne le faible poids à la naissance aux Etats-Unis (Mendoza, 2009). Le cas belge montrant les différences importantes de mortalité pour cause de maladies liées au mode de vie, observées entre natifs et immigrants (Vanthomme & Vandenheede, 2019) est compatible à une interprétation sur la norme sociale. Il convient enfin de citer en exemple la communauté marocaine en France pour leur très faible consommation d'alcool qui, pourrait expliquer leur avantage en termes de mortalité dans un pays caractérisé par une forte mortalité prématurée liée à l'alcool (Khlat & Darmon, 2003).

Si l'ensemble de ces exemples présentent des attributs culturels comme étant favorables à la promotion de la santé, ce n'est pas souvent le cas. Des pratiques culturelles pouvant constituer un obstacle pour la promotion de la santé, ont été documentées. C'est le cas de la perception de la santé ou de la maladie qui dépend des aspirations individuelles elles-mêmes étroitement liées à la culture des individus (Berchet & Jusot, 2009). La perception de l'image corporelle et les idéaux de beauté parmi les sociétés d'Afrique du Nord associant surpoids et obésité à une bonne santé (Hemminki, 2014), sont illustratifs des limites de l'image positive qui assimile la culture à la promotion de la santé. Le cas de la consanguinité associée à la mortalité infantile chez les immigrants pakistanais en Norvège (Kinge & Kornstad, 2013) est édifiant.

Il ressort de ces différents travaux que bien que l'hypothèse des normes sociales soit plausible, elle ne peut expliquer qu'en partie des différentiels de santé entre immigrants et natifs. Ceci fait dire à Fassin (2000, p.1) que « le malade étranger ne peut plus être cet étrange malade dont la culture d'origine expliquerait toutes les affections ».

2.1.3. Théorie d'intégration-acculturation

Le terme "intégration" au cœur des débats scientifiques et politiques est connu sous le vocable de l'acculturation sous l'angle culturel.

La théorie d'acculturation découle de la théorie des normes sociales. Deux visions s'opposent dans la définition de l'acculturation. D'une part, une vision plus ancienne la considère comme un processus linéaire et unidirectionnel et suggère une occidentalisation des pratiques culturelles des immigrés. D'autre part, une vision contemporaine insiste sur l'aspect bidirectionnel qui tient compte d'une orientation vers la culture hôte (la culture dominante) et une orientation vers la culture d'origine (Castro et al., 2010). Cette dernière vision, qui est de plus en plus répandue, souligne non seulement l'adoption ou l'appropriation de certains aspects de la culture dominante par les immigrés mais aussi leur attachement à la plupart ou du moins, à certains aspects de leur culture d'origine. Cette interconnexion entre les deux cultures est ce que de Figueiredo (2014, p.176) désigne comme « *une culture hybride* ».

Chakraborty & Chakraborty (2010) distinguent trois phases dans lesquelles l'acculturation peut prendre forme : d'abord le contact, qui se produit lorsque deux ou plusieurs groupes culturels interagissent, ensuite le choc culturel qui peut révéler les oppositions entre les cultures et enfin l'adaptation à travers les stratégies d'assimilation (totale adhésion à la culture dominante et rejet de celle d'origine), la séparation (réaffirmation de la culture d'origine et rejet de la nouvelle), l'intégration (synthèse des deux cultures) ou la marginalisation (aliénation des deux cultures) (Fassaert et al., 2009; Mendoza, 2009; Thomson & Hoffman-Goetz, 2009; Chakraborty & Chakraborty, 2010; Gao & McGrath, 2011; Becerra et al., 2015). Un cas d'acculturation est celui des femmes adultes chinoises du Zhejiang vivant en France et en Espagne, documenté par Rovillé-Sausse & Prado Martinez (2009). En effet, bien que leur modèle alimentaire (consommation régulière du poisson, de la viande, des œufs, fruits et des légumes) soit demeuré presque inchangé avec la migration, de nouvelles pratiques inconnues avant l'immigration, telles que la consommation d'alcool et du tabac, la consommation abusive de boissons sucrées et l'abandon de l'allaitement maternel, ont fait leur apparition.

La définition de l'acculturation intègre ainsi plusieurs dimensions, très difficiles à mesurer et à prendre en compte dans des études quantitatives. Dans la littérature, la plupart des mesures d'évaluation de l'acculturation ont utilisé des proxy (mesures indirectes).

Dans une synthèse de 69 travaux traitant du lien entre santé et acculturation, Hunt et al. (2004) établissent une liste de quatre critères qui ont servi à la conceptualisation

de l'acculturation. Il s'agit de : (i) *différence culturelle*, un critère par lequel au moins deux cultures sont comparées ; (ii) *groupes identifiables* d'individus partage des attributs culturels communs ; (iii) *contact culturel*, une situation d'immigration mettant en contact deux cultures au moins ; (iv) *changement culturel*, soit l'ajout de nouveaux traits culturels ou le remplacement des traits précédents. Il ressort de ces critères les proxys suivants : la langue, la durée de séjour, l'âge d'arrivée dans le pays d'accueil, le lieu de naissance et la citoyenneté. Thomson & Hoffman-Goetz (2009) distinguent trois types d'instrument de mesure : unidimensionnel, bidimensionnel et multidimensionnel. Les premiers sont présentés en termes de pertes émanant d'une orientation culturelle et de gains obtenus dans une autre, comme c'est le cas de la mesure ARSMA (Acculturation Rating Scale for Mexican Americans) qui sert d'outil d'évaluation de l'acculturation pour les Américains d'origine mexicaine. Quant aux seconds, ils mesurent les changements survenus dans chaque entité culturelle et ce, individuellement, à travers des questions sur les attitudes, les croyances et les comportements. Les derniers intègrent plusieurs dimensions individuelles, comme les échelles ARSMA II (acculturation parmi plusieurs groupes ethniques aux Etats-Unis) et ARSAA-II (acculturation des Arabo-Américains) et servent généralement à calculer un score multidimensionnel d'acculturation (Fassaert et al., 2009; Allen et al., 2014; Jadalla et al., 2015).

L'acculturation, considérée comme un facteur explicatif important de la disparité en matière de santé (Gao & McGrath, 2011), a été examinée au regard d'une grande variété de comportements de santé. Elle semble être bénéfique pour certains comportements de santé et néfaste pour d'autres.

En tirant des exemples de la recherche en santé aux États-Unis, le rôle de l'acculturation sur plusieurs comportements de santé a été documenté. Certains ont montré que l'acculturation était associée à un niveau élevé de stress (Becerra et al., 2015), que les groupes moins acculturés avaient des pratiques alimentaires plus saines et étaient moins susceptibles de fumer que les groupes plus acculturés (Allen et al., 2014; Jadalla et al., 2015). D'autres ont montré par contre que l'acculturation exerçait un effet positif sur les activités physiques et la gestion du stress (Jadalla et al., 2015). De façon générale aux Etats-Unis, l'acculturation à des modes de vie malsains est une explication importante du risque accru de nombreuses maladies

chroniques, telles que l'obésité, l'hypertension, les maladies coronariennes, le diabète et le cancer, parmi les minorités ethniques (Gao & McGrath, 2011). De telles détériorations de l'état de santé avec l'acculturation négative pourraient être, selon Abraído-Lanza et al. (1999), le vrai paradoxe dans un pays réputé terre d'opportunité.

Les données recueillies à Amsterdam (Pays-Bas) ont montré que l'acculturation exerce un effet négatif sur l'utilisation des soins spécialisés chez les immigrants turcs (Fassaert et al., 2009). Certains travaux soutiennent une détérioration des résultats de santé avec la durée de résidence (Sow et al., 2019), une mesure de l'acculturation. D'autres font état d'une amélioration des résultats de santé des immigrants avec la durée du séjour (Bos et al., 2007; Kinge & Kornstad, 2013; Combes et al., 2019).

Il ressort de ces résultats que les preuves concernant la relation entre acculturation et santé sont mitigées. Plusieurs critiques à l'encontre du concept même d'acculturation ont été développées pour expliquer les incohérences desdits résultats. Selon Ayala et al. (2008), ces résultats sont le fruit des nombreuses opérationnalisations de l'acculturation. Par exemple, l'utilisation de la langue comme proxy bien qu'elle soit courante, est insuffisante parce que les perceptions, attitudes et comportements culturels peuvent différencier une personne comprenant une langue de celle qui ne la comprend pas (Mendoza, 2009). Les données sur la durée de résidence, malgré leur fort pouvoir à capter des changements de comportement à l'égard de la culture dominante, peuvent ne pas refléter réellement des changements de comportement. Par exemple pour un individu qui s'enferme dans sa communauté, il est difficilement compréhensible que le nombre d'années passées dans le pays hôte puisse l'amener à adopter la culture de ce pays en raison du manque de contact avec la culture, la langue et le système formel dudit pays (Becerra et al., 2015). En plus, bien que l'utilisation des scores multidimensionnels soit utile parce que tenant compte de plusieurs dimensions de l'acculturation, leur pertinence statistique est discutable car des réponses aux questions notamment sur la langue et l'attachement aux traditions ethniques sont généralement subjectives, non vérifiables à partir de sources écrites, sujettes aux biais de désirabilité sociale et limitées par la forte présence des valeurs manquantes (Chakraborty & Chakraborty, 2010). De même, les mesures utilisées sont parcellaires et figées alors que l'acculturation est un processus dynamique dont la mesure devrait en tenir compte (Gao & McGrath, 2011). Une critique plus récente provient de Hossin (2020) qui considère l'utilisation du concept d'acculturation comme

stigmatisant les cultures, servant à les confiner dans une approche individualiste plutôt que dans un système socialement construit, une façon de détourner l'attention des facteurs structurels (accès aux soins de santé, emplois...) connus pour être des marqueurs d'inégalités de santé. Cette critique rejoint celle formulée par Hunt et al. (2004), qui considèrent ce concept comme étant vague, un fourre-tout, et recommandent de suspendre leur utilisation au moins jusqu'à ce que leur ambiguïté et leur manque de pouvoir prédictif puissent être corrigés (Hunt et al., 2004). En dépit de ces limites, Chakraborty & Chakraborty (2010) insistent sur l'importance de l'acculturation dans la compréhension des disparités de santé dans les sociétés multiculturelles.

2.1.4. Approches matérielles

Une explication bien connue de la surmortalité ou de la détérioration de la santé des immigrés se concentre sur les approches matérielles. Cette théorie stipule que les différences de mortalité observées pourraient être attribuées à la position socioéconomique souvent inférieure des immigrés. Autrement dit, les problèmes de santé des immigrés et leur niveau élevé de mortalité sont le résultat d'un certain nombre de difficultés dont leur relégation vers les emplois les plus pénibles, leur faible couverture d'assurance maladie, leur manque de formation, leur instabilité professionnelle, leur faible rémunération, de la faible ou la non valorisation des compétences acquises dans leur pays d'origine (Dourgnon et al., 2009; Kanas et al., 2012; Hemminki, 2014; Combes et al., 2019). Dans une étude récente, Cantalini et al. (2022) pointent le modèle européen d'intégration des immigrés récents qui se caractérise par un compromis entre l'emploi et la qualité de l'emploi avec de fortes variations entre pays. Dans certains pays notamment méditerranéens, les immigrés ont des possibilités d'emploi similaires à celles des natifs avec néanmoins un grand risque qu'ils soient relégués au bas de l'échelle professionnelle. Par contre dans les pays d'Europe continentale, le compromis est inversé : les chances d'emploi des immigrés sont faibles mais une fois qu'ils sont employés, ils sont moins pénalisés en termes de qualité de l'emploi.

La conséquence logique de ces difficultés socioéconomiques est le faible recours ou les recours, alternatifs, tardifs ou le renoncement des immigrés aux soins de santé (Sopena, 2012; Hoyez, 2015) susceptibles de renforcer les inégalités même dans un système de soins de santé universel (Sopena, 2012; Montesi et al., 2016; Guidi et al.,

2016). Cette situation est davantage éprouvante pour les immigrés dont le statut administratif est précaire tels que les immigrés en situation irrégulière, les réfugiés ou les demandeurs d'asile (Dourgnon et al., 2009; Almeida et al., 2013; IUSSP, 2018; Eslier et al., 2020; Hossin, 2020).

Pour évaluer l'influence du statut socioéconomique (SSE) sur la santé, de nombreuses variables ont été mises à contribution dont les principales sont l'éducation, le revenu, la profession, les caractéristiques du logement... Il existe une conclusion cohérente, appuyée par de nombreuses études dans plusieurs contextes géographiques, selon laquelle un SSE inférieur est lié à une mortalité et une morbidité plus élevée. Par exemple, les travaux de Bos et al. (2007) attestent que la mortalité élevée des personnes récemment immigrées du Surinam et d'Aruba (île des Antilles néerlandaises) s'explique en partie par leur position socio-économique relativement faible. Dans le contexte belge, Anson (2004) a montré non seulement qu'avoir un diplôme universitaire réduit le risque de mortalité mais aussi que le chômage augmente considérablement le risque de mortalité pour tous les groupes, le doublant pour les Marocains et le triplant presque pour ceux d'Afrique Subsaharienne. En nous appuyant sur la santé infantile toujours en Belgique, les résultats de Racape et al. (2016) indiquent que le risque excédentaire de mortalité périnatale pour l'ensemble des immigrés était principalement expliqué par l'éducation maternelle, alors que chez les mères d'Afrique Subsaharienne, la mortalité dépendait principalement du statut d'emploi des parents.

Une recherche multi-pays (Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, France, Grèce, Italie, Pays-Bas, Suède et Suisse) a permis d'apporter des réponses sur le lien entre la profession des parents et la santé en montrant que la probabilité de déclarer un bon état de santé augmente graduellement avec le niveau de compétences de l'emploi du père comme de la mère (Jusot et al., 2009).

De nombreux autres résultats montrent que le SSE est fortement et inversement associé à la mortalité. Toutefois, des données disponibles soulèvent des doutes sur ce lien et seraient d'ailleurs insuffisantes pour expliquer le désavantage des immigrés en matière de santé. A titre d'exemple, Niel (2011) ont observé une forte mortalité infantile des enfants de femmes cadres se rapprochant de façon surprenante de celle des enfants de femmes employées. Même si ce résultat confirme le resserrement des

inégalités sociales comme il l'avait souligné, il appelle à la prudence dans son interprétation en raison de la mauvaise qualité de la variable relative à la catégorie sociale dans les bulletins de naissances. Par ailleurs, Green & Hamilton (2019) ont prouvé que l'éducation est davantage liée à la mortalité infantile chez les mères natives que chez les immigrées alors que l'on s'attendait au résultat inverse. Si Mendoza (2009) suggère que le lien entre SSE et santé pourrait être plus faible que ne le prédisent les modèles, Debiasi & Dribe (2020) proposent une explication plus nuancée, en indiquant que ce lien dépend des mécanismes d'adaptation que chaque groupe exploite pour éviter les facteurs de risque à chaque instant.

Au demeurant, il ressort que les différences socio-économiques, même si elles ne sont pas nécessairement l'expression d'une privation ou d'une exclusion sociale (Spallek et al., 2011), structurent fortement les inégalités de santé des populations.

2.1.5. Théorie des causes fondamentales

La théorie des causes fondamentales, développée par Link et Phelan (Link & Phelan (1995), postule que certaines causes profondes de la santé, notamment les inégalités sociales, économiques et culturelles, persistent malgré les changements dans les risques et les maladies spécifiques. La théorie met en lumière comment les individus ayant plus de ressources (éducation, revenu, statut social) parviennent à maintenir des avantages sanitaires en dépit des nouvelles menaces à la santé, comme les épidémies ou les maladies chroniques émergentes. En Europe, plusieurs études ont montré que cette théorie peut être appliquée à différents contextes de santé publique. Par exemple, Mackenbach (2012) a examiné les disparités en matière de mortalité en Europe et a constaté que les inégalités sociales en matière de santé sont résilientes aux politiques de santé publique. Même avec des systèmes de soins de santé universels, les personnes ayant un statut socio-économique plus élevé bénéficient toujours d'une meilleure santé, car elles ont plus de ressources pour éviter les risques pour la santé et pour accéder aux nouveaux traitements (Mackenbach, 2012). En Suède, Lundberg (2018) a également démontré que l'éducation, en tant que cause fondamentale, continue d'influencer l'accès aux soins de santé préventifs, même dans un contexte de protection sociale généreuse. Aux États-Unis, cette théorie a été largement appliquée pour comprendre les disparités raciales et économiques en matière de santé. Phelan et al. (2010) ont examiné comment les inégalités raciales dans l'accès aux ressources économiques et sociales entraînent des écarts

persistants en matière de santé, notamment en ce qui concerne les maladies chroniques. Ces écarts sont amplifiés par le fait que les groupes ayant moins de ressources sont souvent incapables d'accéder aux innovations médicales. Une autre étude de Grol-Prokopczyk (2017) a révélé que la douleur chronique et l'utilisation de médicaments pour la gérer sont également distribuées de manière inégale en fonction des ressources sociales, ce qui renforce la validité de la théorie des causes fondamentales aux États-Unis.

En résumé, la théorie des causes fondamentales souligne que les inégalités en matière de santé persistent en raison de l'accès inégal aux ressources sociales et économiques. Elle montre que même lorsque les risques spécifiques changent, les inégalités demeurent parce que les individus avec plus de ressources sont mieux équipés pour protéger leur santé.

2.1.6. Théorie des désavantages cumulatifs

La théorie des désavantages cumulatifs, explique comment les inégalités sociales s'accumulent au cours de la vie, exacerbant les écarts entre les individus ou les groupes en fonction de leur position socio-économique initiale. Cette théorie est souvent utilisée pour analyser les inégalités croissantes en matière de santé, de richesse et d'éducation au fil du temps. Une étude menée par DiPrete & Eirich (2006) a examiné comment les inégalités de revenus en Allemagne augmentent avec le temps, surtout à mesure que les travailleurs vieillissent. Ils ont constaté que les désavantages précoces sur le marché du travail, comme le chômage ou les bas salaires, tendent à se cumuler et à produire des inégalités plus prononcées plus tard dans la vie. En termes de santé, l'étude de Van Kippersluis et al. (2011) aux Pays-Bas a montré que les inégalités socio-économiques influencent fortement les résultats de santé à long terme. Les personnes ayant des niveaux d'éducation plus bas sont plus susceptibles d'accumuler des désavantages de santé tout au long de leur vie, ce qui conduit à une espérance de vie plus courte. Aux États-Unis, Ferraro & Shippee (2009) ont exploré l'effet de la théorie des désavantages cumulatifs sur la santé des personnes âgées et ont démontré que les désavantages accumulés tout au long de la vie, tels que des revenus plus faibles et un accès limité aux soins de santé, entraînent des différences importantes en matière de morbidité et de mortalité à un âge avancé. Ces désavantages s'aggravent avec l'âge, entraînant une "cascade cumulative" où les personnes ayant moins de ressources subissent un déclin plus rapide de leur santé.

Willson et al. (2007) ont également examiné comment la race et le genre interagissent avec la théorie des désavantages cumulatifs aux États-Unis, constatant que les femmes afro-américaines sont particulièrement susceptibles de cumuler des désavantages sociaux et économiques, ce qui se traduit par des résultats de santé nettement plus mauvais que leurs homologues blancs.

En conclusion, la théorie des désavantages cumulatifs montre que les inégalités initiales tendent à se renforcer avec le temps, créant des écarts croissants en matière de santé, de richesse et de bien-être. Elle met en lumière l'importance des conditions sociales précoces dans la formation des inégalités tout au long de la vie, exacerbant les écarts entre les groupes sociaux.

2.1.7. Théorie du capital social

La théorie du capital social a été évoquée pour soutenir l'avantage de santé des immigrants. Le capital social correspond selon Putnam (1993) aux caractéristiques d'une organisation sociale telles que les réseaux, les normes ou la confiance sociale qui servent d'intérêts aussi bien pour les individus que pour la société. Coleman (1988) distinguait trois éléments caractéristiques du capital social tels que les obligations et les attentes, les canaux d'information et les normes sociales qui structurent tous, les relations sociales.

Pour opérationnaliser le capital social, plusieurs mesures aussi bien au niveau communautaire qu'individuel ont été utilisées, la plupart se concentrant au niveau individuel.

Au niveau communautaire, la plupart des mesures proposées servent à cerner les caractéristiques socio-ethniques et économiques du quartier ou du voisinage. La dimension socioethnique la plus utilisée est le pourcentage des immigrants de même origine dans le quartier (Muchow & Bozick, 2022). Van Kemenade et al. (2006) faisaient allusion à une notion similaire en évoquant les réseaux sociaux basés sur l'ethnicité. Cela consiste à s'appuyer sur des réseaux proches de personnes ayant la même origine culturelle.

Au niveau individuel, plusieurs analyses (Kanas et al., 2012; Allen et al., 2014; Siedlecki et al., 2014; Koelet et al., 2017) ont opté pour le caractère multidimensionnel

du capital social en créant des indices composites pour chacune des dimensions d'intérêt. En général, les dimensions du capital social interrogées étaient :

- Les activités bénévoles (participation à des actions collectives au sein d'une association, d'un club sportif, d'une communauté religieuse, d'un syndicat ou d'un parti politique, des services sociaux)
- La fréquence des contacts avec les différents réseaux (contacts physiques, téléphoniques et écrits)
- Les liens sociaux (nombre de membres de la famille proche, d'amis proches et de voisins proches)
- L'intégration sociale (fournie par la famille et les amis)
- Les soutiens fournis, reçus et perçus
- La confiance envers les institutions
- Le sentiment d'appartenance communautaire

De nombreux travaux ont souligné l'importance du capital social. Il peut fortement contribuer à l'intégration des immigrants (Moullan & Jusot, 2014). La preuve a été fournie par Kanas et al. (2012) lorsqu'ils concluent que les immigrants grâce à leurs contacts, ont connu un statut professionnel élevé et ont gagné davantage en termes de compétences. Comme cela a été montré en Grande Bretagne, certains groupes d'immigrants d'Europe de l'Est notamment les Polonais avaient pu mettre en place une organisation solide et forte pour venir en aide aux nouveaux arrivants dans la recherche d'emploi et du logement (Gill & Bialski, 2011). Les idées politiques ont été développées et revendiquées grâce au capital social. C'est ce que Putnam (1993) avait montré en citant en exemple l'infrastructure organisationnelle fournie par l'église aux Afro-Américains pour la mobilisation politique dans le mouvement des droits civiques. En outre, le capital social peut contribuer à la diffusion et au renforcement des normes culturelles (Fortin & Le Gall, 2007; Mendoza, 2009).

Le capital social a été mis en relation avec la santé. Il a été identifié comme essentiel au bien-être social des personnes en étant associé à des niveaux plus élevés de satisfaction de la vie (Siedlecki et al., 2014; Arpino & de Valk, 2018). Son absence peut être source d'isolement susceptible d'affecter l'état de santé des populations comme le montre Hoyez (2015) en évoquant la population Tamoule à Brest (France). Il est d'une grande utilité pour la connaissance du système de santé comme ça été le

cas pour les immigrés polonais en Norvège (Albertini Fröh et al., 2017). Une analyse en décomposition sur les différences d'état de santé entre populations immigrée et native en France a conclu que le capital social présente la contribution la plus importante (53,9%) devant le revenu (42,5%), la profession et les catégories socioprofessionnelles (16 %) (Berchet & Jusot, 2009). L'impact de ces réseaux sur la santé infantile, a été également documenté. Comme l'attestent les travaux de Zeitlin et al. (2011), il a été mis en évidence d'une part, une relation inverse entre la proportion d'immigrés dans le quartier et les naissances prématurées chez les femmes d'Afrique subsaharienne et d'autre part une corrélation positive pour les natives françaises. Dans une étude transversale écologique, le capital social inférieur au niveau de l'État (confiance, appartenances associatives) était fortement lié à des taux de mortalité infantile plus élevés chez les Noirs (Kawachi et al., 1997). Grâce au soutien formel vu sous le prisme des relations soignants-soignés et au soutien informel fourni par le cercle familial ou personnes plus proches, le capital social peut garantir un meilleur suivi de la grossesse et de meilleurs résultats de naissance (Benza & Liamputtong, 2014; Nakamura et al., 2020). C'est à juste titre que Fortin & Le Gall (2007) indiquaient que le soutien apporté par la famille a un fort pouvoir d'influence des habitudes de vie et les comportements liés à la santé de ses membres. Il en est de même du soutien du partenaire qui permet de faire face à des besoins économiques et d'augmenter l'implication ou l'apport parental dans la santé de l'enfant et celle de la mère (Fiori, 2020; Nakamura et al., 2020). La preuve a été apportée par Gaudino et al. (1999) ayant montré que le soutien paternel pendant l'accouchement avait un effet protecteur sur le faible poids à la naissance et la mortalité infantile. Quant à la dimension socioéconomique du voisinage, son effet sur la santé infantile a fait l'objet de nombreux travaux. Clausen et al. (2006) avaient montré que les zones résidentielles à faible SSE présentaient un risque plus élevé de complications de la grossesse à Oslo Est. Spencer et al. (1999) et Bundred et al. (2003) étaient allés plus loin en montrant que les quartiers ou régions plus défavorisées présentaient des niveaux élevés de faible poids à la naissance en Angleterre (au nord). Des analyses encore plus approfondies étayaient les effets du niveau socioéconomique du voisinage sur la santé des enfants aux Etats-Unis. Ainsi, dans une analyse en coupe transversale à plusieurs niveaux, Buka et al. (2003) relativisent ces effets en mettant en évidence une diminution significative du poids moyen à la naissance à mesure que le niveau de désavantage économique du quartier augmentait pour les mères afro-américaines uniquement. Les

travaux de Calling et al. (2011) documentant une augmentation de la mortalité infantile en lien à une privation élevée du voisinage en Suède, soutiennent l'hypothèse selon laquelle les facteurs liés au quartier sont significativement associés à la santé infantile.

Les résultats concluants de cette théorie ne doivent cependant pas occulter certaines critiques limitant son application. D'abord son opérationnalisation via la proportion d'immigrés au niveau communautaire peut être biaisée du fait que la constitution du réseau se fait également hors du cercle communautaire et peut parfois se révéler plus avantageuse (Gill & Bialski, 2011; Kanas et al., 2012; Hoyez, 2015). C'est à juste titre que Fassin, (2000, p.26) affirmait « l'identité sociale n'est donc plus uniquement une identité ethnique ».

Ensuite, Putnam (1993) s'est interrogé sur les effets négatifs du capital social qui peut basculer dans l'entre-soi ethnique et l'isolement. Les résultats montrant un risque accru de naissance prématurée des natives françaises vivant dans des quartiers avec une proportion plus élevée d'immigrés, soulèvent des questions sur les avantages pour la santé, des communautés d'immigrés (Zeitlin et al., 2011). Une autre critique formulée par Putnam (1993) est le risque de voir émerger des réseaux socialement ségrégués. Les travaux de Gill & Bialski (2011) montrant que les Polonais issus de groupes socio-économiques inférieurs avaient tendance à dépendre fortement de liens d'association faibles, tandis que les Polonais appartenant à des groupes socio-économiques plus élevés avaient tendance à s'appuyer sur des associations plus prestigieuses, semblent l'attester. Enfin, la constitution d'un réseau s'inscrit dans le temps (Koelet et al., 2017; Arpino & de Valk, 2018), sans oublier le coût financier que l'entretien des relations sociales pourrait engendrer.

2.1.8. Discrimination

Plusieurs études ont examiné les interactions entre les soignants et les patients, en mettant l'accent sur la discrimination et son rôle dans les disparités en matière de santé.

Conformément à cette approche, les relations entre les professionnels de santé et les immigrés peuvent jouer un rôle essentiel dans les disparités de santé entre les immigrés et les non-immigrés. Ces relations peuvent être plombées par des préjugés ou de stéréotypes que certains professionnels de santé détiennent sur le

comportement lié à la santé des immigrés. Par exemple, des discours issus des entretiens auprès des professionnels de santé présentaient l'immigré comme un « *patient enfant* » (Pestre et al., 2016), « *patient moins susceptible de se conformer au traitement* » McGuire (2003) ou « *patient étranger qui coûte cher au système de soin* » (Pian, 2012). Il s'agit des discours paternalistes selon Dauvrin & Lorant (2014). De tels préjugés peuvent conduire le soignant à prendre des décisions différentes selon le profil migratoire et hypothéquer les chances de soins de l'immigré (Fassin, 2000; Balsa & McGuire, 2003; Dourgnon et al., 2009; Priebe et al., 2011; Cuadra, 2012; Dauvrin & Lorant, 2014; Small et al., 2014). De nombreuses études ethnographiques en France ont documenté la discrimination à l'égard des femmes d'origine étrangère dans les hôpitaux au moment des consultations gynécologiques et prénatales et pendant ou après l'accouchement (Fassin, 2000; Saurel-Cubizolles et al., 2017; Ouahnnon et al., 2022). Cela peut contribuer aux inégalités dans les résultats de l'accouchement. L'augmentation des naissances prématurées, du faible poids à la naissance et de l'âge gestationnel chez les femmes victimes de discrimination (Rich-Edwards et al., 2001; Rosenberg et al., 2002; Mustillo et al., 2004; Giurgescu et al., 2011; Daalen et al., 2022) illustre le lien entre (la perception de) la discrimination et les résultats défavorables à la naissance. En effet, la discrimination raciale ou la discrimination liée à l'origine migratoire peut agir sur la santé des enfants par le biais de plusieurs mécanismes. Elle peut, par le biais du stress psychologique et de l'immunodépression qu'elle engendre, stimuler la production d'hormone de libération de la corticotropine dans le placenta, ce qui peut augmenter le risque d'accouchement prématuré (Rich-Edwards et al., 2001). Par ailleurs, la discrimination en milieu hospitalier peut exacerber les tensions lors des consultations prénatales ou postnatales, conduire au renoncement aux soins pendant la grossesse et donc avoir un impact négatif sur le suivi de la grossesse. Enfin, les comportements à risque (tabagisme, consommation d'alcool et de substances psychoactives, etc.) pendant la grossesse peuvent être une réponse au stress chronique généré par la discrimination raciale (Rosenberg et al., 2002; Brondolo et al., 2009). Ces comportements à risque et les indicateurs de la santé de l'enfant tels que les naissances prématurées, le faible poids à la naissance et l'âge gestationnel sont d'importants prédictors de la mortalité infantile (Evans & Alberman, 1989; Reichman & Teitler, 2006; Farré, 2016; Štípková, 2016; Ballon et al., 2019; Kihal-Talantikite et al., 2019). Par ailleurs, une étude sur le nombre de décès attribuables à des facteurs sociaux aux États-Unis suggère qu'en 2000, environ 176 000 décès

étaient attribuables à la ségrégation raciale résidentielle, une forme spécifique de discrimination ; soit la deuxième principale cause des décès attribuables aux facteurs sociaux (Galea et al., 2011).

Il faut également ajouter qu'au-delà de la relation soignants-soignés, la discrimination peut s'étendre dans toutes les autres sphères de la société. Elle peut conduire à l'accès inéquitable aux ressources sociales, éducatives et matérielles qui, ont à la fois des effets directs et indirects sur l'état de santé ou la mortalité.

Mesurer la discrimination dans les études sur la santé des immigrants est un défi complexe, car la discrimination peut prendre de nombreuses formes et se manifester à différents niveaux (institutionnel, interpersonnel, structurel). Plusieurs méthodes et approches ont été développées pour tenter de quantifier ce phénomène. La méthode des questionnaires auto-rapportés est l'une des méthodes les plus courantes pour mesurer la discrimination perçue. Elle consiste à administrer un questionnaire en demandant aux participants s'ils ont été victimes de discrimination en fonction de leur origine ethnique ou de leur statut migratoire (Krieger et al., 2005). Les études longitudinales permettant de suivre les individus sur une période prolongée pour observer comment l'exposition à la discrimination affecte leur santé au fil du temps, sont une autre approche que suggèrent Gee & Ford (2011) dans leurs travaux sur le lien entre le racisme structurel et les inégalités de santé aux États-Unis. Une autre approche consiste à examiner comment les politiques et les pratiques au niveau institutionnel pourraient contribuer à des disparités en matière de santé. Telle est l'approche présentée par Krieger (2012) pour étudier les inégalités de santé, en mettant l'accent sur les dimensions structurelles de la discrimination. Dans leur article sur la sociologie de la discrimination, Pager & Shepherd (2008) mettent un accent sur la survenue des événements ou la mise en œuvre des politiques spécifiques (comme les changements dans les lois sur l'immigration) pour étudier l'effet de la discrimination. Bien que cet article se concentre sur la discrimination dans des domaines comme l'emploi et le logement, il offre des perspectives sur la manière dont des quasi-expériences peuvent être utilisées pour étudier la discrimination de façon générale. La méthode du testing est également l'une des méthodes les plus connues. Elle consiste à examiner le taux de rappel pour un entretien d'embauche en envoyant des CV fictifs avec des noms associés à des origines raciales différentes ou à consonance étrangère afin d'analyser la discrimination sur le marché du travail. Cette approche a été

largement documentée et vulgarisée par Bertrand & Mullainathan (2004) dans leurs travaux sur les disparités raciales aux Etats-Unis sur le marché du travail. Enfin, dans les études sur la décomposition des disparités entre deux groupes, la part non expliquée est souvent utilisée comme étant la discrimination (Rahimi & Hashemi Nazari, 2021). Nous allons longuement revenir sur cette méthode dans les chapitres à venir.

2.2. LA SANTÉ DES ADULTES SELON L'ORIGINE MIGRATOIRE

La santé des adultes dans le champ thématique de la santé des immigrants a davantage fait l'objet de nombreux travaux que la santé des enfants. Cette partie aborde la santé des adultes sous l'angle de la morbidité et la mortalité.

2.2.1. Morbidité et santé subjective

Pour ce qui concerne les indicateurs de morbidité et de subjectivité, les travaux indiquent plus souvent, un profil de risque sanitaire plus élevé chez les immigrants, avec une incidence accrue de comorbidité dans certaines populations (Almeida et al., 2013).

Qu'il s'agisse du bien-être mental, psychosomatique, la dépression, la schizophrénie et le stress post-traumatique, les immigrants sont largement défavorisés (Almeida et al., 2013; Hemminki, 2014; Vang et al., 2017). Ce résultat est à nuancer comme l'indique de Figueiredo (2014) qui met en avant une meilleure santé mentale des immigrants récents que celle des natifs. Dans le cas de la santé maternelle qui mesure la santé de la femme pendant la grossesse, l'accouchement et la période post-partum, Vang et al.(2017) ont rapporté à travers une revue systématique, l'existence au Canada d'importants déficits chez les femmes immigrées par rapport aux natives. Une étude sur les maladies non transmissibles (MNT) en France a montré une meilleure santé des immigrants (Méjean et al., 2007) : des hommes immigrants méditerranéens étaient moins en surpoids, avaient moins de diabète, avait une faible prévalence de l'hypertension et de l'hypercholestérolémie. Cette faible prévalence du diabète chez les migrants constitue une exception dans la mesure où dans presque tous les pays d'immigration industrialisés en occurrence ceux d'Europe et les Etats-Unis, les taux de prévalence et d'incidence du diabète sont beaucoup plus élevés chez les immigrants que chez les natifs (Montesi et al., 2016). Une enquête sur l'alimentation menée par Médecins du Monde dans sept Caso (centres d'accueil de soins et d'orientation) en France, avait montré que les trois quarts des personnes qui se présentaient dans ces

centres étaient en situation d'insécurité alimentaire. Or plus de 95% des personnes reçues dans ces centres étaient des ressortissants étrangers, principalement originaires d'Afrique subsaharienne, du Maghreb et de l'Union Européenne (Bourdillon, 2017; Chappuis et al., 2017).

En ce qui concerne la santé subjective, les études en la matière, font référence à l'appréciation faite par les individus de tous les éléments qui peuvent concourir à leur bien-être, en combinant l'évaluation de la maladie, des symptômes, de la fonction et du bien-être de l'individu (Malmusi, 2015). Il s'agit en effet d'un indicateur reflétant non seulement les problèmes de santé dont souffre l'individu mais aussi ses normes et attentes en matière de santé ainsi que sa connaissance du système de santé (Jusot et al., 2009). Il est considéré comme un bon indicateur synthétique de santé car ayant un fort pouvoir prédictif de morbidité et de mortalité (Jusot et al., 2009; Malmusi, 2015). Des travaux portant sur la santé perçue, ont mis en lumière un mal-être lié à l'isolement social ou à des conditions de vie difficiles, facteurs auxquels les immigrés sont davantage exposés (Berchet & Jusot, 2012) et susceptibles de varier selon les origines migratoires. Par exemple, Pérez Ramírez et al.(2013) en travaillant sur la perception du stress post-partum en Espagne, ont montré qu'elle était plus élevée chez les femmes immigrées comparées aux femmes espagnoles. Dans une étude multi-pays, après contrôle du statut socio-économique, les immigrés signalaient un état de santé moins bon que celui des natifs en France, en Belgique et en Espagne, alors qu'ils déclaraient un meilleur état de santé que les natifs en Italie, tant chez les femmes que chez les hommes (Moullan & Jusot, 2014).

2.2.2. Mortalité

Les données disponibles sur la mortalité globale ou toutes causes des adultes tendent, en général, à être favorables aux immigrés. Toutefois, des exceptions ont été observées en fonction de plusieurs indicateurs dont la mortalité pour cause, le groupe d'âge, la durée de résidence, le genre, le statut administratif des immigrés ainsi que les pays d'accueil et de destination.

Les travaux de Wallace & Kulu (2014) soutiennent une faible mortalité toutes causes des immigrés en Angleterre et au Pays de Galles, à l'instar de la Belgique où la mortalité des migrants adultes du sud de l'Europe, du Maroc et de la Turquie était inférieure à celle des natifs (Deboosere & Gadeyne, 2005). Si en France, un avantage

en termes de mortalité a été observé et renforcé au niveau des nouveaux arrivants dont la durée de séjour est inférieure à 15 ans (Wallace et al., 2019), une autre étude sur la mortalité des migrants adultes de seconde génération relativise : quand bien même les hommes de deuxième génération de l'Europe du Sud présentaient un avantage de mortalité comparés aux natifs français, un excès important de mortalité était observé chez les hommes de deuxième génération de l'Afrique du Nord (Guillot et al., 2019). Les analyses au niveau de six pays combinés (Danemark, Angleterre, Pays de Galles, France, Pays-Bas, Écosse et Espagne) ont mis en évidence des différences de mortalité toutes causes, entre les populations immigrées et natives avec des différences majeures : la mortalité globale (toutes causes) était, plus faible pour les hommes et les femmes d'Asie de l'Est et les autres pays d'Amérique latine, plus élevée chez les hommes et les femmes d'Afrique du Nord, d'Europe orientale et chez les femmes d'Afrique Subsaharienne (Ikram et al., 2016). A partir des données françaises, états-uniennes et britanniques, Guillot et al. (2018) ont montré que les différences de mortalité entre immigrés et natifs correspondaient au modèle classique de mortalité en forme de U : une surmortalité aux plus jeunes âges, un avantage à l'âge adulte (davantage prononcé autour de 45 ans) et une convergence de mortalité avec les natifs aux âges plus avancés. Un tel schéma de mortalité, observé également en Suède (Wallace & Wilson, 2021) ne converge pas avec celui mis en évidence par Ikram et al. (2016) et Reus-Pons et al. (2016). En effet, les immigrés d'Afrique du Nord, d'Asie du Sud et de Turquie avaient une mortalité toutes causes plus élevée dans le groupe d'âge de 0 à 19 ans, contrairement aux autres groupes d'âge tandis que ceux d'Europe orientale (en particulier les hommes) avaient une mortalité plus élevée dans les groupes d'âge de 20 à 44 ans et moins dans les 45 à 69 ans (Ikram et al., 2016). Selon Reus-Pons et al. (2016), la plupart des immigrés avaient un avantage de mortalité globale en Belgique à un âge plus avancé.

En ce qui concerne la mortalité pour cause, elle tourne peu à l'avantage des immigrés. Si la mortalité due au cancer (Ikram et al., 2016; Vanthomme & Vandenheede, 2019) et au suicide (Ikram et al., 2016) était globalement plus faible chez les immigrés, la mortalité due aux maladies infectieuses (Ikram et al., 2016; Reus-Pons et al., 2016; Vanthomme & Vandenheede, 2019), au diabète, aux maladies respiratoires et aux maladies cardiovasculaires (Reus-Pons et al., 2016) y était plus élevée.

Ce survol de la littérature a permis de dresser un portrait beaucoup plus large de la santé des immigrés pour lequel une faible mortalité n'implique pas nécessairement une meilleure santé et réciproquement. Autres

2.2.2.1. Santé des adultes et contexte du pays d'accueil

L'incohérence des résultats de santé des immigrés entre différents pays d'accueil, peut être interprétée comme l'existence d'un effet de contexte ou de facteurs spécifiques à différents pays d'immigration dont les politiques migratoires.

En plus de supporter le poids du nouvel environnement (compréhension et adaptation aux coutumes, lois et institutions de la société d'accueil) (Pérez Ramírez et al., 2013; Hemminki, 2014; Benouaich et al., 2015), le migrant doit faire face à d'autres contraintes liées parfois aux politiques migratoires. Ces politiques incluent l'entrée (visa et critères d'entrée), la réinstallation, l'intégration à court terme (cours de langue), l'intégration à long terme (politiques anti-discriminatoires sur le marché du travail, la participation démocratique et la citoyenneté), les procédures d'asile migratoires et la sortie (expulsion ou éloignement) (Juárez et al., 2019). Si bon nombre de ces mesures sont favorables à l'intégration et à l'épanouissement des immigrés, d'autres peuvent par contre se révéler peu ou non avantageuses. C'est le cas des mesures soumettant l'accès à une couverture maladie à différentes conditions selon le titre de séjour (Izambert, 2010; Nørredam, 2015; Pian, 2012), ce qui rappelle « qu'être soigné n'est pas forcément un droit absolu, que celui-ci peut être conditionnel et partiel » (Izambert 2010, p.8). C'est également le cas des lois « anti-immigrées » susceptibles d'influencer les attitudes et les comportements du public envers les immigrés (Flores, 2017).

Les politiques migratoires sont des déterminants sociaux clés de la santé comme l'ont attesté plusieurs études. En analysant les effets de la politique migratoire sur la santé, Malmusi (2015) a montré que les immigrés jouissaient d'une meilleure santé, même après ajustement en fonction des conditions socio-économiques, dans les pays européens où les résultats en matière d'intégration sont élevés. Dans une méta-analyse des politiques migratoires (d'entrée et d'intégration), les résultats indiquent que les politiques d'entrée restrictives (par exemple, le statut de visa temporaire, la détention) étaient associées à une mauvaise santé mentale (Juárez et al., 2019). En

effet, au cours de la phase d'intégration, les politiques restrictives de l'admissibilité à l'aide sociale ont augmenté les risques de mauvaise santé perçue et diminué les probabilités d'utilisation des services de santé en général. Dans ce même ordre d'idées, Grimaldi (2017) a montré que les mesures visant à réduire le remboursement des soins ont augmenté très significativement les inégalités sociales de santé, quand bien-même lesdites mesures n'ont pas significativement diminué la « consommation de soins ». Pour Mendoza (2009), les politiques publiques qui limitent l'accès aux programmes de santé et de services sociaux contribuent largement et perpétuent les inégalités en matière de santé. Par contre, des politiques garantissant un engagement plus précoce dans les services de soins de santé primaires et de routine pour les immigrants étaient favorables à leur santé (Juárez et al., 2019).

D'autres données telles que le contenu et le groupe cible des programmes de dépistage et de vaccination (Nørredam et al., 2012), les politiques en matière de congé de maternité, les dépenses publiques consacrées à des facteurs non liés à la santé et, dans une moindre mesure, à des facteurs liés à la santé (Kim & Saada, 2013), les différences entre pays dans la composition des populations d'immigrés (Ikram et al., 2016) peuvent expliquer les variations des résultats de santé des immigrants d'un pays à l'autre.

2.2.2.2. Facteurs psychologiques

Une autre hypothèse qui vient en soutien à l'avantage de santé des immigrants est celle des facteurs psychologiques proposée par Anson (2004). A l'en croire, la condition d'immigré et les facteurs psychologiques (espoir, optimisme...) qu'elle engendre permet de se projeter vers l'avenir, de supporter ce qui serait intolérable par les non immigrants. Or Comme l'ont constaté Hemminki (2014), Siedlecki et al. (2014) et Arpino & de Valk (2018), les facteurs psychologiques tels que la satisfaction de la vie, l'optimisme, le bien-être mental, peuvent aider à gérer le stress, à surmonter des obstacles, à être productif, à avoir de meilleurs systèmes immunitaires et donc à vivre longtemps (Anson, 2004). Cependant, les données disponibles limitent la capacité à modéliser explicitement les facteurs psychologiques et donc à tester cette hypothèse.

2.2.2.3. Langue et système de santé

La langue a été également identifiée comme un obstacle dans la bonne relation soignants-soignés. La maîtrise imparfaite de la langue peut entraîner des difficultés de communication et de compréhension avec les professionnels de la santé mais aussi une pénurie à la fois en quantité et en qualité de l'information sur la santé (Mendoza, 2009; Almeida et al., 2013; Benza & Liamputtong, 2014; Moullan & Jusot, 2014; Small et al., 2014; Chappuis et al., 2017; Guisao et al., 2017). Il en résulte des soins inadéquats en raison de symptômes non diagnostiqués ou d'une mauvaise observance des traitements et donc des disparités de santé. Les travaux de Avila & Bramlett (2013) montrant une réduction considérable des disparités en matière de santé avec le contrôle de la langue et du statut migratoire et les résultats de Clarke & Isphording (2017) montrant un effet causal négatif important et distinctif de la déficience linguistique sur le score de santé physique des immigrés, en sont illustratifs. Aussi, les compétences linguistiques peuvent-elles affecter indirectement la santé des immigrés, en agissant sur des déterminants de la santé tels que l'emploi, le statut professionnel, les revenus...(Clarke & Isphording, 2017).

A ces obstacles, s'ajoutent des différences culturelles et différences de compréhension de la maladie et du traitement (Priebe et al., 2011), le manque de services spécialisés dans les problèmes de santé des immigrés (Nørredam et al., 2012), la complexité des démarches administratives (Guisao et al., 2017; Safon, 2018), le manque de familiarité avec les systèmes de soins (Small et al., 2014) qui sont à même de créer des disparités de santé.

2.3. LA SANTÉ INFANTILE SELON L'ORIGINE MIGRATOIRE

Le bien-être de l'enfant, à l'instar de la santé en général, est mesuré par deux catégories d'indicateurs : d'une part à travers la mortalité et d'autre part à l'aide de la morbidité. Quel que soit l'indicateur employé, le bien-être de l'enfant est déterminé par un certain nombre de facteurs cumulés ou non qui peuvent agir en interdépendance. Il s'agit des facteurs bien connus dans la littérature tels que les caractéristiques de l'enfant, les caractéristiques de la mère, l'environnement familial, les comportements et attitudes des parents notamment de la mère vis-à-vis de la santé, sans oublier le contexte sanitaire, économique et social dans lequel l'enfant est né et a évolué.

La compréhension des inégalités sociales de santé et précisément des inégalités en lien avec l'origine migratoire ne peut se faire sans la compréhension des mécanismes à travers lesquels s'expriment les différentiels des déterminants entre immigrés et natifs. A cet effet, nous allons nous appuyer sur un certain nombre de facteurs pour montrer comment ils peuvent varier selon l'origine migratoire et constituer un avantage ou non en termes de santé ou de mortalité infanto-juvénile.

2.3.1. Caractéristiques de l'enfant

Le sexe est une caractéristique biologique à partir de laquelle les inégalités de santé peuvent s'exprimer. Il est unanimement reconnu que les filles ont une mortalité plus faible que les garçons parce qu'elles sont naturellement plus résistantes aux infections et aux maladies pendant la petite enfance en raison des facteurs génétiques et hormonaux, qui leur confèrent une meilleure capacité de survie (Bergeron-Boucher et al., 2018; Riswick & Hsieh, 2020). Or il existe des groupes d'immigrés qui ont tendance à avoir plus de garçons que la moyenne en raison de leur préférence masculine et la sélection prénatale du sexe qui s'ensuit par l'avortement, pour obtenir le nombre souhaité d'enfants de sexe masculin (Ambrosetti et al., 2015). Cette capacité différentielle à avoir plus d'enfants de sexe masculin peut contribuer ainsi aux inégalités de mortalité infanto-juvénile entre immigrés et natifs. Une autre donnée se rapportant à l'enfant est la gémellité qui se rapporte aux naissances multiples notamment des jumeaux. Si les naissances de jumeaux sont en pleine augmentation dans de nombreux pays d'Europe, l'Asie et l'Afrique abritent actuellement 80 % de tous les accouchements de jumeaux dans le monde (Monden et al., 2021). Or les accouchements de jumeaux sont associés à des complications accrues pour la mère et l'enfant pendant et après la grossesse avec des risques de prématurité et de mortalité infantile et juvénile plus élevés (Monden et al., 2021). Dans ce contexte de forte fréquence de naissances de jumeaux en Afrique et en Asie, les immigrés originaires de ces régions peuvent être plus à risque d'avoir plus de jumeaux que les natifs et donc de voir leurs enfants décéder davantage compte tenu de leur fragilité. Pour conclure sur les caractéristiques de l'enfant, nous allons prendre l'exemple du poids à la naissance que plusieurs travaux ont montré fortement associé à l'origine migratoire (de Jong et al., 2017; Farré, 2016; Štípková, 2016; Sow et al., 2019, 2021). En tant que prédicteur important de la mortalité infantile (Evans & Alberman, 1989; Farré, 2016; Štípková, 2016; Ballon et al., 2019; Kihal-Talantikite et al., 2019), le poids

à la naissance plus précisément les inégalités du poids à la naissance pourraient expliquer les différentiels de mortalité infanto-juvénile entre immigrés et natifs.

2.3.2. Environnement familial

L'environnement familial joue un rôle important dans l'élaboration des premières expériences de vie des enfants (Iceland, 2021). Il englobe les caractéristiques du logement, du ménage et la structure familiale, les comportements de la mère en matière de santé.

2.3.2.1. Caractéristiques du logement

Le confort du logement s'apprécie par sa superficie, le nombre de personne le composant, les installations sanitaires, sa localisation, son environnement immédiat (visuel et sonore) (Bugeja-Bloch & Lambert, 2020). A cela peut s'ajouter le statut d'occupation de l'occupant. Si les voies par lesquelles les caractéristiques du logement peuvent influencer la santé des enfants sont difficiles à démêler, il est évident que vivre dans un logement insalubre et surpeuplé peut augmenter le risque d'infections et d'apparition de certaines maladies. Par exemple, le saturnisme infantile découvert dans les années 1980 à Paris et bien avant en Angleterre et aux Etats-Unis, est une maladie essentiellement liée à la mauvaise qualité de l'habitat qui avait affecté particulièrement certains groupes d'immigrés (Fassin, 2000).

L'occupation du logement peut varier selon l'origine migratoire comme l'ont montré Obućina et Ilmakunnas (2020) en Finlande. En effet, les enfants de famille d'immigrés vivent souvent dans des logements surpeuplés et leurs parents sont rarement propriétaires de ces logements. Les raisons de ces différences dans l'occupation du logement s'expliquent par le fait que les immigrés sont moins familiers au marché local de l'immobilier dès leur arrivée et sont aussi victimes de la discrimination sur le marché de l'immobilier (Obućina & Ilmakunnas, 2020). Ces exemples montrent ainsi comment les inégalités dans l'occupation du logement peuvent contribuer aux inégalités de la santé infantile et donc de la mortalité infanto-juvénile.

2.3.2.2. Revenu ou niveau de vie du ménage

Le revenu est un indicateur qui renvoie directement à l'aspect matériel. Il influe sur la santé par sa capacité à améliorer les conditions de vie, à rendre accessible (en quantité et en qualité) la nourriture, les activités de loisir ou sportives, les médicaments

et les soins. En termes d'accès à un logement, il ne fait aucun doute que le revenu est l'un des déterminants les plus importants des conditions de logement d'une famille en général et de la taille du logement en particulier (Obućina & Ilmakunnas, 2020). Par ailleurs, un meilleur niveau de vie peut être un facteur de protection contre la dépression post-partum maternelle qui est la complication postnatale la plus fréquente dans les pays occidentaux susceptible d'impacter la qualité de vie de la mère, le fonctionnement de la famille et le développement et la santé de l'enfant (Nakamura et al., 2020). Comme le montrent Nakamura et al. (2020), la prévalence de la dépression post-partum maternelle chez les femmes immigrées dans les pays occidentaux est généralement plus élevée que dans la population générale. Mieux, les inégalités de revenus sont fortement associées à la mortalité infantile dans tous les pays, même si le caractère causal de cette association reste à confirmer à court terme (Avendano, 2012).

2.3.2.3. Caractéristiques sociodémographiques de la mère

L'âge de la mère constitue une dimension importante de la santé de l'enfant. Un âge précoce de maternité constitue un risque pour non seulement la mère mais également pour l'enfant pour des raisons physiologiques qui font que l'organisme de la femme n'est pas encore prêt à accueillir un bébé. En conséquence, cela pourrait augmenter le risque d'infections néonatales (Mitha et al., 2013), de faible poids à la naissance (Fishman, 2020) ou de naissances prématurées qui sont tous des facteurs de risques de mortalité infanto-juvénile. Autant les âges précoces de maternité sont un risque, autant le sont les âges tardifs. Par exemple, l'accouchement aux âges élevés constitue un des principaux déterminants des naissances multiples (Monden et al., 2021). Or comme nous l'avons vu précédemment, les naissances multiples constituent un facteur de risque de la mortalité des enfants. Ce qui confirme donc que l'âge de la mère est un prédicteur de la santé de l'enfant et de la mortalité infanto-juvénile (Riswick & Hsieh, 2020). Comme le montrent certains travaux, la relation entre l'âge de la mère à la naissance et le poids à la naissance peut varier selon la race, l'ethnie ou la nationalité de la mère (Fishman, 2020) ainsi que le risque de mortalité pour cause de prématurité, potentiellement élevé chez certains groupes d'immigrés (Delorme et al., 2016). Ainsi, les différentiels de l'âge à la maternité selon l'origine migratoire pourraient expliquer les différentiels de mortalité infanto-juvénile selon l'origine migratoire.

Le statut socio-économique (SSE) des parents, en particulier de la mère, a fait l'objet d'études approfondies en relation avec la santé infantile. Il s'agit notamment de : l'âge de la mère à la naissance de l'enfant, le statut matrimonial, la catégorie socioprofessionnelle et l'éducation.

Les mécanismes par lesquels le statut matrimonial peut influencer la santé des enfants sont nombreux. La littérature offre plusieurs indices sur les mécanismes conduisant à des résultats de santé défavorables chez les femmes non mariées. En effet, plusieurs études ont montré que les mères célibataires tout comme les mères monoparentales sont généralement confrontées à des circonstances socioéconomiques plus défavorables (Fiori, 2020; Algava et al., 2021; Iceland, 2021). Souvent pauvres, elles travaillent moins d'heures que les autres, vivent plus fréquemment dans des logements surpeuplés que les autres familles (Algava et al., 2021; Iceland, 2021). Elles subissent un stress psychologique et donc confrontées à burn-out parental plus important pendant ou après la grossesse parce que souvent confrontées seules à la fois aux défis de subvenir aux besoins d'une famille avec un seul revenu et de gérer seules un ménage, souvent avec des niveaux de soutien modestes (Fiori, 2020). En cumulant tous ces facteurs défavorables, elles sont moins susceptibles de rechercher des soins prénataux en temps opportun que les mères mariées, sachant que tous ces facteurs augmentent le risque d'accouchement prématuré et d'insuffisance pondérale à la naissance (Castro-Martin, 2010). Par contre, les ménages de couples mariés bénéficient davantage du soutien émotionnel (Mariani et al., 2017) et économique favorable au bien-être et à l'équilibre de la famille (Iceland, 2021). Si la monoparentalité n'épargne aucun groupe social, elle est beaucoup plus prégnante chez les mères originaires d'Afrique subsaharienne (Régnier-Loilier & Wierup, 2019) ; ce qui pourrait constituer davantage un facteur d'inégalités de santé ou de mortalité infanto-juvénile.

Le statut d'occupation de la mère peut jouer un rôle important sur la santé de l'enfant. D'une part, les mères qui travaillent peuvent avoir accès à des ressources économiques plus importantes pour répondre aux besoins vitaux de la famille, en offrant à leur progéniture une meilleure alimentation et des soins de santé adéquats. D'autre part, l'emploi maternel peut réduire la quantité et la qualité des interactions entre la mère et l'enfant, augmenter le stress lié au travail ; ce qui peut se répercuter sur la vie de famille en affectant les compétences parentales et compromettant la sérénité de l'environnement familial (Fiori, 2020). Il faut aussi souligner que si toutes

les activités présentent des risques, certains secteurs d'activité sont plus exposés que d'autres (InVS, 2006). Les effets de la profession peuvent s'exercer à long terme et sont susceptibles d'être transmis des parents aux enfants (Jusot et al., 2009).

Le lien entre l'éducation des femmes et la mortalité infantile est l'un des plus constants et des plus puissants établis en matière de santé publique (Shorette & Burroway, 2022). Un niveau d'éducation élevé peut s'accommoder de la prise de conscience de la santé, des comportements à risque et de l'amélioration des connaissances médicales (Hoffmann et al., 2018), des pratiques de promotion de la santé (Jadalla et al., 2015) et l'accès aux ressources économiques et sociales (Green & Hamilton, 2019). Les preuves empiriques montrant le lien positif entre l'éducation et la santé infantile ont été fournies dans les travaux de Smith-Greenaway (2020) montrant que l'éducation des parents est indépendamment associée à un risque plus faible de retard de croissance ou d'insuffisance pondérale de leurs enfants. Compte tenu de nombreux avantages de l'éducation, les inégalités dans l'accès à l'éducation peuvent contribuer aux inégalités de mortalité infanto-juvénile. Cette conclusion a été cependant relativisée par Shorette & Burroway (2022) dans leurs travaux sur l'impact de la scolarisation des filles dans le secondaire sur les taux de mortalité infantile dans 153 pays de 1970 à 2016. Il y ressort que les avantages attendus de l'éducation des femmes sont limités au milieu de la distribution où les taux de mortalité infantile varient de 11 à 55 décès pour 1000 naissances vivantes et qu'aucun effet significatif n'a été établi lorsque la mortalité est comparativement faible ou élevée.

2.3.2.4. Comportements et attitudes de la mère en matière de santé

Les comportements et attitudes de santé de la mère ont fait l'objet de nombreuses recherches en lien avec la santé infantile. Ces recherches se fondent sur les différents comportements et attitudes qu'adopte la mère pendant la grossesse et la période néonatale qui influencent non seulement sa santé mais également celle du fœtus et plus tard de l'enfant. De nombreux exemples existent en la matière et on peut retenir entre autres, la déclaration de grossesse, le suivi médical, la nutrition, le tabagisme, les pratiques sportives et l'allaitement maternel.

En France par exemple, la déclaration de grossesse doit être faite avant 15 semaines d'aménorrhée (lors du premier trimestre) pour une grossesse destinée à être menée à terme, auprès de la caisse primaire d'assurance maladie (Cpam) et de la caisse

d'Allocations familiales (Caf) afin de bénéficier de certaines aides financières et d'une meilleure prise en charge par l'assurance maladie. Les femmes enceintes ont ainsi intérêt à déclarer leur grossesse à temps, notamment sur le plan financier (Scheidegger & Vilain, 2007; Régnier-Loilier & Wierup, 2019). Au-delà de cet aspect financier, une déclaration de grossesse à temps permet un meilleur suivi échographique voire un meilleur respect des recommandations diététiques pendant la grossesse.

L'alimentation de la mère pendant la grossesse étant la principale source prénatale de nutriments susceptible d'influencer la croissance embryonnaire, placentaire et fœtale, un meilleur comportement diététique est censé se traduire par des résultats périnataux favorables (Kadawathagedara et al., 2021). A contrario, un comportement nutritionnel et non nutritionnel malsain pendant la grossesse peut constituer un risque non seulement pour la mère mais aussi pour le bébé à naître. Des études menées sur la surconsommation d'alcool, du tabac et d'autres substances psychoactives (cannabis, opioïdes, cocaïne et d'opiacés, crack, héroïne, marijuana) chez les femmes enceintes, ont montré qu'elles présentaient des risques obstétricaux et/ou néonataux (Lamy et al., 2015; Minnes et al., 2011; Embersin-Kyprianou et al., 2020). Il s'agit des risques de complications de la grossesse, notamment la prématurité, le décollement placentaire, la mort intra-utérine, des troubles de la croissance, des troubles respiratoires, la rupture prématurée des membranes et les accouchements par césarienne (Pinto et al., 2010; Minnes et al., 2011; Quesada et al., 2012; Maeda et al., 2014; Saurel-Cubizolles et al., 2014) le petits poids à la naissance et le surpoids pour les femmes (Eikemo et al., 2014; Ballon et al., 2019), un risque accru de problèmes médicaux tels qu'une mauvaise nutrition, l'anémie, des problèmes liés à l'infection (Pinto et al., 2010), le risque de grossesse extra-utérine et de placenta praevia pour les femmes, deux facteurs qui augmentent les chances de mortalité maternelle (Minnes et al., 2011; Maeda et al., 2014). Aussi, un comportement sédentaire par manque d'activité physique durant la grossesse peut augmenter la probabilité de dépression post-partum (Van der Waerden et al., 2019) qui constitue un risque pour la santé de l'enfant (Nakamura et al., 2020).

En ce qui concerne l'allaitement maternel, il est essentiel dans la santé de l'enfant surtout lorsqu'il est exclusif c'est-à-dire l'allaitement de l'enfant entièrement au sein dès sa naissance jusqu'aux six premiers mois de vie, puis la poursuite au-delà de cette

période, de l'allaitement maternel avec des compléments alimentaires adéquats et sûrs comme le recommande l'Organisation Mondiale de la Santé. Grâce à ses avantages de protection contre les infections et en tant que garant de l'espacement des naissances (Neves et al., 2021), l'allaitement maternel est indiscutablement un déterminant important de la mortalité infanto-juvénile.

Si ces comportements et attitudes sont en mesure d'influencer la santé infantile et donc la mortalité infanto-juvénile, ils sont également influencés par l'origine migratoire. Qu'il s'agisse de la déclaration de grossesse dans le délai (Scheidegger & Vilain, 2007) ou du suivi de la grossesse (Scheidegger & Vilain, 2007; Régnier-Loilier & Wierup, 2019), ce sont des attitudes de santé défavorables aux femmes immigrées. Par contre, les attitudes de consommation de l'alcool ou du tabac (Khlat & Darmon, 2003; Méjean et al., 2007) et l'allaitement maternel (Wagner et al., 2015) sont plutôt en leur faveur. De telles différences dans les comportements et attitudes de santé pourraient contribuer aux inégalités de mortalité des enfants.

2.3.2.5. Santé infantile et origine des parents

De nombreuses études ont montré comment la santé des enfants peut varier en fonction de l'origine migratoire des parents. Bien que ces études soient hétérogènes dans leur définition des migrants, ce qui limite les conclusions que l'on peut en tirer (Gagnon et al., 2009), elles se réfèrent généralement au pays de naissance de la mère. C'est le cas des travaux de Kinge & Kornstad (2013), qui ont documenté une surmortalité infantile chez les enfants de femmes immigrées originaires d'Afrique et d'Asie en Norvège.

D'autres analyses, comme celles de Guendelman et al. (1999), montrent un avantage en matière de santé infantile (par exemple, le poids moyen à la naissance, le faible poids à la naissance, et les naissances prématurées) chez les femmes d'origine mexicaine aux États-Unis, et chez celles d'origine d'Afrique du Nord en France et en Belgique. Une autre étude menée aux États-Unis a également documenté un avantage en termes de mortalité infantile chez les enfants nés de femmes mexicaines (Hummer et al., 2007).

Certaines recherches se sont concentrées sur la nationalité d'origine de la mère, parfois en la combinant avec sa nationalité actuelle pour évaluer l'effet de la naturalisation. Racape et al. (2016) ainsi que Sow et al. (2019) ont ainsi classé les

immigrés en Belgique selon les six nationalités les plus représentées. Ces études ont généralement mis en évidence l'avantage de la naturalisation sur la santé de l'enfant (Guendelman et al., 1999; Minsart et al., 2013; Sow et al., 2019).

Enfin, il existe des analyses plus rares qui tiennent compte de l'origine migratoire du père et de la mère. Par exemple, Wallace et al. (2020) ont mesuré l'origine migratoire des deux parents, bien que de manière moins détaillée. L'origine migratoire du père, ainsi que d'autres caractéristiques paternelles, sont ainsi peu documentées dans la recherche sur la santé de l'enfant. Cette étude vise également à combler cette lacune en prenant en compte non seulement l'origine du père mais en la combinant avec celle de la mère pour analyser les effets de la parentalité mixte.

2.3.2.6. Caractéristiques sociodémographiques du père

Le mécanisme exact par lequel les caractéristiques du père influencent la santé de l'enfant n'est toujours pas clair. Certaines études mettent en évidence des troubles tels que des mutations génétiques et des maladies congénitales sporadiques autosomiques dominantes (syndromes d'Apert, de Lesch-Nyhan, de Crouzon, de Pfeiffer, de Noonan et de Costello, néoplasie endocrinienne multiple et achondroplasie) liés à l'âge paternel (Courtenay & Gordon, 1977; Janeczko et al., 2020). Certaines de ces anomalies congénitales peuvent avoir des conséquences négatives sur la santé de l'enfant (Reichman & Teitler, 2006) et même, dans les cas les plus graves, sur la mortalité infantile (Gourbin & Wunsch, 1999). Alors que ces études se sont concentrées sur les facteurs biologiques, la littérature sur l'effet du père par rapport à celui de la mère est rare. Certaines études ont analysé l'absence d'informations sur le père dans l'acte de naissance comme un indicateur de l'effet du père. Par exemple, en se référant aux résultats négatifs sur la santé des nourrissons liés à l'absence d'informations sur le père dans l'acte de naissance, Ma (2008) avait suggéré que cela pourrait être le cas pour les grossesses non désirées, les enfants non désirés et les enfants particulièrement vulnérables. Ces derniers sont susceptibles de recevoir moins de soins que les autres pendant la grossesse et après la naissance, ce qui constitue un facteur de risque supplémentaire pour leur survie.

2.3.3. Facteurs génétiques

Si les écarts de santé entre immigrants et natifs peuvent être attribués aux facteurs énumérés précédemment et notamment aux caractéristiques socio-économiques, cela

reste insuffisant comme explication. Des facteurs génétiques ont été suggérés comme facteurs explicatifs potentiels du désavantage des migrants en matière de santé (Agyemang, 2019). En effet, certaines populations migrantes peuvent avoir des prédispositions génétiques à certaines maladies (maladies cardiovasculaires, diabète, drépanocytose...), en raison des facteurs héréditaires et à leur exposition à de nouveaux environnements (différents climats, alimentation, niveaux de pollution) qui interagissent avec leurs prédispositions génétiques. Cette interaction peut entraîner un risque accru de certaines maladies par rapport aux populations locales. Les inégalités de morbidité et de mortalité seraient donc le résultat des différences de susceptibilité génétique seules ou en interaction avec l'environnement ou les comportements de santé (Nørredam, 2015; Vanthomme & Vandenheede, 2019). A partir des résultats montrant la variation du poids à la naissance d'un pays à un autre dans une analyse comparative de la distribution du poids à la naissance entre plusieurs pays, Evans & Alberman (1989) parvinrent à la conclusion selon laquelle des facteurs génétiques seraient à l'œuvre des différences observées. Le cas de la drépanocytose illustre bien la façon dont les facteurs génétiques peuvent être des facteurs explicatifs potentiels du désavantage des immigrés en matière de santé infantile. Il s'agit de l'une des maladies génétiques les plus répandues dans le monde, touchant principalement les immigrés d'origine africaine, méditerranéenne, arabe et indienne et dont les complications peuvent être plus graves pendant l'enfance et entraîner une mort subite (Inusa et al., 2021).

Opérationnaliser les facteurs génétiques est un exercice complexe nécessitant une solide compréhension à la fois des statistiques et de la génétique. En la matière, le score de risque polygénique qui combine l'effet de plusieurs variations génétiques pour évaluer le risque génétique d'une personne pour une maladie particulière, est l'une des variables les plus utilisées (Lewis & Vassos, 2020).

2.3.4. Santé infantile et contexte des pays d'accueil et d'origine

Le rôle du contexte du pays d'immigration dans la santé des immigrés a émergé dans la littérature avec les divergences de résultat entre pays d'immigration. Plusieurs indicateurs du contexte du pays d'immigration ont été mis en lien avec la santé ou la mortalité des enfants. Nous allons prendre l'exemple des politiques publiques qu'elles soient migratoires ou sociales.

Les politiques migratoires sont des déterminants sociaux clés de la santé comme l'ont attesté plusieurs études. En analysant les effets de la loi fédérale de 1996 concernant l'éligibilité des immigrants aux financements des soins prénatals et de l'accouchement et à d'autres prestations publiques (Personal Responsibility and Work Opportunity Reconciliation Act) aux Etats-Unis, des différences de résultats de santé infantile selon l'origine migratoire ont été rapportées. Suite à la promulgation de cette loi, les résultats ont montré clairement que la réforme de l'aide sociale était associée à une augmentation des taux de mortalité infantile chez les immigrées mexicaines peu instruites résidant dans des États n'offrant que peu (ou pas) de soutien aux nouveaux immigrants (Cho, 2011). L'impact de cette loi ne s'était pas ressenti sur le poids à la naissance et d'autres indicateurs de santé des enfants d'immigrées en Californie (Korenbroet et al., 2000) et plus précisément des Latino-Américaines dans trois États que sont la Californie, le New York et le Texas entre 1995 et 1998 (Joyce et al., 2001). En outre, une étude examinant la relation entre l'augmentation du taux d'"immigrés réguliers" et la santé des enfants nés d'immigrées suite à l'entrée en vigueur en 2005 de la loi régularisant les travailleurs immigrants illégaux en Italie, a montré que la politique de régularisation a réduit la probabilité pour les enfants d'immigrées, d'avoir un faible poids à la naissance (Salmasi & Pieroni, 2015). En s'appuyant sur les indicateurs relatifs aux prestations et services familiaux et le PIB par habitant dans les 27 pays de l'Union Européenne, y compris la Norvège et l'Islande, Bradshaw & Richardson (2009) mettent en évidence des associations positives entre le bien-être des enfants et ces indicateurs. Dans une autre analyse multi pays sur les pays membres et non membres de l'Organisation de Coopération et de Développement Economique (OCDE), il ressort qu'une augmentation de 10 semaines équivalentes à temps plein de congé maternel payé a été associée à un taux de mortalité néonatale et infantile inférieur de 10 % et à un taux de mortalité inférieur de 9 % chez les enfants de moins de 5 ans (Heymann et al., 2011) . D'après cette même étude, le congé maternel rémunéré est associé à une baisse significative de la mortalité néonatale, infantile et juvénile.

En ce qui concerne le contexte du pays d'origine, peu de travaux l'ont abordé dans la littérature. Un exemple nous est fourni par Kinge & Kornstad (2013) dont les travaux ont porté sur les différentiels de mortalité infantile selon l'origine migratoire en Norvège. Ayant utilisé les taux de mortalité prévalant dans le pays d'origine de la mère comme

proxy des caractéristiques socio-sanitaires du pays d'origine, ils ont montré que les immigrées qui viennent des pays où le taux de mortalité infantile est élevé ont un taux de mortalité infantile plus élevé en Norvège. Selon eux, les caractéristiques du pays d'origine sont susceptibles d'influer sur les facteurs associés à la mortalité infantile dans le pays d'accueil pour des raisons de différences de facteurs culturels et environnementaux dans le pays d'origine et de perceptions générales des services de santé et de la méconnaissance générale du système de santé du pays d'accueil.

2.4. HYPOTHÈSES

Les hypothèses sont organisées en deux grandes catégories. Elles se rapportent d'une part aux niveaux et tendances des différences de mortalité infanto-juvénile entre immigrées et natives en France et en Belgique et d'autre part aux facteurs explicatifs des différences de mortalité infanto-juvénile selon les origines migratoires.

- ✓ *Niveaux et tendances des différences de mortalité infanto-juvénile entre immigrés et natifs en France et en Belgique*

Cette première partie porte sur le niveau et les tendances des différentiels de mortalité des enfants entre natifs et immigrés. Ainsi, existe-il des différences en termes de mortalité infantile selon que l'on soit né de mère immigrée ou native ? A cette question, est associée l'hypothèse suivante :

L'origine migratoire structure les inégalités de mortalité infanto-juvénile. Ces inégalités présentent une hiérarchie en relation avec le niveau de développement des régions d'origine des immigrés.

A la question de savoir comment les différentiels de mortalité infanto-juvénile selon l'origine migratoire ont évolué entre les années 1990 et 2000, nous considérons que ***les disparités de mortalité infanto-juvénile ont en moyenne, augmenté au fil du temps aussi bien en Belgique qu'en France.*** En effet, les écarts de mortalité se sont globalement accentués en dépit des progrès dans tous les groupes sociaux en Belgique (Eggerickx et al., 2018). Dans le cas français, la mortalité infantile a connu une hausse depuis 2012 (Claris, 2022; Trinh et al., 2022) malgré l'effondrement des écarts de mortalité infantile entre catégories sociales dû en partie à une forte baisse de la mortalité post-néonatale dans les catégories sociales les plus défavorisées (Barbieri & Toulemon, 2005) et la baisse consécutive importante des décès pendant

la petite enfance (Niel, 2011). Cette situation d'inégalité de mortalité à laquelle s'ajoute l'accumulation de facteurs socio-économiques désavantageux au sein des familles immigrées au fil du temps peut expliquer l'accroissement des différentiels de mortalité infanto-juvénile selon la théorie des désavantages cumulatifs.

✓ *Facteurs explicatifs des disparités de mortalité infanto-juvénile selon l'origine migratoire*

Nous nous interrogeons ensuite sur la contribution de la discrimination aux inégalités de mortalité infanto-juvénile. En guise d'hypothèse, ***la discrimination contribue à accroître les disparités de mortalité infanto-juvénile entre les enfants issus de parents immigrés et ceux issus de parents natifs***. Elle est susceptible de limiter l'accès des familles immigrées aux services de santé, via les barrières linguistiques, le traitement différentiel de la part des professionnels de la santé et la prise en charge inadéquate ou de moindre qualité des besoins de santé de leurs enfants et d'exacerber les inégalités socio-économiques, telles que l'emploi et le logement, qui sont déjà des déterminants importants de la santé des enfants.

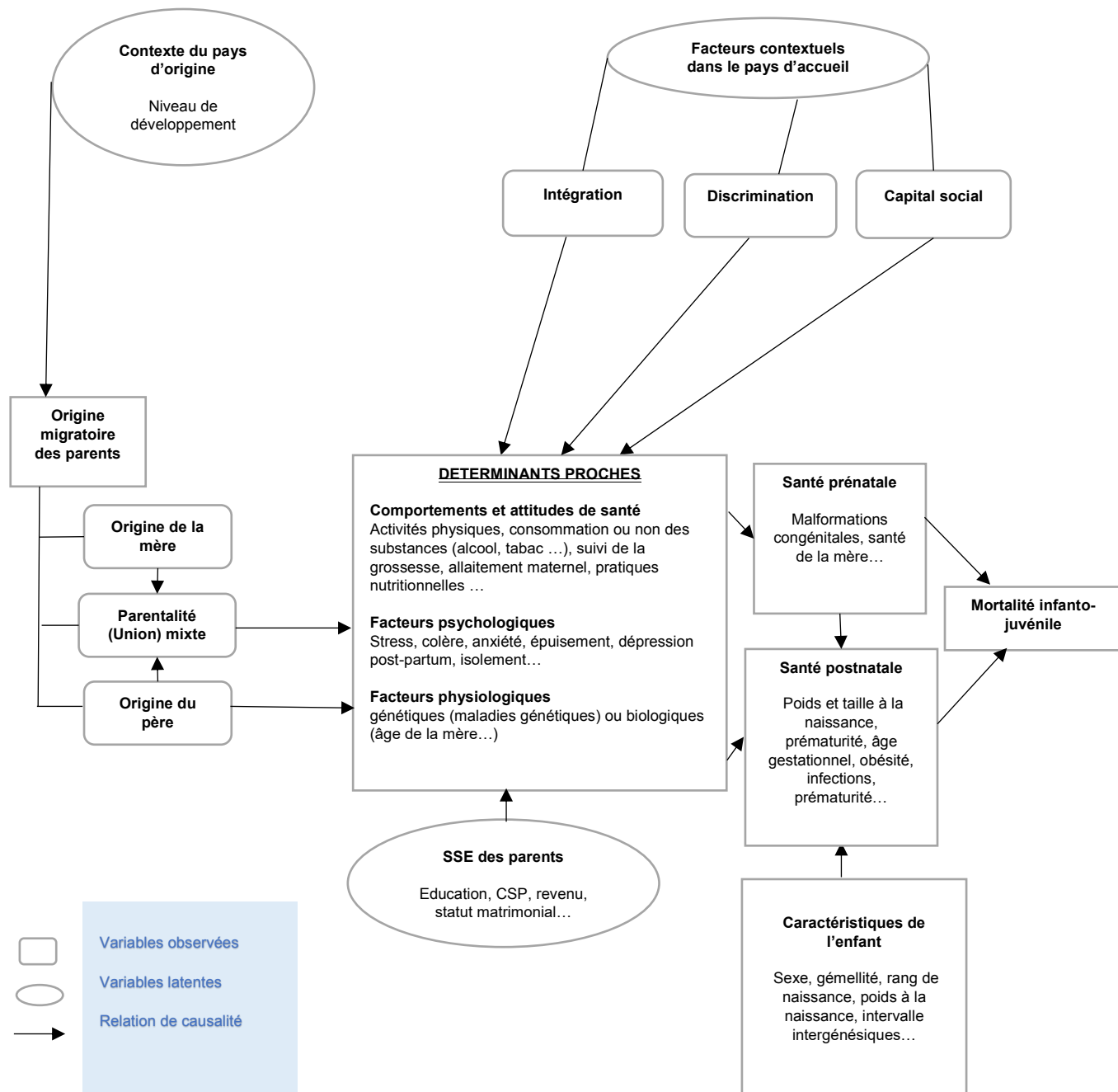
Comment le capital social influence-t-il la mortalité infanto-juvénile ? En réponse à cette question, deux hypothèses seront explorées. D'une part, ***une forte concentration communautaire dans une commune est associée à un faible risque de mortalité infanto-juvénile et est plus favorable aux immigrés***. En effet, le fait de résider dans un espace à forte communauté d'immigrés ou à sa proximité peut favoriser la transmission d'informations sur le dispositif de recours aux soins périnataux (de la déclaration de la grossesse, le suivi gynécologique jusqu'à l'accouchement) et le soutien psychologique pour les immigrées. Pour que ces dernières puissent profiter pleinement des avantages de la présence de leur communauté, elles doivent résider dans une zone où vivent d'autres immigrées qui sont proches ou appartiennent à leur communauté et qui ont déjà connu la maternité ou qui connaissent des gens l'ayant expérimentée car comme le soulignent Berkman & Glass (2000), une forte communauté d'immigrés permet de renforcer le support social des migrants et d'améliorer leur intégration. D'autre part, nous nous interrogeons sur l'effet de la présence du partenaire sur la mortalité infanto-juvénile au moment de la naissance de l'enfant. Ainsi, nous supposons que ***la présence du partenaire a un effet protecteur sur le risque de décès infanto-juvénile indépendamment de l'origine migratoire***.

La dernière hypothèse porte sur l'effet de l'intégration sur la mortalité infanto-juvénile. Se basant sur de nombreux atouts de l'intégration dont l'amélioration du statut socioéconomique susceptible de favoriser l'accès plus large à un ensemble de ressources, des prestations sociales et le recours aux soins, cette hypothèse soutient que ***l'intégration est associée à de meilleurs résultats de santé et est donc à cet effet associée à une faible mortalité infanto-juvénile.***

2.5. CADRE CONCEPTUEL

Nous proposons dans cette partie, un cadre explicatif des différents mécanismes à travers lesquels s'expriment les inégalités de mortalité infanto-juvénile, en nous inspirant de la revue de littérature et des hypothèses à tester. Il s'agit d'un cadre dans lequel les facteurs contextuels dans le pays d'accueil (discrimination, capital social, intégration), les caractéristiques des parents et celles de l'enfant agissent indirectement au travers des déterminants proches. Les déterminants proches se réfèrent aux variables comportementales (comportements, attitudes et risque de santé), aux facteurs psychologiques et physiologiques (programmation biologique ou génétique). Ils impactent la santé prénatale, postnatale et peuvent donc contribuer aux inégalités de mortalité infanto-juvénile. Ce cadre met également en évidence comment l'effet de l'origine migratoire des parents peut être en lien avec le contexte de leur pays d'origine et influencer sur la mortalité infanto-juvénile via l'origine de la mère ou celle du père ou leur combinaison (parentalité ou union mixte).

Fig 2.1:Schéma conceptuel d'analyse de la moralité infanto-juvénile



Source : adapté de Kim & Saada (2013)

2.6. SYNTHÈSE

Somme toute, il ressort que les résultats sur la santé des immigrés sont peu concluants en raison des divergences notées dans les études. Ces divergences sont entre autres dues à la diversité des indicateurs de santé utilisés, au pays d'immigration, à la composition d'immigrés de ces pays et bien sûr aux potentiels artefacts de données. Nonobstant ces divergences, l'ensemble des études s'accorde sur le moindre recours

aux soins des immigrés, révélant des difficultés d'accès aux soins et à la prévention (Berchet & Jusot, 2012).

Les différents ensembles d'explication de la mortalité des immigrés se répartissent en deux catégories très distinctes : celles qui soutiennent l'avantage de morbidité et de mortalité des immigrés et celles qui font référence à leur désavantage en termes de morbidité ou leur surmortalité. La première catégorie non seulement avance les hypothèses de sélection à l'entrée à la sortie mais aussi s'appuie sur les théories des normes sociales, du capital social et les facteurs psychologiques. Quant à la deuxième, elle se réfère aux théories sur l'acculturation, aux approches matérielles et parcours de vie, à la relation soignants-soignés, au contexte du pays d'origine. A ces différentes théories, s'ajoute le contexte du pays d'accueil qui est à cheval entre les deux catégories.

Ainsi, la santé des immigrés est le résultat d'une interaction complexe de plusieurs de ces facteurs.

Partie II : Cadre méthodologique

CHAPITRE 3- METHODOLOGIE

L'objectif principal de ce chapitre est de présenter les procédures utilisées pour la conception de nos bases de données ainsi que les méthodes statistiques utilisées pour l'analyse des données. D'une part, l'ensemble des données est présenté en détail à travers leurs avantages et leurs limites, leur niveau de comparabilité, les différentes étapes de constitution des différents fichiers ainsi que la définition de notre principale variable indépendante qu'est l'origine migratoire. D'autre part, les trois méthodes statistiques suivantes ont été présentées : la technique de décomposition Oaxaca-Blinder (O-B), la méthode du score de propension et l'analyse des biographies comme technique longitudinale.

3.1. DESCRIPTION DES DONNÉES

3.1.1. Données EDP

3.1.1.1. Présentation générale et atouts

L'Échantillon démographique permanent (EDP) est un panel sociodémographique de type administratif mis en place par l'Institut national (français) de la statistique et des études économiques (Insee). Son principal objectif est la reconstitution des biographies individuelles et leurs interactions afin d'analyser les dynamiques de fécondité, de mortalité et de mobilité sociale, professionnelle ou géographique (Couet, 2006; Solignac, 2018; DREES, 2020).

Constitué à partir d'un tirage aléatoire du recensement et complétée par les informations de différentes sources administratives et enquêtes, l'EDP n'est pas une cohorte de personnes initialement identifiées mais le fruit de la juxtaposition ou du rapprochement de différentes informations pour des personnes nées certains jours de l'année (Jugnot, 2014). Les individus EDP sont jusqu'au début des années 2000, des individus essentiellement nés du 1er au 4 octobre, puis par la suite il s'est agi des naissances sur 16 jours par an correspondant aux quatre premiers jours de chaque trimestre, à l'exception du mois de janvier. Plus précisément, les individus EDP sont les individus nés du 2 au 5 janvier, du 1er au 4 avril, du 1er au 4 juillet ou du 1er au 4 octobre.

L'EDP est un échantillon dynamique de par son mode de collecte qui permet de mettre à jour et d'accumuler les informations au fil du temps par l'entremise des entrées et sorties. Les nouveaux membres peuvent faire leur entrée soit par naissance un des jours EDP, soit par immigration en France. Dès lors qu'un individu né en France un des jours EDP apparaît dans l'un des fichiers sources, il est automatiquement intégré dans l'EDP. Il en est de même d'un immigré né un jour EDP. Les sorties de l'échantillon surviennent par décès ou émigration ; ce qui met fin au suivi des individus qui y sont sortis. Cependant, ces individus restent « immortels » dans l'EDP où sont conservés les différents événements qui ont forgé leurs parcours sur le territoire français (Couet, 2006).

Grâce à sa méthode de construction (inclusion continue d'individus dans l'échantillon) et de suivi, l'EDP est représentatif de l'ensemble de la population française y compris

des départements d'outre-mer depuis 2003 (InVS, 2006; CNIS, 2021). Il est également représentatif de l'ensemble des générations, offrant la possibilité de faire des analyses à grande échelle sur des individus appartenant à des générations diverses remontant jusqu'en 1870; ce qui facilite ainsi les comparaisons intergénérationnelles (Couet, 2006). D'un taux de représentativité évalué à 1,1 % de la population française entre 1967 et 2003, il est passé à 4% récemment (Wallace et al., 2020). Le quadruplement de la taille de l'échantillon, à partir de 2004 pour l'état civil et à partir de 2008 pour le recensement pour compenser le passage à un recensement par sondage, a nettement amélioré une telle représentativité. En 2017, la base études de l'EDP contient 3,7 millions d'individus résidant, travaillant, ou connaissant un événement d'état civil sur le territoire national (DREES, 2020).

Considéré comme un important vivier d'informations dans le système d'information statistique français (CNIS, 2021), l'EDP est principalement alimenté par deux sources que sont le recensement et les bulletins d'état civil au moyen d'un numéro d'identification au répertoire (NIR) attribué à toutes les personnes nées sur le territoire français.

Les données provenant du recensement concernent cinq éditions successives du recensement général de la population (1968, 1975, 1982, 1990 et 1999) puis, depuis 2004, les données du recensement rénové ou enquêtes annuelles de recensement (EAR) de la population.

Les informations issues des bulletins d'état civil (naissance, adoption, mariage et décès) remontent également à 1968. Contrairement au recensement qui renseigne des informations sur la population résidant habituellement en France, l'état civil recueille des informations sur les événements qui se sont déroulés sur le territoire français, indépendamment du lieu de résidence. En effet, toutes les naissances ou tous les décès enregistrés dans une commune sont consignés dans les bulletins (de naissance ou décès) puis transmis par cette dernière à l'Insee. On parle de naissances enregistrées si elles sont fournies par l'état civil et de naissances domiciliées en France lorsqu'elles proviennent du recensement (Insee, 2020). Dans le premier cas, les parents des nouveau-nés peuvent ne pas habiter sur le territoire alors que pour le second, il s'agit des naissances intervenues en France dont la mère réside en France d'après la déclaration de naissance. Ces bulletins contiennent diverses informations

variant selon le type d'évènement enregistré. Par exemple, les bulletins de naissance renseignent sur l'année, la commune, le type, le lieu de naissance de la personne (hôpital, domicile) ainsi que la profession, la nationalité, l'âge, les lieux de naissance et de résidence et la situation matrimoniale de chacun de ses parents. Quant aux bulletins de décès, ils informent sur la commune et la date du décès, le lieu de résidence, la situation matrimoniale et la profession à la date du décès.

En plus des deux sources de données évoquées précédemment, s'ajoutent trois autres types de fichiers qui nourrissent l'EDP comme l'indique la figure 3.1. Il s'agit du fichier électoral décrivant les inscriptions électorales actuelles et passées depuis 1990 des personnes « EDP », du panel d'actifs « tous salariés » lequel renseigne depuis 1967, des informations (salaires, durée de paie, catégorie socioprofessionnelle, secteur d'activité) et les données socio-fiscales issues des bases Fideli (Fichier démographique des logements et des individus) et FiLoSoFi (Fichier localisé social et fiscal) depuis 2011. L'EDP est donc le produit de l'appariement de données successivement collectées à partir de cinq sources et réparties sur plusieurs tables.

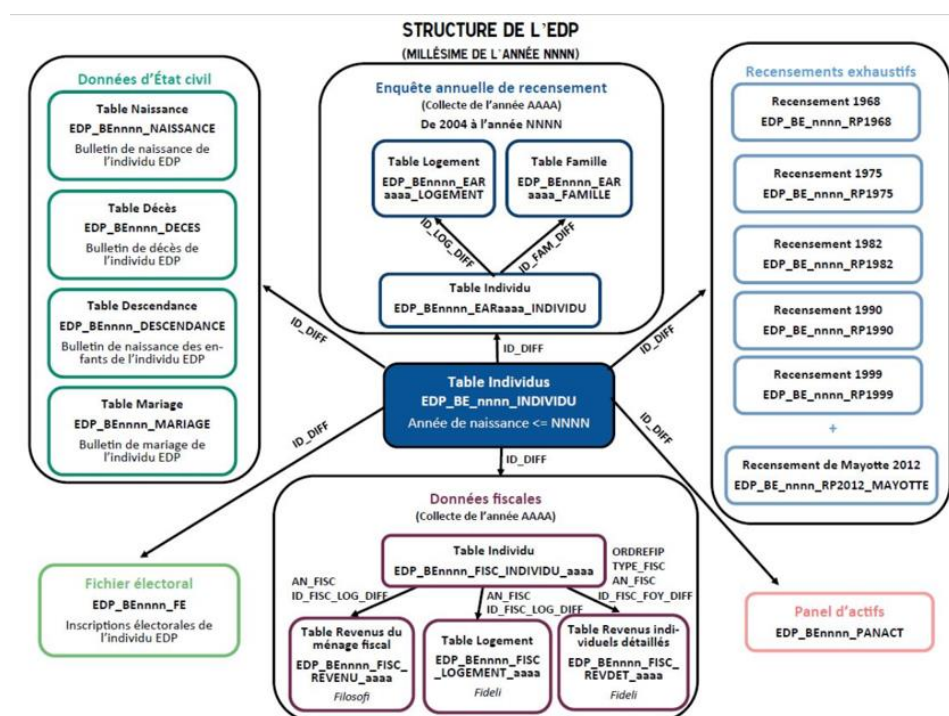
La base étude est éclatée en différents fichiers thématiques :

- une table Individu « noyau », avec les principales caractéristiques de l'individu et des indicatrices pour renvoyer vers les autres tables avec la variable clé ID_DIFF ;
- une table par type d'évènements d'état civil, soit quatre tables au total : naissance d'une personne EDP (table Naissance), descendance d'une personne « EDP » (table Descendance), mariage d'une personne EDP (table Mariage), décès d'une personne EDP (table Décès);
- une table FE sur l'historique de la situation d'inscription électorale ;
- une table RP par recensement général de population (1968, 1975, 1982, 1990 et 1999), soit cinq tables au total, trois tables (Individu, Famille et Logement) par enquête annuelle de recensement (EAR) à partir de l'année 2004 : une table de niveau « Logement » avec la variable clé ID_LOG_DIFF, une table de niveau « Famille » avec comme variable clé ID_FAM_DIFF et une table de niveau « Individu » (la table « Individu » décrit tous les individus des logements comportant au moins une personne « EDP », la table « Famille » décrit les familles des personnes vivant dans un logement « EDP » comportant au moins

une personne « EDP »). S'y ajoute une table pour le recensement de la population de Mayotte en 2012.

- une table PANACT sur l'historique de l'activité salariale des individus ;
- une table FISC_INDIVIDU par année fiscale (à partir de l'année 2011 jusqu'à l'année millésime de la base étude) qui compile les informations sociales et fiscales des individus EDP et des autres individus de son logement. Cette table contient plusieurs clés ID_FISC_FOY_DIFF, ORDREFIP, TYPE_FISC, ID_FISC_LOG_DIFF, AN_FISC permettant de relier les autres tables liées aux données fiscales (FISC_LOGEMENT, FISC_REVENU et FISC_REVDET) ;
- une table FISC_LOGEMENT par année fiscale (à partir de l'année 2011 jusqu'à l'année millésime de la base étude) qui compile les informations sur les logements à partir des données fiscales ;
- une table FISC_REVENU par année fiscale (à partir de l'année 2011 jusqu'à l'année millésime de la base étude) qui compile les informations sur les revenus des ménages constitués d'au moins un individu EDP ;
- une table FISC_REVDET par année fiscale (à partir de l'année 2011 jusqu'à l'année millésime de la base étude) qui compile les informations sur les revenus individuels.

Fig 3.1 : Structure des tables de l'EDP



Source : DREES (2020)

Si la taille et la couverture de l'EDP constituent l'une de ses forces car permettant de faire des analyses fines sur des populations spécifiques couvrant un champ géographique large que dans une enquête classique (Couet, 2006; Le Roux et al., 2021), son atout clé réside dans son adossement aux recensements (Solignac, 2018) ainsi qu'à l'état civil dont les statistiques sont considérées comme une référence (Insee, 2020). Par ailleurs, l'EDP sert à faire des études méthodologiques pour apprécier la qualité des sources statistiques, évaluer les doubles comptes, vérifier la cohérence des réponses, estimer des omissions aux recensements particulièrement parmi les populations difficiles à atteindre comme les personnes très âgées et les jeunes adultes (Couet, 2006). Ses capacités à fournir des statistiques régulières et à servir de base préliminaire pour le tirage d'autres échantillons comme l'échantillon sur la participation électorale issu de son rapprochement au fichier électoral et l'EDP-Santé obtenu à partir du croisement des données socio-économiques de l'EDP et celles médico-administratives, montrent l'étendue de ses potentialités. En effet, l'EDP-Santé constitue un enrichissement de l'EDP par les données du système national des données de santé (SNDS, données issues de la Caisse nationale d'assurance maladie, CNAM), piloté par la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES). Son objectif est de disposer des données sur la santé et le recours aux soins et de servir d'outil pour l'évaluation de la stratégie nationale de santé 2018-2022. Il permettra de réaliser certains travaux comme le rôle des pairs dans les comportements de santé ou sur les déterminants du parcours de soins des uns sur la santé des autres, les études en périnatalité que l'EDP ne permet pas de faire (DREES, 2020).

Est également à l'actif de l'EDP, un bon rapport qualité-coût en raison du mode de collecte des données qui exclut les problèmes de mémoire inhérents aux enquêtes rétrospectives et qui implique moins d'erreurs ou d'omission dans la déclaration des dates de naissance.

Les données de l'EDP sont disponibles en vertu du Règlement européen sur la protection des données. Elles sont accessibles depuis le Centre d'Accès Sécurisé aux Données (CASD) via un terminal sécurisé appelé SD-Box, au moyen d'une carte d'accès personnelle et après authentification biométrique. La SD-Box, équipement électronique composé d'un boîtier et d'un lecteur biométrique (dispositif équipé d'un

capteur d'empreinte digitale et d'un lecteur de carte d'accès mis à disposition de l'Hébergeur par le CASD) n'héberge pas les données mais sert uniquement de terminal pour accéder à un serveur sécurisé. Toutes les connexions se font sur un serveur virtuel dédié par projet. Ainsi, l'abonnement au CASD permet à l'utilisateur d'accéder aux serveurs du CASD et donc à un environnement de travail sécurisé à distance incluant notamment un espace de stockage pouvant contenir des données et les fichiers de travail de l'utilisateur et un ensemble de logiciels grâce à la SD-Box mise à la disposition en location auprès d'un Hébergeur par le CASD. Les frais d'abonnement sont pris en charge par Louvain4Migration suite à un appel à propositions. En effet, Louvain4Migration est un consortium de chercheurs et chercheuses de l'UCLouvain de différentes disciplines travaillant sur les questions migratoires. Leur financement a permis de prendre en charge les coûts liés à la location d'un point d'accès SD-Box ainsi qu'aux services de mise à disposition de l'accès aux données pendant presque dix mois. La suite du financement a été prise en charge par l'Ined (Institut national des études démographiques) via le *projet FAMIEDP* (*Situations familiales, transitions et mobilités à partir de l'Échantillon démographique permanent*).

3.1.1.2. Limites de l'EDP

Si les données EDP présentent de nombreux avantages comme nous l'avons évoqué précédemment et réputées pour leur bonne qualité, de nombreux défis entourent leur mobilisation ainsi que leur exploitation.

L'une des principales limites de l'EDP réside dans les trous d'observation qu'elle connaît. Ces trous sont le résultat d'un certain nombre de facteurs dont l'arbitrage sur les moyens disponibles en vue d'intégrer les informations dans l'EDP ayant entraîné par exemple l'interruption de l'intégration des bulletins de décès de 1973 à 1989 et de tous les bulletins d'état civil des personnes nées les 2 et 3 octobre de 1982 à 1997. Même après quelques corrections, il n'y a qu'environ la moitié des décès qui ont été repérés avec des informations se limitant essentiellement à la date et à la commune de déclaration du décès. Il est donc fortement recommandé de limiter les analyses sur la fécondité ou la nuptialité aux personnes nées le 1er ou le 4 octobre si les générations étudiées concentrent respectivement beaucoup de naissances ou de mariages sur la période 1982-1997 en raison de trous de collecte pour les événements d'état civil sur cette période.

L'EDP étant obtenu à partir de plusieurs sources, sa qualité dépend fortement de ces dernières. C'est ainsi que les données du recensement de 1982 réalisé sur un sondage au quart sont uniquement disponibles pour un quart des individus «EDP» recensés en 1982 (Jugnot, 2014). Les conséquences de la mise en place des enquêtes annuelles de recensement (EAR) consacrant la fin de l'exhaustivité de la collecte du recensement, sont encore plus perceptibles. En effet, les EAR consistent à enquêter exhaustivement un cinquième des petites communes (moins de 10 000 habitants) et une petite portion des grandes communes (8%) pendant une vague annuelle ; soit l'exhaustivité de toutes les petites communes et 40% des grandes communes sur cinq ans. Une première conséquence de ce recensement rénové est que les dates d'observation des personnes « EDP » deviennent variables aussi bien sur les années d'observation que sur le nombre de bulletins individuels disponibles depuis 2004. Depuis cette date, il n'est donc plus possible « de connaître simultanément les caractéristiques de l'ensemble des personnes « EDP » résidant en France à la date du recensement (Jugnot, 2014). Cela soulève plusieurs interrogations : les individus invisibles dans les EAR sont-ils en vie, résident-ils hors du champ enquêté en France ou à l'étranger ou s'agit-il des problèmes d'identification ? Ces questions soulignent les problèmes d'identification des sorties du territoire, de l'attrition ou des déformations de l'échantillon observé, de la sous-représentativité de certaines catégories de population, mobiles, étrangères ou Dominiennes (Par exemple, pour les générations d'avant 1994, l'état civil ne renseigne que pour la France métropolitaine) ou des biais dans les analyses portant sur une plus petite portion de territoire (Le Roux et al., 2021). Par ailleurs, les EAR font l'objet de déficit de nouveau-nés ou des enfants en bas âge (Insee, 2020) particulièrement élevé dans les départements d'Outre-Mer et chez les enfants de parents immigrés (Le Penven, 2020). Par exemple, une comparaison effectuée entre les données de l'état civil et celles de EAR pour la France entière (y compris la Guadeloupe, la Martinique, la Guyane, La Réunion et Mayotte) indique 706.382 enfants de moins d'un an au niveau des EAR et 753 000 naissances enregistrées au niveau de l'état civil en 2019 ; soit une différence de 46 618 enfants (6,2 %) (Le Penven, 2020). Cependant, un tel sous-dénombrement au recensement n'est pas un cas isolé, il a été documenté dans d'autres recensements, notamment en Grande-Bretagne et aux Etats-Unis (Insee, 2020). Il n'affecte pas les analyses différentielles et l'étude des évolutions dans le temps (Jugnot, 2014). Aussi, bien qu'il existe des méthodes complexes de pondération pour faire face à la gestion de ces

données EAR et leur assurer une représentativité, leur mise en œuvre peut s'avérer relativement coûteuse en efforts et en temps (Le Roux et al., 2021). Au final, cette nouvelle configuration du recensement permet à l'EDP de ne reconstituer que des biographies partielles notamment en termes résidentielles et professionnelles (InVS, 2006), la reconstitution des trajectoires complètes étant limitée aux individus nés en octobre (Le Roux et al., 2021).

D'autres biais non moins importants constituent des écueils de l'exploitation des données EDP. L'échec d'appariement, la sur-représentativité de certains individus (plus fréquemment pour les immigrés) nés le premier jour du mois traduisant l'attraction qu'il exerce chez les individus qui ignorent leur date de naissance, l'évolution des nomenclatures des secteurs d'activité (Couet, 2006 ;Jugnot, 2014), l'absence d'informations sur la classe sociale des parents pour les personnes nées avant 1967 (Le Roux et al., 2021), ont été documentés.

En définitive, les données EDP bien que riches et de bonne qualité demeurent imparfaites.

3.1.2. Description du registre belge de population

3.1.2.1. Présentation générale et atouts

Un registre de population rend compte à tout moment, de la population résidente (citoyens, étrangers) d'un pays tout en gardant en mémoire les faits d'état civil ayant connu chaque résident.

Si la plupart des pays européens ont des systèmes de registres nationaux centralisés, seuls les pays nordiques précurseurs mondiaux du système d'enregistrement complet de la population, la Belgique et les Pays-Bas en font un usage statistique de premier plan. Les registres nationaux mis à jour en permanence et contrôlés par les bureaux nationaux de statistique de ces pays y ont pris une place importante dans la vie statistique à telle enseigne qu'ils ont tendance à compléter les recensements nationaux et même à les remplacer et parfois à servir de base de sondage pour différentes enquêtes (Poulain & Herm, 2013).

Tenu de façon décentralisée dans chaque entité administrative de base de l'ensemble du pays et centralisé au niveau fédéral, le registre national de la population belge est

pleinement opérationnel depuis 1988. Ce fichier centralisé contient les données d'identification des citoyens belges résidant en Belgique ou à l'étranger et de toute autre personne résidant légalement en Belgique indépendamment de sa nationalité, ainsi que des informations sur les personnes ayant demandé le statut de réfugié. Il s'agit des données sur les événements démographiques majeurs et leur datation grâce à la précision de l'enregistrement d'état civil leur servant de base (Poulain et al., 1991).

Le principe de base du dispositif des registres nationaux est l'enregistrement, une condition sine qua non pour obtenir un numéro d'identification personnel nécessaire pour établir tous les contacts formels avec l'administration et pour tout ce qui relève de la vie quotidienne. Fondamentalement, l'enregistrement confirme le statut particulier d'une personne et les droits associés pour accéder aux privilèges ou aux services (emploi, logement et banque...). Cela est autant valable pour les citoyens que pour les étrangers qui sont incités à se faire enregistrer et à déclarer tout changement de situation ou toute survenance d'évènement les concernant. Par exemple, certaines prestations comme les fonds de pension, allocations familiales, de chômage, l'accès aux services de santé sont liées à l'inscription au registre national. L'enregistrement se fait sur la base de deux modes : sur la base de documents probants et par mode déclaratif. Le premier concerne les événements d'état civil et le changement d'adresse qui doivent être prouvés avec des documents à l'appui. Quant au mode déclaratif, il mise sur la confiance des individus dans leur déclaration notamment sur les changements relatifs au lieu de résidence habituelle et à la composition du ménage, sans toutefois exclure les contrôles voire les pénalités ou les sanctions pour les cas de fraude (fausse déclaration, usurpation d'identité, faux et usage de faux...). Ces différents contrôles-qualité réguliers font du registre national, une source de données fiable et de qualité.

Le numéro d'identification personnel obtenu après l'enregistrement permet de générer un code d'identification unique pour l'élimination des doubles comptes. En outre, Il facilite le lien entre différents registres administratifs, relie plusieurs ensembles de données. Les données individuelles du recensement belge avec le registre national et les certificats de naissance et de décès peuvent être appariées. De même, il est possible de lier les données du registre de la population totale qui sert de registre de base pour la production de statistiques sur la taille et la composition de la population et celles de Banque Carrefour de la Sécurité Sociale (BCSS) qui fournissent les

données socio-économiques provenant des administrations de sécurité sociale en Belgique. Cette capacité à mobiliser plusieurs ensembles de données et à les apparier offre une opportunité unique permettant de suivre les événements démographiques successifs à une échelle très vaste et détaillée d'un même individu et de combiner différents événements démographiques sur un niveau individuel. Il s'agit là d'un terreau fertile aux analyses longitudinales sur de nombreuses thématiques; ce qui « décuple » les potentialités en matière d'analyse biographique pour le démographe selon Poulain & Herm (2013).

Le mode d'enregistrement continu est un atout majeur du registre national à l'instar de toutes les données administratives. Grâce à l'enregistrement continu des changements de résidence, le registre national est une référence pour analyser les migrations interne et internationale. Ce système continue garantit la fréquence, le détail et la mise à jour des données car des statistiques peuvent être compilées à chaque étape du processus administratif. Les processus administratifs étant continus, leur capacité de production de données l'est également (IUSSP, 2018).

Les données du registre belge de population sont également disponibles en vertu du Règlement européen sur la protection des données. Leur accès est garanti par Statistics Belgium (Stabel) au Centre de Recherche en Démographie (DEMO) jusqu'en 2025 où elles sont couramment exploitées dans le cadre de différents projets. Leur utilisation et leur stockage de façon anonymisées sont soumis à un comité d'éthique conformément au Règlement européen sur la protection des données.

3.1.2.2. Limites du registre belge de population

En considérant le registre comme principale source de données statistiques, il convient de garder à l'esprit qu'il regorge à la fois de potentialités et des limites.

Dans leurs analyses basées sur des données du registre suédois, Weitoft et al. (1999) pointaient déjà du doigt la situation de forte mobilité des immigrés et le problème de leur surestimation que cela pose. En effet, les immigrés ont tendance à être plus mobiles que les autres composantes de la population. C'est une population très changeante et volatile pour laquelle les entrées et sorties se produisent sur des périodes relativement courtes (Anson, 2004). Comme ces mouvements peuvent échapper à l'enregistrement et donc aux statistiques, les cas de décès et de maladie ayant eu lieu hors du pays de résidence ne sont pas enregistrés. En combinant la

surestimation des immigrés et la sous-estimation des événements qu'ils vivent hors de leur pays de résidence, les statistiques de morbidité et de mortalité et d'autres indicateurs selon l'origine migratoire basés sur les registres peuvent devenir problématiques (Weitoft et al., 1999; Anson, 2004; Monti et al., 2020). Une autre évidence de ces biais statistiques est la forte proportion de causes de décès inconnues en particulier pour certaines communautés d'immigrés (Deboosere & Gadeyne, 2005). Selon Andersson & Drefahl (2016), si les données des registres peuvent être plus adaptées à la recherche sur la mortalité, elles sont forcément limitées à un contexte de pays spécifique et ne conviennent pas tout à fait aux études sur les migrations internationales. En faisant référence aux études sur les migrations internationales, certaines catégories d'immigrés comme les immigrés irréguliers (Deboosere & Gadeyne, 2005) et les réfugiés qui ne bénéficient pas de l'assistance internationale ont tendance à être sous-estimés (IUSSP, 2018). D'autres écueils en lien avec la sous-déclaration des changements de résidence ont été également rapportés dans la littérature. Cette sous-déclaration peut être plus forte chez les jeunes pour raison de scolarité ou d'émancipation, chez les ménages monoparentaux ou cohabitants isolés, chez les personnes vivant seules et les personnes âgées pour cause d'entrée en maison de repos (Poulain & Herm, 2013). Aussi, les registres administratifs sont-ils liés à des définitions spécifiques aux politiques locales, qui ne sont pas toujours conformes aux recommandations d'Eurostat pour des termes tels que «résidence habituelle» ou «migrant» (Monti et al., 2020).

L'administration étant au cœur du système de la tenue des registres, la qualité des données du registre dépend donc de celle de l'administration. Ces quelques facteurs limitant la qualité des registres ne doivent pourtant pas jeter le discrédit sur une source exceptionnelle (Leboutte & Obotela, 1988, p.303).

3.1.3. Constitution des bases de données

Les données de l'EDP s'étendent sur plusieurs décennies, prenant en compte les cohortes de naissances nées entre 1862 et 2020. La population de base que nous avons limitée aux seules personnes nées en France, est issue de deux fichiers : la table INDIVIDU ou « noyau » décrivant les principales caractéristiques d'un individu EDP et la table NAISSANCE renseignant les informations sur la naissance d'une personne EDP (*Figure 3.1*). Nous sommes d'abord partis de la table INDIVIDU qui

facilite la sélection des cohortes d'étude. Elle a servi à constituer 4 cohortes de naissance : les personnes nées avant 1900, celles nées entre 1900 et 1949, celles qui sont nées entre 1950 et 1989 et celles qui sont nées entre 1990 et 2020, la dernière année d'observation. Après un tri à plat sur la région de naissance des parents (père et mère), il ressort que les trois premières cohortes (cohortes d'avant 1990) affichent de très fortes valeurs manquantes dépassant 90%. Seule la cohorte 1990-2020 présente une valeur manquante de moins de 50%. Suite à cette première analyse, nous avons retenu la dernière cohorte en raison du faible pourcentage de valeurs manquantes observées par rapport aux autres cohortes, des trous de collecte pour les événements d'état civil sur la période 1982-1997 et du désir de cerner la profondeur temporelle desdites données. Nous avons ensuite procédé à une comparaison de la taille de la cohorte retenue entre les deux fichiers (INDIVIDU et NAISSANCE). Le rapprochement entre les deux fichiers a fait ressortir des différences majeures. C'est ainsi que sur la période 1990-2020, plus d'un million de naissances ont été enregistrées dans la table INDIVIDU avec une proportion de 38% de valeurs manquantes relatives à la région de naissance tandis que ces chiffres sont respectivement de plus de six-cent cinquante mille naissances et 1,5% dans la table NAISSANCE. L'une des raisons expliquant une telle différence réside dans la nature des sources alimentant chaque fichier. Si les informations contenues dans la table INDIVIDU proviennent de plusieurs sources telles que les bulletins d'état civil, le recensement, des déclarations des employeurs ou des déclarations fiscales, celles de la table NAISSANCE proviennent essentiellement de l'état civil (bulletin de naissance, transcription d'un jugement déclaratif de naissance ou d'adoption plénière). Or ce dernier est de très bonne qualité, comparé aux autres sources alimentant la table INDIVIDU. En plus, l'élargissement de la taille de l'EDP n'a pas permis d'enregistrer des événements de l'état civil antérieurs ; ce qui fait qu'il y a des individus présents dans la table INDIVIDU mais absents dans la table NAISSANCE. L'étape suivante a consisté à s'appuyer sur la table NAISSANCE et à faire une fusion avec la table INDIVIDU afin de récupérer des informations démographiques (dates et lieux de naissance et de décès par exemple) plus fiables dans cette table. Au final, nos analyses portent sur 687 535 naissances sur la période 1990-2020.

En ce qui concerne les données belges, elles proviennent de diverses sources, en plus du registre de la population. Il s'agit des bulletins de naissance et de décès pour

l'ensemble de la Belgique dont le lien a été fait avec le fichier filiation pour récupérer l'identifiant des parents, les données du recensement des années 1991 et 2001 et du census 2011⁵ et le registre de la population couvrant les années 1991-2015. Nous avons ainsi pu relever 2 688 980 naissances survenues en Belgique entre le 1^{er} décembre 1998 et le 31 décembre 2020 dont la période a été restreinte à 2015 pour des considérations méthodologiques dans le ci-dessous.

Notre ensemble de données complet garantit que le nombre d'observations est suffisant pour permettre une analyse détaillée des sous-groupes de population.

3.2. DÉFINITION DE LA VARIABLE ORIGINE MIGRATOIRE

Deux types de données sont généralement exploitées pour définir le statut d'immigré. Il s'agit de la nationalité et/ou du pays de naissance des individus ou celui de leurs parents. Une exception française consiste à considérer comme immigré, toute personne née de nationalité étrangère à l'étranger et vivant en France. Une telle définition exclut les citoyens français nés à l'étranger du champ des immigrés.

Nous nous sommes limités au pays de naissance de la mère ou du père pour définir l'origine migratoire. Ce choix est motivé par le fait que le pays de naissance des parents est un indicateur stable et fiable offrant une plus grande comparabilité au niveau international dans le temps et dans les contextes nationaux (Lafleur et Marfouk 2017; Wallace et al., 2020).

Les catégorisations étant une pratique courante dans les sciences sociales et dont l'utilité réside dans l'identification des catégories ou groupes significatifs (Mariani et al., 2017), nous avons regroupé les pays en six catégories régionales basées sur la classification M.49 des Nations Unies⁶. En raison des différences de la taille des populations par pays de naissance d'un pays européen à un autre dues à des histoires migratoire et coloniale différentes (Ikram et al., 2016), le choix des régions géographiques de naissance plus grandes permettra de rendre les résultats

⁵ Remplacement de l'enquête classique du recensement par l'utilisation de données déjà disponibles dans les bases de données administratives. Il consiste à assembler diverses sources d'informations administratives.

⁶ Voir <https://unstats.un.org/unsd/methodology/m49/>

comparables. Cette réduction du statut migratoire aux régions d'origine a évidemment des limites car les populations migrantes sont hétérogènes en termes d'identité culturelle, de modes de vie, de situation sociale, de comportement sanitaire et de risques sanitaires (Spallek et al., 2011). Les régions géographiques retenues sont : l'Afrique Subsaharienne, l'Afrique du Nord, l'Europe de l'Est, autres régions d'Europe, l'Asie et autres (Amérique-Océanie & autres). Le groupe de référence est défini comme les enfants nés de mères et/ou de pères nés en France (y compris les départements et territoires d'Outre-Mer) dans le cas des données françaises et des enfants nés de mères et/ou de pères nés en Belgique pour ce qui est des données belges. Ces choix sont motivés par l'idée d'une représentativité de toutes les régions du monde, de la taille des effectifs et de la cohérence avec nos hypothèses.

Pour certains besoins spécifiques, les pays de naissance des deux parents ont été combinés seuls ou avec d'autres variables comme la nationalité par exemple pour construire d'autres profils migratoires.

3.3. MÉTHODES D'ANALYSE

3.3.1. Technique de la décomposition Oaxaca-Blinder (O-B)

3.3.1.1. Présentation

L'analyse de la décomposition basée sur la régression a été mise en œuvre pour la première fois par Oaxaca (1973) et Blinder (1973). Depuis leurs travaux précurseurs, de nombreuses études qui se sont penchées sur l'analyse des différences de résultats entre deux groupes bien définis, sont connus sous le nom de décomposition Oaxaca-Blinder (O-B).

La décomposition O-B permet d'identifier, de quantifier et de séparer les différentes contributions à l'œuvre dans les différences d'un indicateur entre deux groupes. Autrement dit, il s'agit d'identifier la part due aux différences de groupe dans les niveaux des caractéristiques observées (permettant de déterminer la part qui serait réduite ou augmentée si les deux groupes présentaient les mêmes caractéristiques) ainsi que la part imputable à la discrimination et à d'autres facteurs associés inconnus (Rahimi & Hashemi Nazari, 2021).

Initialement utilisée en économie du travail pour expliquer les discriminations raciales et du genre en termes de salaire, la technique de décomposition s'est étendue à

plusieurs domaines et s'est imposée dans de nombreuses disciplines telles que la démographie, la santé publique, l'épidémiologie, les sciences politiques et la sociologie, ... Cette ouverture à plusieurs disciplines a conduit à l'élargissement de son champ d'application à plusieurs thèmes de recherche. Quelques exemples incluent la décomposition de l'évolution du statut nutritionnel de l'enfant (O'Donnell et al., 2009; Arteaga et al., 2017), la décomposition de l'évolution de la fonction cognitive des enfants (Maika et al., 2013), la décomposition de la mortalité infantile (Wagstaff & Nguyen, 2002; Powers, 2016), des différences générationnelles dans les attitudes liées au transport (Etezady et al., 2020), du poids à la naissance (Stanek et al., 2020, Stanek et al., 2021), du dépistage du cancer de la bouche (Lam et al., 2021), de la santé physique et mentale (Berloffa & Paolini, 2022)...

Outre la diversité des domaines et thèmes de recherche impactés par l'extension de la technique de décomposition, des recherches ultérieures ont apporté des améliorations qui ont étendu son utilisation aux fonctions non linéaires, aux statistiques de distribution autres que la moyenne, ainsi qu'à des stratégies permettant d'identifier le modèle lorsque certaines hypothèses sous-jacentes ne sont pas valables (Rios-Avila, 2019). C'est ainsi que les régressions quantiles conditionnelles basées sur l'estimation de la fonction de densité marginale ont été mises en évidence en lieu et place de la régression moyenne pour mesurer l'impact des changements de covariables sur l'ensemble de la distribution des salaires (Machado & Mata, 2005). L'une des extensions de la technique de décomposition O-B permet l'utilisation d'un groupe de variables continues en utilisant une approche semi-paramétrique (Rios-Avila, 2019). Plus récemment, l'approche de la régression quantile inconditionnelle permettant "d'aller au-delà de la moyenne" a été adoptée pour analyser les différences de santé entre les Italiens et les immigrants de courte durée, ainsi qu'entre les immigrants de courte et de longue durée (Berloffa & Paolini, 2022).

La technique de décomposition présente plusieurs avantages. L'un des principaux avantages est son application pluridisciplinaire comme nous venons de le souligner. Comme l'indiquaient Yun (2004) et Bazen et al. (2016), l'idée simple d'expliquer les différences entre deux groupes de comparaison constitue un motif suffisant de recours à la décomposition O-B. Si son utilisation est instructive dans tous ses domaines d'application car permettant d'identifier la contribution de chaque facteur dans la modération des inégalités, elle est l'est davantage dans les inégalités de santé (Rahimi

& Hashemi Nazari, 2021). En effet, toute conception ou mise en œuvre d'une politique de réduction des inégalités de santé consiste à identifier les facteurs contribuant à ces inégalités. Comme la décomposition O-B est capable de donner une différence quantifiable directe sur laquelle on peut intervenir, les leviers exacts sur lesquels il faut agir pour de meilleurs résultats en matière de santé deviennent apparents et son utilité en tant qu'outil pour guider la prise de décision pour les décideurs politiques devient évident (Lam et al., 2021; Rahimi & Hashemi Nazari, 2021). Par ailleurs, plusieurs programmes statistiques tels que Stata, R et SAS sont propices pour effectuer la décomposition O-B. Par exemple, Stata fournit plusieurs packages pour implémenter différentes formes de décomposition notamment `gdecomp` (Bartus, 2006), `nldecompose` (Sinning et al., 2008), `fairlie` (Jann, 2008a), `oaxaca` (Jann, 2008b), `xtoaxaca` (Kröger & Hartmann, 2021)...

3.3.1.2. *Présentation des modèles*

Historiquement, la technique de décomposition a été implémentée et limitée aux modèles linéaires. A cet effet, la décomposition vise à estimer la différence moyenne de l'indicateur utilisé entre deux groupes.

Considérons Y , la valeur de la variable de l'intérêt et nos deux groupes Im et Na que sont les immigrés et les natifs.

En supposant que la valeur du résultat (Y) est expliquée par k variables ($x_1, \dots, x_k$) dans le modèle de régression linéaire, le résultat moyen prédit pour le groupe g (Im ou Na) peut être exprimé comme suit :

$$\bar{Y}^g = \beta_0^g + \sum_{j=1}^k \beta_j^g \bar{x}_j^g \quad (3_1)$$

où $\bar{x}_j^g$ est la valeur moyenne de chaque prédicteur et β_j^g est le coefficient de régression estimé et $g=\{Im, Na\}$.

Ainsi, la différence moyenne de Y entre les immigrés et les natifs est la suivante :

$$\Delta \bar{Y} = (\beta_0^{Na} - \beta_0^{Im}) + \sum_{j=1}^k (\beta_j^{Na} \bar{x}_j^{Na} - \beta_j^{Im} \bar{x}_j^{Im}) \quad (3_2)$$

Cette différence moyenne est la somme des effets de différentes composantes que sont la différence entre les constantes qui matérialise l'effet des variables inconnues non prises en compte dans le modèle puis la différence moyenne entre le niveau de chaque variable observable (x_j) et les effets différentiels (β_j) de ces variables dans nos

deux groupes de comparaison. Une question centrale consiste à connaître l'ampleur ou l'importance de la contribution de chacune des composantes du modèle à cette différence. C'est justement à ce niveau que la décomposition O-B prend tout son sens.

L'approche par décomposition consiste à remplacer les coefficients et les niveaux des variables de l'équation précédente pour un groupe aux valeurs correspondantes pour l'autre groupe (référence). Ce faisant, le changement attendu dans le résultat moyen d'un groupe est obtenu lorsque ce groupe obtient les valeurs des prédicteurs et les niveaux de régression du groupe de référence. Si le groupe des natifs est choisi comme référence, le changement attendu dans le niveau des prédicteurs et des coefficients de régression du groupe des immigrés sera pris en compte. La contribution de chaque composante peut ainsi être estimée via cette procédure (Rahimi & Hashemi Nazari, 2021).

Dans la même veine que Rahimi & Hashemi Nazari (2021), l'équation exclusive au groupe des natifs peut être reformulée du point de vue du groupe des immigrés comme suit :

$$\bar{Y}^{Na} = \beta_0^{Na} + \sum_{j=1}^k \beta_j^{Na} \bar{x}_j^{Im} \quad (3_3)$$

Comme $\beta_j^{Na} = \beta_j^{Im} + (\beta_j^{Na} - \beta_j^{Im})$ et $\bar{x}_j^{Na} = \bar{x}_j^{Im} + (\bar{x}_j^{Na} - \bar{x}_j^{Im})$; $j=1, 2, \dots, k$

Nous obtenons après leur remplacement :

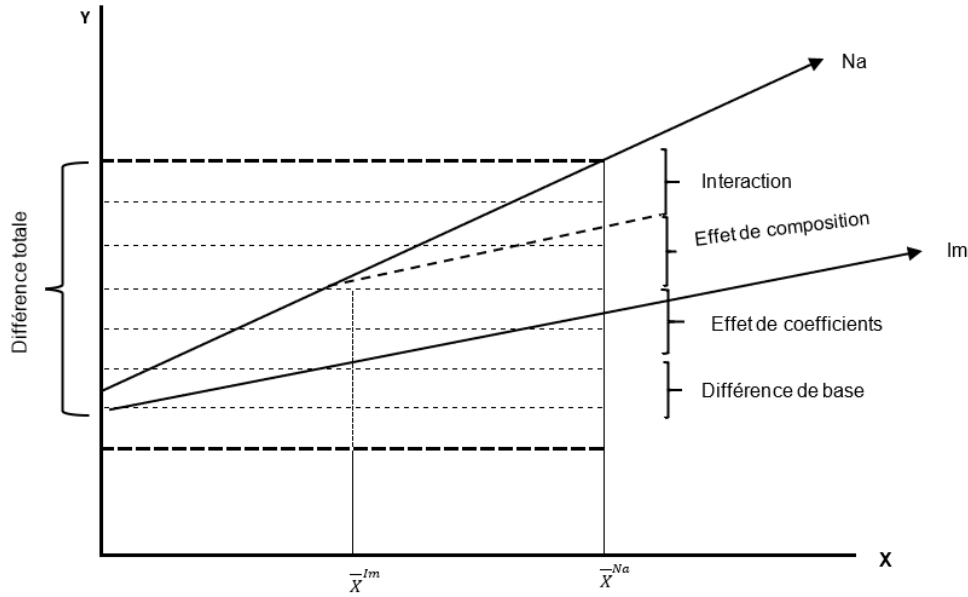
$$\bar{Y}^{Na} = \beta_0^{Na} + \sum_{j=1}^k \beta_j^{Im} \bar{x}_j^{Im} + \sum_{j=1}^k \beta_j^{Im} (\bar{x}_j^{Na} - \bar{x}_j^{Im}) + \sum_{j=1}^k \bar{x}_j^{Im} (\beta_j^{Na} - \beta_j^{Im}) + \sum_{j=1}^k (\bar{x}_j^{Na} - \bar{x}_j^{Im}) (\beta_j^{Na} - \beta_j^{Im}) \quad (3_4)$$

Ainsi, la différence (D) entre $\bar{Y}^{Na}$ et $\bar{Y}^{Im}$ est :

$$D = \underbrace{(\beta_0^{Na} - \beta_0^{Im})}_{\text{Diff de base}} + \underbrace{\sum_{j=1}^k \beta_j^{Im} (\bar{x}_j^{Na} - \bar{x}_j^{Im})}_{\text{Effet de composition}} + \underbrace{\sum_{j=1}^k \bar{x}_j^{Im} (\beta_j^{Na} - \beta_j^{Im})}_{\text{Effet de coefficients}} + \underbrace{\sum_{j=1}^k (\bar{x}_j^{Na} - \bar{x}_j^{Im}) (\beta_j^{Na} - \beta_j^{Im})}_{\text{Interaction}} \quad (3_5)$$

La différence D obtenue à partir de cette équation formulée pour les natifs, lorsque les immigrés sont choisis comme groupe de référence, se décompose en quatre composantes dont chacune des contributions à la différence peut être estimée. Ces composantes sont reprises dans le graphique suivant :

Fig 3.2: Décomposition de la différence entre les groupes dans le résultat moyen avec le groupe des natifs comme référence



Source : Adapté de Rahimi & Hashemi Nazari (2021)

De la même façon en prenant les immigrés pour référence, on obtient une différence D'correspondant à :

$$D' = \underbrace{(\beta_0^{Na} - \beta_0^{Im})}_{\text{Diff de base}} + \underbrace{\sum_{j=1}^k \beta_j^{Na} (\bar{x}_j^{Na} - \bar{x}_j^{Im})}_{\text{Effet de composition}} + \underbrace{\sum_{j=1}^k \bar{x}_j^{Na} (\beta_j^{Na} - \beta_j^{Im})}_{\text{Effet de coefficients}} + \underbrace{\sum_{j=1}^k (\bar{x}_j^{Na} - \bar{x}_j^{Im})(\beta_j^{Na} - \beta_j^{Im})}_{\text{Interaction}} \quad (3_6)$$

Dans les deux équations précédentes, la première composante $(\beta_0^{Na} - \beta_0^{Im})$ désigne les différences entre les deux groupes qui ne peuvent pas être expliquées par les covariables observées. En fait, cette différence est due à des variables non observées. Cette différence entre les termes constants estimés pour les deux groupes suggère qu'il existe une discrimination dans l'indicateur Y entre ces groupes (Bazen et al., 2016). D'autre part, la composante dite du coefficient est également inexpliquée par ces différences. Comme l'ont suggéré Rahimi & Hashemi Nazari (2021), la combinaison de ces deux composantes sous forme inexpliquée permet d'obtenir la triple décomposition dont l'équation est la suivante :

$$\Delta \bar{Y} = \underbrace{\sum_{j=1}^k \beta_j^{Im} (\bar{x}_j^{Na} - \bar{x}_j^{Im})}_{\text{Effet de composition}} + \underbrace{\sum_{j=1}^k \bar{x}_j^{Im} (\beta_j^{Na} - \beta_j^{Im})}_{\text{Facteurs non expliqués}} + \underbrace{\sum_{j=1}^k (\bar{x}_j^{Na} - \bar{x}_j^{Im})(\beta_j^{Na} - \beta_j^{Im})}_{\text{Interaction}} \quad (3_7)$$

Le premier terme de la décomposition montrant la pondération de la différence de groupe dans les variables explicatives par le vecteur des coefficients du groupe des immigrés, désigne l'effet de composition. Ce terme indique la variation moyenne de

l'indicateur Y des immigrés si ces derniers avaient les mêmes caractéristiques que les natifs, une fois les coefficients maintenus constants (Etezady et al., 2020).

Le deuxième terme montre la partie de l'écart provenant de la différence entre les coefficients des deux groupes pondérés par le vecteur des variables explicatives moyennes des immigrés, indique le changement moyen dans le résultat des immigrés s'ils avaient les coefficients des natifs, tout en maintenant les variables explicatives ou caractéristiques constantes (Etezady et al., 2020). Autrement dit, ce terme quantifie la variation de l'indicateur Y des immigrés lorsqu'on applique les coefficients des natifs aux caractéristiques des immigrés. Ce deuxième terme est désigné dans la littérature par les facteurs non expliqués, non mesurables, inobservés ou effets de coefficient (Bartus, 2006; Jann, 2008b; Etezady et al., 2020).

Le dernier terme mesure l'effet simultané des différences de composition et de coefficients (Jann, 2008b). C'est la part de l'écart qui se produit lorsque les caractéristiques et les coefficients changent simultanément ou, alternativement. Autrement dit, c'est la portion de l'écart qui subsiste après avoir contrôlé les portions de caractéristiques et de coefficients tout en maintenant constants les coefficients respectifs, et vice versa (Etezady et al., 2020).

Une décomposition alternative couramment utilisée dans la mesure des inégalités est la décomposition double.

La décomposition double comme l'indique son nom, permet d'isoler seulement deux composantes dans l'explication des inégalités entre deux groupes. Elle se déduit de l'équation sur la triple décomposition (voir équation ci-dessus).

Dans le cas de la décomposition double, les estimations des coefficients des immigrés sont utilisées comme poids pour le premier terme de la décomposition et les distributions des variables indépendantes des natifs, sont utilisées comme poids pour le second terme comme l'indique l'équation suivante :

$$\Delta \bar{Y} = \underbrace{\sum_{j=1}^k \beta_j^{Im} (\bar{x}_j^{Na} - \bar{x}_j^{Im})}_{Explained} + \underbrace{\sum_{j=1}^k \bar{x}_j^{Na} (\beta_j^{Na} - \beta_j^{Im})}_{Unexplained} \quad (3_8)$$

La première composante désigne également la partie de la différence du groupe qui est expliquée par les différences dans les niveaux de caractéristiques observées. C'est "l'effet de composition".

La deuxième composante se réfère à la partie non expliquée de la disparité ou la partie de la disparité expliquée par les différences dans les coefficients associés aux covariables et à la constante. Elle est parfois considérée comme "effet de structure" (Bazen et al., 2016) ou "effet de la discrimination" ou de facteurs macroéconomiques ou socioéconomiques (Rahimi & Hashemi Nazari, 2021) ou encore "effet d'élasticité"(Berloff & Paolini, 2022).

Pour clarifier l'interprétation de ces deux types d'effets (composition et élasticité), nous allons nous appuyer sur une illustration inspirée de Berloff & Paolini (2022). Pour cela, nous supposons qu'un indicateur de santé Y des enfants entre femmes immigrées et natives diffère parce que les mères natives sont relativement plus jeunes que celles immigrées mais que les femmes du même âge dans les deux groupes ont des conditions de santé similaires, toutes choses égales par ailleurs. On parlerait dans ce cas, d'un effet de composition important et un effet d'élasticité négligeable associé à l'âge. Par contre, si les femmes du même âge dans les deux groupes ont des conditions de santé différentes, toutes choses égales par ailleurs, l'effet d'élasticité associé à l'âge serait important ; ce qui suggère que les effets d'élasticité représentent des différences "inexpliquées". Ceci est la preuve de la présence de certains facteurs inobservables qui génèrent différents problèmes de santé (Berloff & Paolini, 2022).

En comparant les deux types de décomposition, la différence réside dans le fait que la composante expliquée dans le cadre de la décomposition double, contient une partie de l'interaction et donc une partie de la composante inexpliquée. Ainsi, la composante nette expliquée ne peut être fournie qu'en effectuant une triple décomposition.

Il est également important de souligner que la somme des contributions de chaque composante est toujours égale à 100%. Néanmoins, ces contributions individuelles peuvent être négatives (moins de 0%) ou supérieures à 100%. Ainsi, dès que la contribution d'une composante est négative, elle est compensée par la contribution de l'autre composante qui dépasse 100%. Une composante expliquée négative suggère que les facteurs observables ont réduit ce désavantage pour le groupe moins favorisé en termes de caractéristiques observables. Cela se produit généralement lorsque le groupe le plus défavorisé présente certains avantages du point de vue des caractéristiques observées. Une décomposition plus détaillée permettra à cet effet d'identifier les facteurs responsables de la réduction de ce désavantage. Par contre, une valeur positive de la partie inexpliquée signifie que les différences entre les deux

groupes sont relativement indépendantes de leurs distributions socio-économiques (Stanek et al., 2021).

En ce qui concerne les contributions de chaque facteur, elles peuvent tout aussi bien être positives que négatives. Le sens positif de la contribution signifie que plus la disparité concernant un facteur est en hausse (respectivement en baisse), plus l'est la disparité de mortalité. Par contre, une contribution négative d'un facteur à la disparité de mortalité symbolise une relation proportionnellement inverse entre ce facteur à la mortalité.

Si à l'origine, la technique de décomposition s'appliquait uniquement aux modèles linéaires, de nombreux travaux ont étendu son utilisation à des cas non linéaires (Fairlie, 1999, 2003, 2005, Sinning et al., 2008, Fairlie, 2017, Lam et al., 2021). Dans les modèles non linéaires (Logit, Probit et autres), la décomposition consiste essentiellement à calculer la différence entre la probabilité prédite pour un groupe en utilisant les coefficients de l'autre groupe et la probabilité prédite pour ce groupe en utilisant ses propres coefficients (Fairlie, 2017). Cependant, le principe de la décomposition est le même que dans les cas linéaires. Les interprétations décrites dans le cas du modèle linéaire sont également valables ici.

En suivant Fairlie (Fairlie, 1999, 2003, 2005, 2017) et en prenant les natifs comme référence, la décomposition d'une équation non linéaire, $Y = F(X\hat{\beta})$, peut être écrite comme suit :

$$\Delta\bar{Y} = \underbrace{\left[\sum_{i=1}^{N^{Na}} \frac{F(X_i^{Na}\hat{\beta}^{Na})}{N^{Na}} - \sum_{i=1}^{N^{Im}} \frac{F(X_i^{Im}\hat{\beta}^{Na})}{N^{Im}} \right]}_{\text{Effet de composition}} + \underbrace{\left[\sum_{i=1}^{N^{Im}} \frac{F(X_i^{Im}\hat{\beta}^{Na})}{N^{Im}} - \sum_{i=1}^{N^{Im}} \frac{F(X_i^{Im}\hat{\beta}^{Im})}{N^{Im}} \right]}_{\text{Facteurs non expliqués}} \quad (3_9)$$

Cette équation s'adapte au modèle logit ; F désigne la fonction de distribution cumulative de la distribution logistique.

3.3.1.3. Limites de la décomposition Blinder-Oaxaca

Comme pour toute méthode statistique, la décomposition O-B est au centre de plusieurs critiques. Ces critiques se concentrent davantage sur son application aux modèles non linéaires. En effet, il n'est pas exclu que les estimations de la décomposition détaillée c'est-à-dire la contribution de chaque composante soient sensibles à l'ordre des variables dans les modèles non linéaires. Ce problème connu sous le nom de dépendance de chemin (path dependency) est dû à l'ordre des

variables choisi arbitrairement. Pour pallier cette difficulté, Fairlie (2017) a proposé un algorithme consistant à randomiser l'ordre des variables en intégrant dans le modèle, les variables selon un ordre aléatoire.

Un autre problème souvent évoqué comme spécifique aux modèles non linéaires est celui d'identification. Il s'agit d'un problème lié à l'utilisation des variables catégorielles et qui affecte également les estimations de la décomposition détaillée (Yun, 2005; Kröger & Hartmann, 2021; Rahimi & Hashemi Nazari, 2021). Une solution proposée par Yun (2005) et largement utilisée est de normaliser les coefficients des variables catégorielles en soustrayant la moyenne c des coefficients de l'ensemble de modalités de la variable catégorielle du coefficient spécifique à pour chaque catégorie ou modalité. On obtient ainsi un nouvel ensemble de coefficients normalisés $\widetilde{\beta}_m$ pour la décomposition tel que :

$$\widetilde{\beta}_m = \beta_m - c \quad (3_10)$$

$m=\{1,2,\dots,M\}$ désigne une modalité de chaque variable catégorielle,

$$c = \frac{\sum_{m=1}^M \beta_m}{M} \quad (3_11)$$

$$\sum_{m=1}^M \widetilde{\beta}_m = 0 \text{ sachant que } \beta_1 = 0 \text{ pour la catégorie de référence} \quad (3_12)$$

Ces deux principales limites qui affectent davantage les modèles non linéaires laissent croire que la décomposition O-B est plus adaptée aux modèles linéaires (Yun, 2004). En dépit de ces difficultés, il convient de faire usage des modèles non linéaires quand la variable d'intérêt est catégorielle car comme le souligne Fairlie (2017), l'application d'un modèle de probabilité linéaire à la décomposition O-B en présence d'une variable catégorielle peut fournir des estimations trompeuses, notamment lorsque les différences entre les groupes sont très importantes pour une variable explicative influente.

Le problème d'indice (index problem) est également une principale limite de la technique de décomposition O-B. Ce problème vise à questionner la pertinence du choix du groupe de référence car la décomposition détaillée est sensible au groupe de référence et modifie l'interprétation directionnelle (Horiuchi et al., 2008; Rahimi & Hashemi Nazari, 2021; Lam et al., 2021). Dans notre cas, la question est de savoir s'il faut choisir les immigrés ou les natifs comme groupe de référence. Selon Rahimi & Hashemi Nazari (2021), Il n'y a souvent aucune raison impérieuse de choisir le meilleur

groupe. S'il est recommandé de procéder à l'analyse en sens inverse, une fonction que la plupart des packages possèdent déjà (Lam et al., 2021), il a été suggéré d'utiliser les coefficients de régression d'un modèle groupé sur les deux groupes comme une solution de rechange (Rahimi & Hashemi Nazari, 2021).

Enfin, les divergences dans l'interprétation des résultats des estimations de décomposition ont été relevées dans la littérature, constituant ainsi une limite importante. Słoczyński (2018) a en effet démontré que l'interprétation des estimations de régression des écarts entre les groupes dépend inévitablement des proportions relatives de ces groupes, et que ces écarts peuvent être perçus comme une perte ou un gain moyen, selon le groupe étudié. Cette difficulté d'interprétation est particulièrement prononcée lorsqu'il s'agit d'analyser les effets d'interaction et la composante non expliquée de manière générale (Fairlie, 2017; Lam et al., 2021). Concernant le terme d'interaction, il est moins propice à une interprétation simple que les autres termes et il est souvent ignoré dans les analyses. Ils peut être vu comme étant le résultat d'une information incomplète sur les modèles de changement entre les points d'observation (Horiuchi et al., 2008). Lorsque l'interaction contribue fortement à la différence étudiée, sa non prise en compte dans les analyses peut donner une image parcellaire de l'effet des caractéristiques et des coefficients (Etezady et al., 2020). Quant à la composante inexpliquée, si elle est souvent utilisée comme une mesure de la discrimination Bartus (2006) et Rahimi & Hashemi Nazari (2021) appellent à la prudence dans une telle interprétation, car disent-ils, la mesure de la discrimination nécessite que tous les facteurs liés à la variable d'intérêt soient contrôlés, ce qui n'est évidemment pas possible dans une étude. Il s'agit là d'un problème général des méthodes résiduelles.

3.3.2. Méthode du score de propension

3.3.2.1. Définition

Le score de propension permet d'équilibrer ou de rendre similaires les caractéristiques entre deux groupes afin de les comparer sur une dimension donnée. Cela consiste à synthétiser l'ensemble de ces caractéristiques ou variables de conditionnement en une seule et unique variable appelée score de propension. Ce dernier a été introduit par Rosembaum et Rubin (1983) pour définir la probabilité d'être traitée

conditionnellement aux variables observées entre deux groupes dont l'un est considéré comme le groupe traité et l'autre considéré comme le groupe de contrôle.

Mathématiquement, le score de propension noté $e(x_i)$ est tel que

$$e(x_i) = P(z_i = 1 | x_i), \quad (z_i, x_i) \quad (i=1, 2, \dots, N) \quad (3_13)$$

En considérant les immigrés et les natifs qui désignent respectivement le groupe des traités et celui du contrôle, l'estimation du score de propension s'appuie sur les données disponibles

$$\begin{cases} z_i = 1 & \text{pour les enfants nés de mères natives} \\ z_i = 0 & \text{pour les enfants nés de mères immigrées} \\ x_i = & \text{l'ensemble des covariables pour l'individu } i \end{cases} \quad (3_14)$$

Cette estimation se réalise en plusieurs étapes. Le choix des covariables nécessaires à l'estimation du score de propension est la première étape d'un long processus non linéaire. L'étape suivante consiste à l'estimation proprement dite du score de propension puis à implémenter une méthode d'estimation. La dernière étape sert d'analyse de la propriété équilibrante du score de propension en réalisant si besoin à nouveau les deux premières étapes.

3.3.2.2. Choix des covariables

Cette première étape est aussi la première difficulté dans l'estimation du score de propension. Il n'existe pas une règle admise pour choisir les variables. Certains auteurs suggèrent d'introduire dans la procédure d'estimation toutes les variables corrélées au traitement et à la variable d'intérêt (Quantin, 2018). D'autres mettent l'accent sur les arbitrages à réaliser entre les considérations statistiques et théoriques. Autant un nombre élevé de variables peut conduire à une meilleure estimation du score de propension mais aussi à l'accroissement de la variance des estimateurs, autant l'omission des variables surtout importantes peut introduire des biais dans les estimations (Lecocq et al., 2016).

3.3.2.3. Estimation du score de propension

Une fois les variables choisies, elles sont intégrées dans un modèle le plus souvent de régression logistique avec quelques exceptions dont l'utilisation des modèles boostés généralisés qui sont une technique de régression non paramétrique multivariée (McCaffrey et al., 2003). Une fois estimé, le score de propension permet d'obtenir deux groupes (l'un traité et l'autre de contrôle) à travers plusieurs méthodes.

Les plus usuelles sont l'appariement, la stratification et la pondération. Une difficulté peut également apparaître dans le choix de la méthode appropriée car chacune de ces méthodes a ses avantages et ses limites. Comme le soulignent Lecocq et al. (2016) et Quantin(2018), aucune méthode n'est meilleure qu'une autre et chacune de ces méthodes répond à des jeux de données différents.

✓ *Cas de la méthode de pondération*

La méthode de pondération consiste à assigner à chaque unité un poids correspondant à l'inverse de sa probabilité d'appartenance à l'un des deux groupes auquel elle appartient : l'inverse du score de propension, $e(x_i)$ pour le groupe des natifs et $1 - e(x_i)$ pour les immigrés.

$$w_i = \frac{z_i}{e(x_i)} + \frac{1-z_i}{1-e(x_i)} \quad (3_15)$$

Cette méthode est analogue aux procédures de repondération utilisées dans l'échantillonnage d'enquête pour ajuster les observations ayant des probabilités inégales d'inclusion dans l'échantillon (McCaffrey et al., 2003). Cela implique donc de créer une nouvelle variable et de l'intégrer dans un modèle de régression. Les individus au score élevé se voient attribuer un poids plus petit contrairement aux individus ayant un score faible à qui sont attribués un poids plus important.

Cette méthode présente l'avantage de conserver l'ensemble de l'échantillon pour l'analyse et est en mesure de générer des estimations presque sans biais pour un échantillon de grande taille sous certaines conditions (McCaffrey et al., 2003; Austin, 2016). Elle peut cependant souffrir de l'existence de poids très élevés notamment lorsque certaines unités ont un score de propension très faible (Austin & Stuart, 2017). Pour remédier à ce problème, une méthode consiste à effectuer une troncature. Cela permet de contourner la difficulté résultant de l'attribution des poids très importants à certaines observations.

✓ *Cas de la méthode d'appariement*

L'appariement est une méthode d'échantillonnage permettant de construire le groupe dit de contrôle à partir d'un groupe initial ou traité en se basant sur la similarité des covariables (Rosenbaum & Rubin, 1983). Appliqué à nos données, il est susceptible de jumeler chaque natif avec un ou plusieurs immigrés dont les caractéristiques observables sont les plus proches possible (Lecocq et al., 2016). Toutefois, il n'est

généralement pas possible d'obtenir des correspondances exactes entre les deux groupes dans la pratique (Rosenbaum & Rubin, 1983). Des interrogations sur l'opportunité de procéder par remise ou sans remise ont été émises. Le premier permet de faire correspondre par exemple plusieurs immigrés aux natifs. Il a l'avantage d'améliorer la qualité de l'appariement mais en rendant le calcul de la précision plus complexe compte tenu de la non indépendance des observations (Quantin, 2018). L'appariement sans remise consiste par contre à jumeler uniquement un natif et un immigré. Si appairer deux groupes avec le score de propension permet d'éliminer le biais dû aux différences de caractéristiques observables, cela conduit néanmoins à exclure les individus non appariés.

Notre choix s'est porté sur la méthode de pondération pour la simple raison que notre fichier est de taille volumineuse et du fait de l'impossibilité d'implémenter l'appariement avec remise compte tenu de l'espace alloué à nos données.

3.3.2.4. Propriété équilibrante

Cette partie est consacrée à la présentation des indicateurs et représentations graphiques couramment utilisés pour vérifier la propriété équilibrante du score de propension. En effet, la qualité du score de propension est généralement évaluée et rapportée à l'aide de mesures statistiques et des graphiques. Les différences moyennes ou de proportion standardisées et les ratios de variance en sont les principaux indicateurs.

La différence standardisée de moyennes correspond à la différence des moyennes d'une variable (continue) dans le groupe des immigrés et celui des natifs, rapportée à la somme de la variance des deux groupes. Ainsi,

$$Diff_1 = \frac{\bar{X}_{Na} - \bar{X}_{Im}}{\sqrt{\frac{s_{Na}^2 + s_{Im}^2}{2}}} \quad (3_16)$$

Où $\bar{X}_{Na}$ et $\bar{X}_{Im}$ désignent les moyennes empiriques des covariables X respectivement dans le groupe des natifs et celui des immigrés et s_{Na}^2 et s_{Im}^2 les variances empiriques correspondantes.

Dans le cas des variables catégorielles, il s'agit de la différence de proportion de la modalité considérée entre nos deux groupes comme l'attestent l'équation suivante :

$$Diff_2 = \frac{\hat{p}_{Na} - \hat{p}_{Im}}{\sqrt{\frac{\hat{p}_{Na}(1-\hat{p}_{Na}) + \hat{p}_{Im}(1-\hat{p}_{Im})}{2}}} \quad (3_17)$$

$\hat{p}_{Na}$ et $\hat{p}_{Im}$ désignent les proportions pour une modalité donnée.

L'approche par différences standardisées est insensible à la taille de l'échantillon et est à cet effet pertinente sur les données appariées (Quantin, 2018). Son apport pour comparer les différences de caractéristiques observables avant et après ajustement est important pour vérifier la propriété équilibrante du score de propension. Cette vérification se fait par la visualisation de la distribution de chacune des covariables. On considère que les covariables sont non équilibrées dès lors que la différence standardisée ou la différence de proportions est faible. Il n'existe pas un seuil consensuel au-dessus ou en dessous duquel les écarts sont considérés importants. Le choix du seuil de comparaison est laissé à la discrétion de l'analyste (Lecocq et al., 2016).

Comme nous l'avons mentionné précédemment, la propriété équilibrante du score de propension ne se limite pas à la seule moyenne ou proportion. Cela concerne l'ensemble de la distribution des covariables. C'est pourquoi, il est recommandé de porter un regard sur d'autres indicateurs comme les ratios de variances. Ces derniers servent à évaluer la forme des distributions de covariables au-delà de leurs centres. La variance diminue lorsque la différence moyenne de la variable entre les deux groupes diminue. Les rapports de variance proches de 1 signifient que les variances sont (presque) égales dans les deux groupes et indiquent donc un équilibre dans ces groupes (Rosenbaum & Rubin, 1983). Il convient de préciser que des différences significatives dans la forme peuvent indiquer un mauvais équilibre, même lorsque les différences moyennes et les rapports de variance sont bien en deçà de certains seuils (Greifer, 2022).

3.3.3. Analyse de survie

Pour donner une structure longitudinale à nos données, nous sommes passés d'un fichier individuel ou au format large à un fichier au format long contenant une ligne par période de suivi pour chaque individu. Nous nous sommes à cet effet, inspirés du manuel de gestion des données biographiques conçu par le groupe de recherche MADIMAH (Multi-centre Analysis of the Dynamics of Internal Migration and Health). En effet, l'un des principaux objectifs de MADIMAH est d'encourager et de faciliter l'exploitation de la richesse des informations collectées dans les observatoires de

population du réseau INDEPTH⁷ grâce à un ensemble d'outils mis au point pour la gestion des données et l'application de l'analyse des biographies (Bocquier et al., 2019).

Ce projet a reconnu le potentiel des systèmes de surveillance de la santé et de la démographie, lesquels enregistrent toutes les naissances, les décès et les migrations d'entrée et de sortie dans une population géographiquement définie. Il offre une méthodologie et un cadre analytique standardisés pour obtenir des résultats comparatifs dans divers contextes. Si les méthodes analytiques présentées dans cette note de recherche sont illustrées à l'aide des données des observatoires de population, elles peuvent être mises en œuvre pour tout autre type de données longitudinales, qu'il s'agisse des données des registres, des données rétrospectives ou de cohortes (Bocquier et al., 2019). Elles sont donc applicables aux données de l'EDP et du registre belge de population.

✓ *Le Core-residency file ou fichier de résidence*

Le principe méthodologique de base consiste d'abord à construire un fichier de résidence. C'est un fichier structuré en personne-période dans lequel chaque événement vécu par un individu et documenté sous la forme d'un enregistrement unique, est représenté par une ligne contenant l'identifiant de l'individu (IndividualID), sa date de naissance (DoB), la nature de l'événement (EventCode), la date correspondante (EventDate) et son statut de résidence (residence) dans l'observatoire à la date de l'événement. Les événements clés de la période de résidence se réfèrent aux événements qui modifient le statut de résidence de l'individu. Il s'agit des entrées en observation dans l'observatoire (énumération ou dénombrement, immigration et naissance), aux sorties d'observation (émigration et décès), aux migrations internes au sein de l'observatoire (entrée et sortie d'un logement) et la date de fin d'observation.

Dans le cadre de notre étude, les événements relatifs à l'énumération et à l'immigration ne sont pas pertinents en raison de la nature des données qui est une cohorte de naissance. Nous avons donc considéré deux principaux événements de résidence : les naissances et les décès.

⁷ Voir <https://www.indepth-network.org/>

✓ *Gestion des dates*

Afin que les événements successifs soient ordonnés dans le temps et non de façon simultanée (un intervalle de temps doit séparer chaque événement du suivant), nous avons, conformément aux recommandations du MADIMAH, converti les dates en millisecondes et fixé une heure différente de la journée pour les différents types d'événements. Cela permet d'éviter toute confusion pour les événements successifs qui se sont produits le même jour. Ainsi, toutes les dates de naissance ont été réglées à 06 :00 :00 tandis que celles des décès ont été recalculées à 18 :00 :00. Cela permet d'éviter des confusions sur les individus nés et morts le même jour. Tous les individus ont été censurés à droite, le 31 décembre 2020 00 :00 :00 qui est la date de fin d'observation (OBE) identique pour tous les individus pour la France et le 31 décembre 2015 00 :00 :00 en ce qui concerne les données belges.

✓ *Matrice de cohérence des événements*

La matrice de cohérence des événements sert à détecter et à corriger les erreurs d'ordre chronologique des événements. Il s'agit de faire un contrôle-qualité sur la succession des différents événements. Etant en présence d'une cohorte de naissance, la première ligne indiquant le tout premier événement doit commencer par la naissance (BTH) et la dernière ligne désignant le dernier événement doit correspondre à l'événement de fin d'observation (OBE). Ainsi les décès (DTH) ne se produisent qu'après les naissances et avant la date de fin d'observation.

✓ *Variable résidence*

Après l'étape précédente, s'en est suivie celle de la création de la variable résidence. C'est une variable binaire indiquant si l'individu réside ou non en France ou en Belgique selon le cas. Elle répond à certaines logiques bien déterminées. Elle ne doit pas être manquante. Par exemple, tous les individus décédés ont eu à résider en France (ou en Belgique) à un moment donné et sont considérés comme non résidants à la date de fin d'observation. A la naissance, les individus sont enregistrés comme non résidants et ce statut change au fur et à mesure que d'autres événements de résidence ou non surviennent. En effet, une naissance suivie d'un décès est enregistrée comme un cas de résidence à la date du décès. Dès qu'aucun autre événement n'est observé après la naissance de l'individu, cela suppose qu'il est

encore présent sur le territoire et est donc considéré comme résidant à la date de fin d'observation.

Le tableau 3-1 présente un extrait du fichier de résidence reconstitué.

Tab 3-1: Extrait du fichier de résidence de base

	IndividualId	DoB	EventCode	EventDate	residence
A	0000070799	04-oct 2001	BTH	04-oct 2001	0
	0000070799	04-oct 2001	OBE	01-jan 2020	1
	0000168591	02-apr 2008	BTH	02-apr2008	0
B	0000168591	02-apr 2008	DTH	01-mar 2013	1
	0000168591	02-apr 2008	OBE	01-jan 2020	0
	0000079838	02-apr 2010	BTH	02-apr 2010	0
C	0000079838	02-apr 2010	OMG	03-may 2010	1
	0000079838	02-apr 2010	OBE	01-jan 2020	0
	0000727927	04-oct 2007	BTH	04-oct 2007	0
D	0000727927	04-oct 2007	OMG	04-apr 2008	1
	0000727927	04-oct 2007	OBE	01-jan 2020	0
	0000105922	03-jul 2009	BTH	03-jul 2009	0
E	0000105922	03-jul 2009	OMG	02-jan 2010	1
	0000105922	03-jul 2009	OBE	01-jan 2020	0

Source : Extrait de l'EDP

Le tableau ci-dessus décrit la biographie de cinq individus (A, B, C, D et E).

- L'individu A est né le 04 octobre 2001 et y réside toujours à la date du 01 janvier 2020.
- L'individu B est né le 02 avril 2008 et décédé le 01 mars 2013. Il résidait en France jusqu'à cette date.
- L'individu C est né le 02 avril 2010, a émigré ensuite le 03 mai 2010 ; soit un mois après sa naissance. Il est donc considéré comme résidant jusqu'à cette date et non résidant à la date de fin d'observation.
- L'individu D a eu la même trajectoire que l'individu C. Sauf qu'il a émigré 6 mois après sa naissance ayant eu lieu le 04 octobre 2007. Il en est de même de l'individu E, né le 03 juillet 2009 et émigré le 01 janvier 2010 ; soit 6 mois après sa naissance.

Partie III : Résultats

CHAPITRE 4- UNDER-5 MORTALITY IN FRANCE: UNDERSTANDING THE GAP BETWEEN THE IMMIGRANT AND NATIVE-BORN

Dans ce chapitre sous forme d'article, sont abordées les différences de mortalité infanto-juvénile entre immigré et natif en France à travers ses niveaux, ses variations ainsi que ses facteurs associés en faisant recours à la décomposition O-B.

Il a fait l'objet d'une communication orale à la 28^{ème} conférence annuelle sur la population Postgraduate Conference, (PopFest).

Abstract

Since 2012, France has witnessed a significant increase in infant mortality rates, raising questions about inequalities in infant mortality. This paper aims to elucidate these issues using data from the Permanent Demographic Sample, a substantial French sociodemographic panel spanning 1990 to 2020, comprising 687,535 births.

Using the migratory origin of parents—defined by either parent's country of birth. Two groups were distinguished: native-born and immigrant (foreign-born). First, trends in under-5 mortality rates post-2012 were estimated using segmented regression of an interrupted time series. Second, a multivariate Twofold Oaxaca-Blinder decomposition model, adjusting for infant and parental characteristics and calendar year was employed.

Several results emerge from this analysis. Firstly, there are very large disparities in under-5 mortality between immigrant and the native-born when we use the origin of either parent. Secondly, there is a significant increase in the under-5 mortality gap between immigrant and native-born between the pre-2012 period and the post-2012 period, particularly evident when considering the father's origin, with an estimated variation of 0.42 (95% CI 0.23-0.60). Thirdly, this increase in the under-5 mortality gap is due to a change in the composition of the immigrant over time. Finally, only a small portion of the mortality disparities was explained by composition effects, mainly father's and mother's age.

Keywords under-5 mortality gap, immigrants, natives, segmented regression, Oaxaca-Blinder decomposition, France

4.1. Background

In France, major progress has been made in child health. For instance, it had an under-5 mortality rate of less than 4‰, which is below the European average of 5‰ in 2018 (UN IGME, 2019). However, children are facing widespread ethnic disparities in mortality depending on certain social categories, such as the origin or socio-professional category of their parents (Barbieri & Toulemon, 2005; Niel, 2011; Wallace et al., 2020).

Numerous studies that have examined whether birth outcomes vary according to parental origin have shown that these outcomes depend on several factors such as the type of indicator used, the country of origin and/or host country (Gagnon et al., 2009). For example, excess infant mortality among children of immigrant women from Africa and Asia has been documented in Norway (Kinge & Kornstad, 2013). While an infant mortality advantage was observed among children born to Mexican women in USA (Hummer et al., 2007), Maghrebi women faced a lower risk of Low Birth Weight (LBW) in Belgium (Sow et al., 2019). In addition, in France, excess infant mortality has been documented among children of North African immigrants, although an advantage is observed in terms of health (LBW, preterm birth) for children of the same immigrant group (Florian et al., 2021). More recently, an analysis of reproductive health (preterm birth, unplanned C-section, episiotomy and spontaneous vaginal birth) by migrant origin in Finland showed that this indicator, on which child health may depend, is unfavorable for women from low-income countries (Väisänen et al., 2022).

Despite these advances in research on the health of children according to parental origin, some questions deserve further investigation especially in France where a significant increase in infant mortality rate was observed from 2012 onwards (Claris, 2022; Trinh et al., 2022). To this end, the following research questions were identified: How have the differences in under-5 mortality (U5M) between native-born and immigrant changed from one period to the next, particularly from 2012 onwards? What are the factors driving these gaps?

In line with these research questions, we will test two hypotheses. Based on the cumulative disadvantage theory (DiPrete & Eirich, 2006), we hypothesize that the infant mortality gap between immigrant and native-born will increase from 2012 onwards. This

theory suggests that structural inequalities, particularly accumulated socio-economic disadvantages, can have a growing impact on individuals' health, especially vulnerable populations such as immigrants. The rise in infant mortality among children of immigrants may therefore be explained by the convergence of unfavorable economic factors (precarious employment, limited access to healthcare) and the recent increase in the proportion of children born to immigrant parents with at-risk profiles in France (Insee, 2021).

Drawing on the theory of fundamental cause, which argues that social conditions, such as socio-economic status, are the root causes of health inequalities, impacting access to resources such as money, knowledge, and social connections, which, in turn, influence health outcomes across populations (Link & Phelan, 1995), we anticipate that socio-economic status will account for a significant portion of the under-5 mortality gap between immigrant and native-born, although the largest share will be attributable to unobserved factors. These unobserved factors may include a structural discrimination (Krieger, 2012), the prolonged impact of migration-related stress on children's health and other factors, which are not always captured in available data (Powers, 2016; DeSisto et al., 2018; Stanek et al., 2021).

4.2. Methodology

4.2.1. Data

We used the French Permanent Demographic Sample (EDP), France's largest socio-demographic panel. It contains individual-level anonymized records on life events from civil registers and censuses. Eligibility for the sample is based on date of birth. Prior to 2004, the sample consists of individuals born on 1-4 October, and from 2004 onwards, of births occurring in the first four days of the first month of each quarter. For our study, we linked the birth and death files between 1990 and 2020. Our sample contains 687,535 births representative of all births in France. The number of deaths under age 5 is 3,024.

4.2.2. Variables

The outcome variable is a binary variable indicating whether a child died before reaching age 5 or not. The independent variable is the mother's or father's country of birth. Two categories are identified: French-born as native and foreign-born as immigrant. Alongside

the independent variable, we adjusted for several other predictor variables. They included the child's sex, multiple birth, region of birth in France, distinguishing between children born in Mainland France and those born in overseas territories., Variables related to parents such as the age of the mother or father at the child's birth, the father's socio-professional category (SPC)¹ grouped as higher (SPC+) vs lower (SPC-) and marital status of parents, indicating whether married or not, were included in the two models, in which the mother's migratory origin was analyzed separately from that of the father. The mother's SPC is not considered due to the poorer quality of this variable, linked in particular to the uncertainty of the "inactive" and "unknown" categories, which are over-represented at the time of childbirth, when many women are on maternity leave (Niel, 2011).

4.2.3. Statistical analysis

i. Calculation of the U5MR

For this study, we analyze under-5 mortality for birth cohorts from 1990 to 2020, using death data covering the period from 1990 to 2020. We were able to observe birth cohorts up to the age of 5 for birth years 1990 to 2015. Birth cohorts after 2015 have not yet reached the age of 5 by 2020 and are therefore considered truncated. To address the truncated cohorts, we used survival models to estimate under-5 mortality rates (U5MR) accounting for censored data, in order to best incorporate the available information on the truncated cohorts. This methodology allows us to ensure the robustness of our conclusions while integrating the most recent data available.

ii. Segmented regression of an interrupted time series

To conduct our statistical analyses, we first estimate trend change in under-5 mortality rate (U5MR) from 2012 using segmented regression of an interrupted time series, a statistical method for estimating intervention effects (Wagner et al., 2002). We choose 2012 because that's the year when a reversal in infant mortality was detected at the national level. This allows us to study changes in the time series, effectively comparing slopes over time between pre- and post-intervention periods, and assessing whether there

¹ SPC+ includes agriculture, commerce, crafts, management and intermediate professions. Employees, workers, inactive people or people of unknown activity are included in SPC-.

was a discontinuity in outcomes when the intervention began (Wagner et al., 2002; Linden, 2015; Mascha & Sessler, 2019).

A basic segmented linear regression model using aggregated data (See **Appendix** for data structure) for a continuous outcome can be specified as follows:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 * time_t + \beta_2 * intervention_t + \beta_3 * time_post_t + \varepsilon_t \quad (4_1)$$

Where

- y_t is the mean of the outcome (U5MR or U5MR gap) in year t which refers to the child's year of birth.
- time is a continuous variable indicating time in year at time t from 2004 (the year in which the sample size was changed), the start of the observation period,
- intervention is an indicator (dummy variable) for time t occurring before (intervention=0) or after (intervention =1) 2012 implemented at year 8 in the series;
- time_post is a continuous variable counting the number of years after the intervention at time t, coded 0 before 2012 and (time-8) after 2012;
- β_0 is the baseline level of the outcome, its mean per year at time 0;
- β_1 is the change in the mean of outcome that occurs with each year before the intervention (i.e. the baseline trend);
- β_2 is the level change in the mean yearly of outcome immediately after the intervention, that is, from the end of the preceding segment;
- β_3 is the change in the trend in the mean yearly outcome after 2012, compared with the yearly trend before 2012;
- The sum of β_1 and β_3 is the post-intervention slope

Using Equation 1, we estimate a change in the temporal trends associated with the year 2012, controlling for baseline level and trend, a major strength of segmented regression analysis (Wagner et al., 2002).

iii. Multivariate decomposition

In the multivariate section, we use the non-linear decomposition method for binary outcome variable. While the decomposition technique was originally applied only to linear

models (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973), many studies have extended its use to non-linear cases (Fairlie, 1999; Sinning et al., 2008; Arteaga et al., 2017; Lam et al., 2021; Fairlie, 2003, 2005, 2017). In non-linear models, the decomposition essentially consists of determining the difference between the predicted probability for one group using the coefficients of the other group and the predicted probability for that group using its own coefficients (Fairlie, 2017). Thus, following Fairlie (2003, 2005, 2017) and taking the native-born as a reference, the Twofold Oaxaca-Blinder (O-B) decomposition of a non-linear equation $Y = F(X\hat{\beta})$ can be written as follows:

$$\Delta\bar{Y} = \underbrace{\left[\sum_{i=1}^{N^{Na}} \frac{F(X_i^{Na}\hat{\beta}^{Na})}{N^{Na}} - \sum_{i=1}^{N^{Im}} \frac{F(X_i^{Im}\hat{\beta}^{Na})}{N^{Im}} \right]}_{\text{Explained (EC)}} + \underbrace{\left[\sum_{i=1}^{N^{Im}} \frac{F(X_i^{Im}\hat{\beta}^{Na})}{N^{Im}} - \sum_{i=1}^{N^{Im}} \frac{F(X_i^{Im}\hat{\beta}^{Im})}{N^{Im}} \right]}_{\text{Unexplained (UC)}} \quad (4_2)$$

Where Y is probability of dying before age 5, X is the average value of the predictors, $\hat{\beta}$ is the logit coefficient estimates, Im and Na are immigrant and native-born respectively, F is the cumulative distribution function from the logistic distribution.

Note that the sum of the contributions of the two components is always equal to 100%. Nevertheless, a component can have a negative contribution or a contribution greater than 100%. Thus, whenever the contribution of one component is negative, it is offset by the contribution of the other component which exceeds 100%. The contribution of each component corresponds to the sum of the contributions of each factor. A positive (or negative) coefficient of a factor implies a decrease (respectively an increase) in the mortality gap if the distribution of this risk factor were fixed to that of native-born but the effects of these risk factors among immigrant were unchanged. Here, the “explained” component (EC) corresponds to compositional effects, i.e. differences in mortality between immigrant and native-born that are explained by the different composition by SES and other variables. As far as the unexplained component is concerned, it indicates the part of the difference arising from the difference between the coefficients of the two groups weighted by the vector of average explanatory variables for immigrants. In other words, it indicates the average variation in the immigrant result if they had the coefficients of the native-born, while holding the explanatory variables or characteristics constant (Etezady et al., 2020). It quantifies the variation in the immigrants’ Y indicator when the native-born coefficients are applied to the immigrants’ characteristics.

Twofold Oaxaca-Blinder (O-B) decomposition (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973) of U5M using logit coefficient estimates from pooled sample were implemented. Analysis was performed using the Oaxaca package in Stata. Categorical variables are included as dummy variables (i.e. each categorical variable has been transformed into a set of binary variables). This is a solution proposed by Yun (2005) and widely adopted to address the index problem that may arise in detailed decomposition estimates when using categorical variables. Alongside the variables relating to parents such as the age of the mother or father at the child's birth, the father's SPC and the marital status of parents, the calendar year variable was introduced into the models to assess variations in the immigrant-native U5M gap from 2012.

4.3. Results

4.3.1. Mortality risk factors according to parents' migratory status

Table 4-1 shows the distribution of mortality risk factors such as infant sex, multiple birth, place of birth, father's SPC, mother and father's age at infant birth and the marital status of parent, according to migration status.

Tab 4-1: Covariates distribution according to parents' migratory status

Risk factors	Total N = 687,535 (100.00)	Mother's migratory status (%)		Father's migratory status (%)	
		Immigrant N =132,581 (20.50)	Native-born N =546,614 (79.50)	Immigrant N = 136,593 (25.66)	Native-born N =517,979 (75.34)
Female (%)	48.85	48.84	48.84	48.91	48.79
Twins (%)	3.24	3.33	3.24	3.22	3.28
Oversea France (%)	4.77	5.58	3.78	3.83	3.57
Father's SPC+ (%)	67.8	66.35	68.82	67.82	71.85
Mean mother's age (SD)	30.00 (5.35)	30.75 (5.75)	29.82 (5.24)	30.50 (5.76)	29.99 (6.02)
Mean father's age (SD)	33.10 (6.45)	36.05 (7.61)	32.39 (5.92)	35.46 (7.42)	32.49 (4.60)
Married parent (%)	44.52	62.08	40.72	62.07	42.48

Source: Authors' calculations based upon Permanent Demographic Sample (EDP), 1990–2020.

As shown in table 4-1, children of immigrants are more likely to be born in France's overseas territories, to married parents, or to older fathers compared to children of native-born, whatever the migratory origin of the mother or the father. Conversely, children of native-born mothers or fathers are more likely to have a father in higher SPC.

Table 4-2 is the result of the intersection of three variables: migration status, mortality risk factors and U5M. This table shows that immigrant-born has excess U5MR calculated as ‰ dying below age 5, whatever the migratory origin of the mother or the father. However, there is no significant difference between the migratory origins of the father and mother as regards the immigrant-native U5M gap, which will be decomposed in the multivariate section.

Tab 4-2: U5MR (5q0) according to mortality risk factors and migratory status

Risk factors	Mother's migratory status		Father's migratory status	
	U5MR (‰)		U5MR (‰)	
	Immigrant	Native-born	Immigrant	Native-born
Female	5.65 (5.22-6.42)	3.45 (3.32-3.73)	5.37 (4.81-5.99)	3.25 (3.11-3.57)
Twins	20.37(16.59- 25.12)	17.11 (15.33-19.13)	19.46 (15.67-24.12)	16.32 (14.54-18.42)
Oversea France	11.45 (9.23-14.19)	9.56 (8.32-10.97)	9.12 (6.79-12.12)	9.82 (8.54-11.44)
Father's SPC+	5.77 (5.32-6.44)	3.67 (3.51-3.87)	5.49 (5.12-5.99)	3.78 (3.56-3.97)
Married parent	5.63 (5.10-6.11)	3.60 (3.42-6.07)	5.66 (5.21-6.18)	3.62 (3.33-3.88)
TOTAL	6.12 (5.71-6.58)	4.14 (3.96-4.33)	5.77 (5.43-6.22)	3.91 (3.74-4.10)

Source: Authors' calculations based upon Permanent Demographic Sample (EDP), 1990–2020.

A bivariate analysis of under-five mortality (U5M) and associated risk factors according to migratory status reveals major disparities, largely favoring native mothers and fathers. These disparities are particularly evident in relation to the child's sex, the father's socio-professional category (SPC) and the parents' marital status. For example, the infant mortality rate for female children born to immigrant mothers is close to 6 ‰ whereas the same rate is almost 4‰ for children born to native mothers. If we consider the father's CSP, children born to an immigrant father with a higher CSP have a mortality rate of almost 6‰ while their counterparts born to native fathers with the same level of CSP have a rate of 4‰.

4.3.2. Segmented regression of an interrupted time

Table 4-3 contains the parameter estimates from the linear segmented regression model of effects of the year 2012 on yearly U5MR and U5MR immigrant-native gap using mother's origin.

Tab 4-3: Segmented regression of an interrupted time using mother's origin

Parameters	Immigrant Estimates (95% CI)	SE	Native-born Estimates (95% CI)	SE	U5MR gap Estimates (95% CI)	SE
intercept, β_0	6.15*** (2.86 - 9.44)	1.52	4.14*** (3.83- 4.46)	0.14	2.01 (-1.50- 5.51)	1.62
time, β_1	-0.01 (-0.62- 0.60)	0.28	-0.03(-0.14- 0.09)	0.05	0.02 (-0.66 -0.69)	0.31
intervention, β_2	-0.66 (-2.97- 1.64)	1.07	-0.04(-0.88- 0.80)	0.39	-0.62 (-3.15- 1.91)	1.17
time_post, β_3	0.15 (-0.53- 0.84)	0.32	0.01 (-0.12- 0.14)	0.06	0.15 (-0.56- 0.85)	0.33
$\beta_1 + \beta_3$	0.14 (-0.14- 0.43)	0.13	-0.02 (-0.11- 0.07)	0.04	0.16 (-0.04- 0.36)	0.09

Note: time= years since start of study (1–7 preintervention and 8–16 postintervention), intervention: 0 for preintervention, 1 for post, time_post: equals 0 in preintervention period and starts at 1 for first year in postintervention. ***=p<0.001, SE=Standard Error.

Source: Authors' calculations based upon Permanent Demographic Sample (EDP), 1990–2020.

Our results indicate that just before the beginning of the observation period, immigrants exhibit an U5MR of 6‰ while that of native-born is 4‰, a gap of 2‰ between the two groups per year. Prior to 2012, there were no significant year-to-year changes in the under-five mortality rate for either group. Similarly, after 2012, no significant changes were observed, either in the annual levels or the trends in U5MR for both groups.

When using father's origin, it should be noted that the year-to-year trend in U5MR for immigrant increased by 0.4. The same applies to the U5MR Immigrant-native gap, where the year-to-year trend increased by 0.5. Furthermore, while the post-intervention slope also increased by 0.4 ($\beta_1 + \beta_3$) for immigrants, there was not a change in the post-intervention slope for native between the pre- and post-2012 periods.

Tab 4-4: Segmented regression of an interrupted time using father's origin

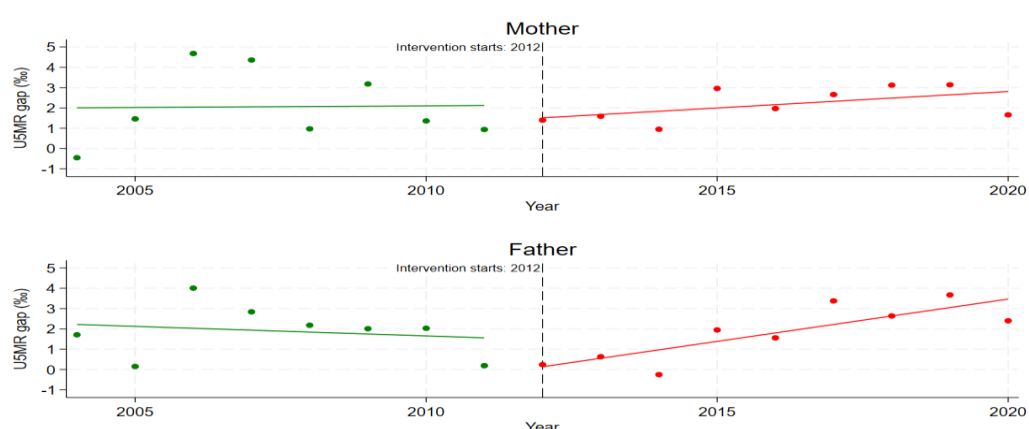
Parameters	Immigrant Estimates (95% CI)	SE	Native-born Estimates (95% CI)	SE	U5MR gap Estimates (95% CI)	SE
intercept, β_0	5.83*** (4.12- 7.54)	0.79	3.61*** (3.24- 3.99)	0.17	2.22* (0.17- 4.26)	0.95
time, β_1	-0.05 (-0.38- 0.27)	0.15	0.04 (-0.08- 0.16)	0.06	-0.10 (-0.52- 0.33)	0.20
intervention, β_2	-1.14 (-2.67- 0.38)	0.71	0.19 (-0.07- 1.09)	0.42	-1.33 (-3.32- 0.66)	0.92
time_post, β_3	0.40* (0.33- 0.52)	0.20	-0.11 (-0.25- 0.03)	0.17	0.51* (0.10- 0.97)	0.21
$\beta_1 + \beta_3$	0.35* (0.08- 0.61)	0.12	-0.07 (-0.17- 0.03)	0.05	0.42*** (0.23-0.60)	0.10

Note: ***p<0.001; *p<0.05.

Source: Authors' calculations based upon Permanent Demographic Sample (EDP), 1990–2020.

The unadjusted change in the immigrant-native U5M gap can be visualized in figure 4.1, which shows different trends depending on whether the mother's or father's origin is used. From 2004, the graph shows a downward trend to 2011, some stability 2011-2014 for mother's origin only, and then an upward trend from 2015 (except perhaps in 2020) for the origin of the mother and father (for which the increase had already begun well before 2015).

Fig 4.1: Trend in immigrant-native gap in U5MR using the linear segmented regression of an interrupted time



Note: Data from 2004, the year in which the sample size was changed are used here to avoid erratic trends before this year

Source: Authors' calculations based upon Permanent Demographic Sample (EDP), 1990–2020.

4.3.3. Twofold O-B decomposition of under-5 mortality

Table 4-5 displays results of the multivariate decomposition using the mother's and father's migratory status. Estimates are presented per 10,000 live births, instead of 1,000 live births given the small numbers from 1990 to 2020.

Tab 4-5: O-B decomposition of immigrant-native gap in U5M per 10,000 births

Difference	Mother's migratory status		Father's migratory status	
	Estimate (95% CI)	Percent Contribution	Estimate (95% CI)	Percent Contribution
Raw Difference	19.77 (14.98-24.56)	100.00	18.07 (13.43-22.71)	100.00
Explained (EC): Due to difference in characteristics	2.31 (0.51-4.12)	11.69	1.27 (-0.26-2.80)	7.03
Unexplained (UC): Due to other differences	17.46 (12.44-22.47)	88.31	16.80 (11.93-21.66)	92.97

Source: Authors' calculations based upon Permanent Demographic Sample (EDP), 1990–2020.

The results show that the average excess U5M among immigrant is around 20 per 10,000 live births when the mother's origin is used, compared with 18 when the father's origin is used. The confidence intervals of these two estimates overlap demonstrating no significant differences by mother's or father's origins. Only a small part of the disparities is explained by the composition or endowment effect, the major part being explained by factors not considered (unexplained components).

Comparing two cohort groups (2004-2011 and 2012-2020), as shown in tableau 4-6, the results indicate that before 2012, the differences in mortality were due solely to unexplained components (UC). From 2012 onwards, the contribution of UC has decreased in favour of explained components (EC), which are also significant and still substantial. This result suggests that the differences in mortality gap between these two periods are due to the composition effect.

Tab 4-6: *O-B decomposition of immigrant-native gap in U5M, 2004-2011 & 2012-2020*

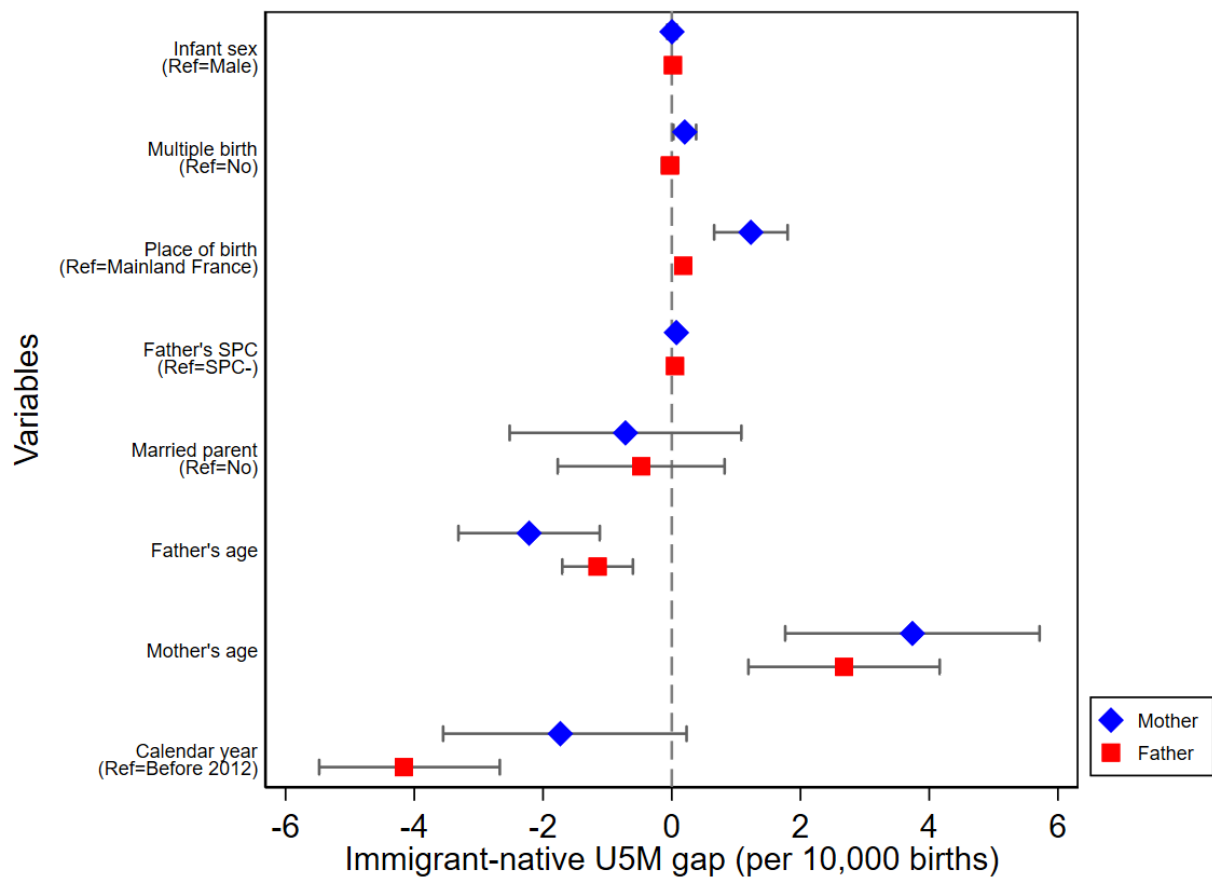
	Mother's migratory status				Father's migratory status			
	EC	%	UC	%	EC	%	UC	%
2004-2011	-0.20 (-2.74- 2.33)	-1.20	17.08*** (8.71- 25.46)	101.20	-1.08 (-3.41- 1.25)	-7.00	16.51*** (8.38- 24.64)	107.00
2012-2020	3.73 * (0.88- 6.58)	16.67	18.64*** (11.85- 25.43)	83.33	2.50* (0.19- 4.80)	13.11	16.53*** (9.97- 23.10)	86.89

Note: 95% CIs are in parentheses: ***p<0.001; *p<0.05.

Source: Authors' calculations based upon Permanent Demographic Sample (EDP), 1990–2020.

A more detailed decomposition of the two models in which estimates are presented per 10,000 live births is shown in the figure 4.2.

Fig. 4. 2: Detailed contribution of the endowment effect to the immigrant-native U5M gap



Note: The horizontal dashed lines portray the 95% confidence interval. Mother indicates model using the mother's migratory origin and father for model using father's migratory origin. Reading: Positive value indicates positive effect on survival of the child born to an immigrant.

Source: Authors' calculations based upon Permanent Demographic Sample (EDP), 1990–2020.

The graph indicates that being a twin, being born in Overseas France, or having a father with a higher SPC is associated with child survival, thereby contributing to the disparities between immigrant and native-born. The calendar year exhibits a significant negative impact when the father is an immigrant, reflecting the increasing trend in U5M disparities according to father's origin from 2012, as previously highlighted in segmented regression of an interrupted time. As for the father's age, the more detrimental to survival is the immigrant origin. Unlike paternal age, maternal age has a positive impact on survival of immigrants' children. For instance, if we focus on the model using mother's migratory origin, these disparities would decrease by around 4 deaths per 10,000 live births. Based on the father's SPC, we note that equalizing it, i.e. increasing it to match that of native-

born, decreases the disparities between the two groups by 0.1 deaths of children under five per 10,000 live births. As a reminder, immigrants are less represented in the higher socio-professional categories.

4.4. Discussion

Health disparities, particularly in under-5 mortality, remain a persistent challenge across various populations. While previous studies have documented a reduction in social inequalities in infant mortality in France between 1978 and 1998 (Barbieri & Toulemon, 2005), our findings reveal a contrasting trend beginning in 2012. Specifically, we observe a significant rise in mortality inequalities among children under 5, which supports our first hypothesis (H_1). This trend also corresponds with studies suggesting a deterioration in the health status of immigrants during the 2000s, reversing earlier improvements observed in the 1980s and 1990s (Dourgnon et al., 2008).

A number of explanations can be proposed to explain this result. As the comparative analysis of two cohort groups shows, there is a composition effect that could explain these results. The composition effect suggests a change in the composition of the immigrant population over time, with a greater proportion of risk groups with low SES and more African immigrants in the immigrant population...

However, this result does not call into question the effect of discrimination in these mortality inequalities, as shown by the greater contribution of the unexplained component in all our results. As indicated by Bazen et al. (2016), this unexplained component measures part of the discrimination even if Bartus (2006) and Rahimi & Hashemi Nazari (2021) call for caution in such an interpretation, given the small number of explanatory variables introduced into the models. While the residual method allows for an estimation of unobserved factors, it is important to recognize its limitations, as it cannot definitively distinguish between true discrimination and other unmeasured variables (Fortin et al., 2011) such as behavioral or contextual factor (The mother's state of health on arrival, her level of education, her eating and smoking habits, the number of births, access to care, monitoring of pregnancy and the first year of life by the health services, language barriers, cultural differences, endogamy in certain immigrant communities, etc.). Numerous

ethnographic studies in France have documented discrimination against women of foreign origin in hospitals at gynecological and prenatal consultations and during or after childbirth (Fassin, 2000; Ouanhnon et al., 2022). This may contribute to the immigrant-native gap, as there is evidence linking discrimination and infant mortality across the world.

Indeed, racial discrimination or discrimination linked to migratory origin can affect children health through several mechanisms. It has been shown to, via the psychological stress and immunodepression it engenders, stimulate the production of corticotropin-releasing hormone in the placenta, which in turn may increase the risk of preterm delivery (Rich-Edwards et al., 2001). Also, discrimination in hospitals can exacerbate tensions during prenatal or postnatal consultations, leading to renouncing in pregnancy care and thus have a negative impact on pregnancy follow-up. Finally, risky behaviors (smoking, alcohol and psychoactive substance use, etc.) during pregnancy may be a response to the chronic stress generated by racial discrimination (Brondolo et al., 2009). Increased preterm births, high levels of LBW and poor gestational age outcomes are common among women who have experienced discrimination (Rich-Edwards et al., 2001; Mustillo et al., 2004; Giurgescu et al., 2011; Daalen et al., 2022). Risk behaviors and prematurity, LBW, and gestational age are important predictors of infant mortality (Evans & Alberman, 1989; Farré, 2016; Reichman & Teitler, 2006; Štípková, 2016; Ballon et al., 2019; Kihal-Talantikite et al., 2019).

The increase in inequality can also be explained by the implementation of successive immigration-related reforms. For example, the 1980s and 1990s were marked by the implementation of an integration policy, which was followed by a series of reforms to the right to citizenship in 1993, then in 1998, in 2003, in 2006, and again in 2011 (Duclos-Grisier, 2022a). These various reforms have profoundly reshaped the French legislative landscape in terms of the reception and integration of foreigners (Safon, 2018) and are said to have become stricter over time (Duclos-Grisier, 2022b). It is therefore possible to think that integration measures beneficial to immigrants until the late 1990s and less so after had an impact on the integration of immigrants and on their health and that of their children. In fact, some studies that have examined the link between migration policies and

immigrant health supports this hypothesis. The findings of Juárez et al. (2019) in many European countries, including France, are illustrative of the link between restrictive entry policies and the deterioration of immigrants' mental health and perceived health, as well as of the reinforcement of health disparities among children of immigrant families following changes in immigration policy (Mendoza, 2009).

Our results indicating that the composition effect plays a minor role in explaining U5M immigrant-native disparities, consistent with previous studies, supports our second hypothesis (H₂). Examples include LBW gap between native-born and immigrant (African and Latin American) in Spain (Stanek et al., 2021), differences in preterm births between African-American and foreign-born black women (DeSisto et al., 2018), or infant mortality gap between women of Mexican-origin and non-Hispanic whites at higher maternal ages in U.S. (Powers, 2016).

Another result of this research is the important contribution of mother's age and father's age at the child's birth. This result provides further support for what is now a classic finding in infant mortality namely that paternal age is as significant as maternal age, when it comes to reproductive issues and infant health (Spiers, 1972; Janeczko et al., 2020). The contradictory effects of these two variables may be attributed to the biological effects of age. However, it cannot be excluded that age is correlated with social differences that cannot be captured by SPC.

Conclusion

Overall, we conclude that the migratory origin of the mother and father, like other parental characteristics, is a very important factor in child survival. A time decomposition of the increase in U5MR between two time periods among immigrants allows us to conclude that the increase in immigrant-native U5MR gap is due to a change in the composition of the immigrant group over time.

Our study also has some limitations. Like any statistical method, the O-B decomposition has some weaknesses. In addition to the so-called identification and the index problems which affects the estimates of the detailed decomposition (Lam et al., 2021; Horiuchi et al., 2008; Yun, 2005; Rahimi & Hashemi Nazari, 2021), there are difficulties in interpreting its results. Another limitation is that the method is constrained to two groups. Immigrants are a highly heterogeneous group, and lumping them together into one broad category may hide important disparities.

Despite its limitations, this research has a number of strengths. It is the first to estimate the contributions of individual variables to under-5 mortality of foreign-born women compared to French-born women. While some studies have attempted to explain these disparities using regression-based approaches, we have quantified the level and direction of contributions of unobserved factors. The O-B decomposition uses and extends the regression results to estimate the contribution of each individual variable. Our results add to the literature on the decomposition method by comparing birth cohorts over time and more importantly, highlighting how the immigrants-native gap has changed over time.

Although the factors associated with mortality disparities, such as parents' age, are not modifiable, the implementation of certain measures in relation to the health system and its actors, which are presumably forming most of the unobserved characteristics related to child health, can be successful in reducing inequalities in infant mortality.

Appendix

Tab A4-1: Structure of data for analysis of the impact of the year 2012 changes on U5MR

Observation	Year	U5MR_Na_f	U5MR_Im_f	Diff_f	U5MR_Na_m	U5MR_Im_m	Diff_m	time (year)	intervention (year 2012)	time_post
1	2004	3.62	5.33	1.71	4.32	3.87	-0.45	1	0	0
2	2005	4.09	4.24	0.15	4.13	5.59	1.46	2	0	0
3	2006	3.32	7.33	4.01	3.77	8.45	4.68	3	0	0
4	2007	3.79	6.63	2.84	4.31	8.67	4.36	4	0	0
5	2008	3.71	5.89	2.18	4.22	5.19	0.97	5	0	0
6	2009	3.62	5.63	2.01	3.58	6.76	3.18	6	0	0
7	2010	3.44	5.47	2.03	3.66	5.02	1.36	7	0	0
8	2011	4.47	4.66	0.19	4.44	5.38	0.94	8	0	0
9	2012	3.87	4.11	0.24	3.66	5.06	1.4	9	1	1
10	2013	3.97	4.6	0.63	3.88	5.47	1.59	10	1	2
11	2014	3.78	3.53	-0.25	3.57	4.52	0.95	11	1	3
12	2015	4.47	6.42	1.95	4.27	7.23	2.96	12	1	4
13	2016	3.88	5.44	1.56	3.79	5.76	1.97	13	1	5
14	2017	4.09	7.47	3.38	4.31	6.97	2.66	14	1	6
15	2018	3.78	6.42	2.64	3.72	6.84	3.12	15	1	7
16	2019	3.81	7.48	3.67	3.99	7.13	3.14	16	1	8
17	2020	3.04	5.44	2.4	3.22	4.88	1.66	17	1	9

Source : Authors' calculations based upon Permanent Demographic Sample (EDP), 1990–2020.

CHAPITRE 5- EXCESS UNDER-5 MORTALITY OF CHILDREN BORN TO IMMIGRANTS: LONGITUDINAL EVIDENCE FROM FRANCE

Ce chapitre fait suite au précédent chapitre en comblant l'une de ses limites qu'est la distinction de plusieurs origines migratoires. Elles sont regroupées en sept catégories régionales : France pour les natifs, Afrique Subsaharienne, Afrique du Nord, Europe de l'Est, autres régions d'Europe, Asie puis autres. En réponse aux avantages de santé infantile documentés pour les enfants d'immigrés d'Afrique du Nord contrastant avec leur surmortalité infantile documentée dans une autre étude, ce chapitre apporte une clarification en mettant à contribution la méthode du score de propension. En effet, les différences de santé selon l'origine migratoire peuvent en partie être attribuées aux différences dans la distribution des variables de confusion et aux différences dans l'origine migratoire. Compte tenu des résultats contradictoires sur les enfants d'immigrés d'Afrique du Nord, lesquels montrent de meilleurs résultats de santé infantile et leur surmortalité infantile, il est loisible de se demander en ce qui concerne la santé infantile, si l'origine migratoire des parents joue réellement sur la santé ou si les différences des résultats de santé entre les immigrés et les natifs sont plutôt dictées par les facteurs de confusion. Le présent document permet d'évacuer cette question grâce à la méthode du score de propension, elle-même basée sur les résultats issus de la décomposition O-B dans le précédent chapitre. D'autres facteurs expliquant les inégalités de mortalité infanto-juvénile selon les origines migratoires ont été analysés grâce à la technique d'analyse des biographies. Un accent spécifique a été mis sur le capital social (facteur contextuel) et le soutien paternel à la naissance de l'enfant.

Ce chapitre a fait l'objet d'une communication orale lors de deux conférences internationales (Second Migrantlife Symposium et Wittgenstein Centre Conference (WIC) 2023) et d'un poster (Voir annexe). Par ailleurs, il a été soumis à la revue Vienna Yearbook of Population Research (VYPR) dans le cadre d'un appel à candidatures pour un numéro spécial intitulé "Population Inequality Matters".

Abstract

Immigrant children face significant disparities in terms of their survival. To investigate the role of parental origin in explaining these disparities, we used the large French socio-demographic panel, with a sample of 687,535 births from 1990 to 2020, on which a propensity score method and longitudinal approaches were applied.

Our findings reveal that even after accounting for confounding factors by balancing socio-demographic variables, disparities in under-5 mortality persist based on the mother's origin. Specifically, notable differences in mortality were observed among three immigrant groups: women born in Sub-Saharan Africa, North Africa, and the group including America, Oceania, and others. Our results show no protective effect of mixed parenting on under-5 mortality. Additionally, we identified that a higher proportion of immigrant children born in the municipality has an adverse effect on child survival for native-born and some immigrant. Moreover, our study confirmed the influence of paternal support on child survival.

Key words: under-5 mortality, parental origin, mixed parenting, propensity score, longitudinal analysis

Introduction

The well-being of immigrant children is a significant public health issue in countries that experience immigration (Kinge & Kornstad, 2013). It not only serves as a crucial measure of equality and overall welfare (Hemminki, 2014), but also provides insight into potential health disparities among different racial or ethnic groups in the future, during adulthood (Mehta et al., 2013). Inequalities in child health based on migration origins are prevalent in certain immigrant-receiving countries, including France.

France has made remarkable progress in child health, both within Europe and globally. The under-5 mortality rate (U5MR) is below 4‰, which is lower than the European average of 5‰ (UN IGME, 2019). In contrast, the global average stands at 39‰. Despite this overall improvement, disparities persist, especially in infant mortality among immigrant population (Wallace et al., 2020). This is concerning, particularly because France has witnessed a growing number of children born to immigrant parents, accounting for over 30% of births in 2018 and more than a third over the past two decades (Insee, 2021). Moreover, infant mortality has also risen recently in France (Claris, 2022; Trinh et al., 2022), despite a significant decline throughout the previous decades (Insee, 2018). These trends warrant special attention and further investigation.

Numerous studies have examined the health of children based on their migration backgrounds. The outcomes vary depending on the choice of indicators and the countries of origin and destination. For instance, Kinge & Kornstad (2013) found higher infant mortality among children of immigrant women from Africa and Asia in Norway, whereas in the U.S., children born to Mexican women showed lower infant mortality (Hummer et al., 2007). Results may even differ within the same country, depending on the chosen indicators. Previous research highlights a health advantage in terms of birth weight among children of North African immigrants in France and Belgium, as well as among children of Mexican immigrants in the U.S. (Guendelman et al., 1999). However, recent studies in France, based on different data and outcomes, have reignited the discussion on the health of immigrant children. One study documented higher infant mortality among children of Maghreb immigrants (Wallace et al., 2020), while another confirmed the advantage not only in birth weight but also in terms of preterm births and gestational age among children from the same immigrant group (Florian et al., 2021, 2023).

The variations in these findings raise questions about the actual role of migration origin in contributing to inequalities in child health. In other words, can disparities in U5M be attributed to differences in the distribution of confounding variables or to differences inherent in migration origin (Ma, 2008). By adopting a longitudinal approach, this study aims to fill the gaps in cross-sectional approaches (Grosser et al., 2016), as longitudinal research holds immense potential in generating robust estimates and conducting reliable analyses of determinants (Bocquier et al., 2019).

5.1. Background

5.1.1. Parental Socio-Economic Status and children's health

Parental socio-economic status (SES), which includes income and education, has been extensively examined in relation to children's health outcomes. Income serves as an indicator of the economic resources available to individuals through capital, employment, or wages. Parents with a decent income are more likely to adequately meet the family's essential needs and provide their children with a higher standard of living through healthy nutrition and adequate healthcare. Additionally, a higher standard of living can act as a protective factor against maternal postpartum depression, the most common postnatal complication in western countries, which likely impacts maternal quality of life, family functioning, and children's development and health (Nakamura et al., 2020). Moreover, income inequality is strongly correlated with infant mortality across all countries, although the causal nature of this association remains to be confirmed in the short term (Avendano, 2012).

Education is one of the most widely used proxy of SES in studies of inequalities in health and mortality. By enabling individuals to understand health promotion messages, improve their medical knowledge (Hoffmann et al., 2018) and access economic and social resources (Green & Hamilton, 2019), parental education, particularly that of mothers, can positively influence children's health at all stages of their development. Revisiting the education-health link using a distributional approach in 153 countries from 1970 to 2016, Shorette & Burroway (2022) reveal that the education advantage is distribution-specific. Specifically, the anticipated advantages of women's education are particularly evident in the middle of the distribution, where infant mortality rates (IMR) range from approximately 11 to 55 deaths per 1,000 live births, but show no significant effect where IMR is either comparatively low or high.

This finding is both consistent with and contradictory to previous research, providing a more nuanced picture of how women's access to education relates to global health inequalities.

5.1.2. Healthy immigrant paradox

The healthy immigrant paradox is attributed to the unexpected health advantages of immigrant groups settled in host countries despite their low SES. Although it has long been discussed in relation to the health of adult immigrants, it can also be observed among children born to immigrant mothers (These native-born children of immigrants are not immigrants themselves but are sometimes called “second-generation immigrants”). Despite their mothers' disadvantaged SES and limited use of prenatal care, the native-born children of Hispanic women exhibit comparable or even better health outcomes compared to those born to non-immigrant mothers in the U.S. (Green & Hamilton, 2019; Mendoza, 2009). A similar advantage is documented in perinatal outcomes for African and Latin American mothers in Spain (Farré, 2016; Stanek et al., 2020, 2021).

The “healthy immigrant” effect suggests that individuals who migrate to host countries are selected by either the host countries themselves, or through self-selection among predominantly healthy individuals (Nørredam, 2015; Agyemang, 2019). In the context of children's health, this implies that there is an intergenerational transfer of health advantages, i.e. an indirect selection whereby healthy immigrant women of childbearing age are more likely to give birth to healthy babies. Evidence supporting this selection has been found in various settings, including France, Belgium, Austria, Spain, U.S. and Canada, with respect to infant mortality or other birth outcomes such as low birth weight, preterm births, and gestational age (Farré, 2016; Guendelman et al., 1999; Hummer et al., 2007; Vang et al., 2015; Sow et al., 2019; Florian et al., 2021, 2023).

5.1.3. Social capital

The theory of social capital has been proposed to explain the health advantage experienced by immigrants. As described by Putnam (1993), social capital refers to the attributes of a social organisation, including networks, norms, and social trust, which benefit both individuals and society as a whole. Coleman (1988) identified three key components of social capital: obligations and expectations, information channels,

and social norms. These elements collectively shape social relationships and contribute to the concept of social capital.

To quantify social capital, various measures have been employed at both the individual and community levels, although most focus on the individual level (Kanas et al., 2012; Allen et al., 2014; Siedlecki et al., 2014; Koelet et al., 2017). Thus, participation in charitable activities, affiliation with a political, apolitical or religious group and any situation that enables social ties to be developed and maintained are individual dimensions of social capital.

At the individual level, social capital can be assessed through both formal support provided by midwives, general practitioners, and other health professionals and informal support offered by partners, family members, or close acquaintances (Nakamura et al., 2020). Formal support is perceived through the lens of the relationships between caregivers and patients, and when these relationships are strong, they can ensure better pregnancy follow-up and improved birth outcomes. Family support also plays a crucial role in pregnancy outcomes (Benza & Liamputtong, 2014) due to its significant influence on the lifestyles and health-related behaviors of its members (Fortin & Le Gall, 2007). Similarly, the support of partners is essential to meet economic needs and strengthen parental involvement or their contribution to maternal and child health (Fiori, 2020; Nakamura et al., 2020). Evidence supporting this notion was provided by Gaudino et al. (1999), who showed that paternal support during childbirth had a protective effect against low birth weight and infant mortality.

At the community level, most measures assess the socio-ethnic and economic characteristics of the neighborhood or area. The most commonly used socio-ethnic dimension is the concentration of immigrants from the same origin in the neighborhood (Muchow & Bozick, 2022). Van Kemenade et al. (2006) referred to a similar concept when discussing social networks based on ethnicity. This entails relying on close-knit networks of individuals from the same cultural background, which promote economic and social integration (Van Kemenade et al., 2006; Gill & Bialski, 2011), as well as a better understanding of the healthcare system (Albertini Fröh et al., 2017) and the well-being of immigrants (Van Kemenade et al., 2006; Zhao et al., 2010). The impact of these networks on children's health has also been documented. As showed by Zeitlin et al. (2011), there is an inverse relationship between the proportion of immigrants in the neighborhood and preterm births among women from Sub-Saharan Africa, and a

positive correlation for women born in France. In a cross-sectional ecological study, social capital at a level below the state (trust, association membership) was strongly associated with higher infant mortality rates among Blacks (Kawachi et al., 1997).

Regarding the socio-economic dimension of neighborhoods, its effect on children's health has been the subject of numerous studies. Clausen et al. (2006) showed that residential areas of lower SES had higher risk of pregnancy complications in Oslo East. Spencer et al. (1999) and Bundred et al. (2003) further proved that the most deprived neighborhoods or areas had higher levels of low birth weight in England (in the north). Even more detailed analyses confirm the effects of neighborhood socio-economic level on children's health in the U.S. In a multilevel cross-sectional analysis, Buka et al. (2003) put these effects into perspective by showing a significant decrease in average birth weight as the level of economic disadvantage in the neighborhood increased, and only for African-American mothers. The study of Calling et al. (2011), which reports an increase in infant mortality associated with high levels of neighborhood deprivation in Sweden, supports the hypothesis that neighborhood factors are significantly associated with infant health.

5.1.4. Discrimination

Several studies have examined the interactions between caregivers and patients, with a specific focus on discrimination and its role in contributing to health disparities.

A recent United Nations analysis of Black women's experiences during pregnancy and childbirth in the Americas concluded that systemic racism in medical systems is one of the main reasons they are more likely to experience serious complications (UNFPA, 2023). Numerous ethnographic studies in France have documented discrimination against women of foreign origin in hospitals at the time of gynecological and prenatal consultations and during or after childbirth (Fassin, 2000; Saurel-Cubizolles et al., 2017; Ouahnnon et al., 2022). This can contribute to inequalities in birth outcomes. Increased preterm births, low birthweight and low gestational age outcomes among women who have experienced discrimination (Rich-Edwards et al., 2001; Rosenberg et al., 2002; Mustillo et al., 2004; Giurgescu et al., 2011; Daalen et al., 2022) are illustrative of the link between (the perception of) discrimination and adverse birth outcomes. Indeed, racial discrimination or discrimination linked to migration origin can act on children health through several mechanisms. It can, via the psychological stress and immunodepression it engenders, stimulate the production of corticotropin-releasing hormone in the placenta, which in turn may increase the risk of preterm

delivery (Rich-Edwards et al., 2001). Also, discrimination in hospitals can exacerbate tensions during prenatal or postnatal consultations, lead to the renunciation of care during pregnancy and thus have a negative impact on pregnancy follow-up. Finally, risky behaviors (smoking, alcohol and psychoactive substance use, etc.) during pregnancy may be a response to the chronic stress generated by racial discrimination (Rosenberg et al., 2002; Brondolo et al., 2009). These risk behaviors as well as indicators of child health such as preterm births, low birthweight, and gestational age are important predictors of infant mortality (Evans & Alberman, 1989; Reichman & Teitler, 2006; Farré, 2016; Štípková, 2016; Ballon et al., 2019; Kihal-Talantikite et al., 2019).

5.1.5. Country of origin context

Few studies in the literature deal with the context of the country of origin. One example is provided by Kinge & Kornstad (2013), whose study focused on infant mortality differentials according to migration origin in Norway. Using the mortality rates prevailing in the mother's country of origin as a proxy for the socio-sanitary characteristics of the country of origin, they found that immigrants from countries with high infant mortality rates have a higher infant mortality rate in Norway. According to them, the attributes of the country of origin are likely to influence the factors associated with infant mortality in the host country.

This finding is consistent with that of Väisänen et al.(2022) that women from the poorest countries have the worst reproductive health. This means that “*the inequalities observed in a global scale in countries’ economic outcomes may reproduce themselves as reproductive health inequalities among migrants living in wealthy countries*” (Väisänen et al., 2022). Differences in cultural and environmental factors between the country of origin and the host country, perceptions of healthcare services and a general lack of knowledge about the host country's healthcare system may explain these disparities.

5.2. Hypotheses

Based on the aforementioned theories, we have formulated the following four hypotheses:

- Considering the effect of migratory origin on children's health and the link between a country's level of development and infant mortality, we posit that disparities in under-5 mortality not only explained by migratory origin but also exhibit a hierarchy based on the level of development of the immigrants' regions of origin (H₁).
- Based on the effect of mixed unions on improving the SES and integration of immigrants, as documented in other studies (Meng & Meurs, 2009; Rodríguez-García, 2015) and the protective effect of parental SES on children's health, we adopt the hypothesis 2 (H₂): children of mixed-origin parents have mortality risks equivalent to those of children born to native parents, attributed to the integration facilitated by mixed unions and the resulting economic and socio-professional advantages.
- Concerning our third hypothesis (H₃), which is based on the positive benefits of social capital, it indicates that: paternal support, which includes the psychological and material support provided to the mother, reduces the risk of under-5 mortality.
- The last hypothesis 4 (H₄) suggests that: a higher percentage of births to immigrant women in the local municipality of birth (assuming positive effect of migrants' social support and social capital) is associated with lower under-5 mortality among immigrant than among native-born.

5.3. Methodology

5.3.1. Data

This study uses data from the permanent demographic sample (EDP). The EDP is France's largest socio-demographic panel. It contains individual-level anonymized records on life events from civil register and census data. Eligibility for the sample is based on date of birth. Prior to 2004, the sample consists of individuals born between 1 and 4 October, and from 2004 onwards, of births occurring in the first four days of the first month of each quarter. Our sample contains 687,535 births from 1990 to 2020, representative of all births in France. The number of deaths under age 5 is 3,024. The implementation of the longitudinal analysis was strongly based on the tools developed by Bocquier et al. (2019) for longitudinal data management and analysis within the framework of the Event History Analysis method in Stata.

5.3.2. Regression analysis

Prior to presenting the multivariate analysis, we will provide a description of the steps involved in the propensity score method. This methodology allowed us to create a weight variable, which will be used to properly balance the dataset across the variables used in the subsequent multivariate analysis.

5.3.3. Propensity score method

The propensity score method is used to balance or make similar the characteristics of two groups in order to compare them on a given dimension. It involves synthesizing all these characteristics or conditioning variables into a single variable known as the propensity score. Introduced by Rosenbaum & Rubin (1983), the propensity score defines the probability of receiving treatment based on the observed variables between two groups, with one designated as the treatment group and the other as the control group. Through this method, a hypothetical group of study participants is created. In our study, the group of interest (i.e., children of immigrants) is similar to the reference group (i.e., children of natives) in terms of some observed characteristics other than migration origin (Ma, 2008).

Mathematically, the propensity score noted $e(x_i)$ is such that $e(x_i) = P(z_i=1|x_i)$. Given our two distinct groups, children of immigrants and children of natives, with the latter being the treated group, we estimate the propensity score using the available data $(z_i, x_i) (i=1, 2, \dots, N)$, where:

$$\begin{cases} z_i = 1 \text{ for children of natives} \\ z_i = 0 \text{ for children of immigrants} \\ x_i = \text{set of covariates for individual } i \end{cases} \quad (5_1)$$

This estimation is carried out in several steps. Selecting the covariates required for estimating the propensity score is the initial step. For more details see appendix.

The propensity score is then estimated using an appropriate estimation method. The final step is to analyse the balancing properties of the propensity score, re-running the first two steps if necessary. Analyses were carried out in R (version 3.0.2) in particular using the `cobalt` and `MatchIt` packages (Greifer, 2022a, 2022b).

The choice of covariates was based on the results of the Oaxaca-Blinder decomposition carried out in a previous analysis. These results showed that the most significant disparities in U5M were associated with the age of the mother or father at

the child's birth and the father's socio-professional category (SPC). In addition to these variables, we also considered the marital status of parents and other variables relating to the child's characteristics such as infant sex, plural birth and region of birth of the infant in France to estimate the propensity score.

Following a logistic regression to examine the probability of being born to a native mother based on these explanatory variables, we estimated the propensity score using the weighting method. It involves assigning each unit a weight w_i corresponding to the inverse of its probability of belonging to one of the two groups to which it belongs: the inverse of the propensity score, $e(x_i)$ for the native-born group and $1-e(x_i)$ for immigrant-born group. Thus,

$$w_i = \frac{z_i}{e(x_i)} + \frac{1-z_i}{1-e(x_i)} \quad (5_2)$$

This method ensures a robust balance of covariates, similar to that of a full matching (Austin, 2013; Austin & Stuart, 2015, 2017). These balances were assessed through several tools, some of which are presented in the appendix and results section. Once equilibrium was achieved, making the two groups almost similar, we used the propensity score obtained to generate a weight variable, which then be applied to the database (longitudinal section).

5.3.4. Survival Analysis

In order to assess the impact of migration origin on under-five mortality (U5M), the Weibull model was used. This model was chosen because of the similarity of the curve of the hazard function (of U5M) to that of a probability density function of a Weibull distribution (Fig A5.1, Appendix). The Weibull distribution, belonging to the family of parametric probability distributions along with the normal and exponential distributions, offers some distinct advantages. As a properly specified parametric model, it helps address statistical challenges that arise from limited event occurrences (Scholey, 2019) such as the deaths occurring before one year.

- Model specification

Weibull regression modelling involves estimating the parameters of the covariates, assuming that they exert a multiplicative influence on the hazard function. This relationship can be mathematically expressed as follows:

$$\lambda(t|Z) = \lambda_0(t) * \exp(\beta'Z), t \geq 0 \quad (5_3)$$

$$\text{where } \lambda_0(t|\rho) = \rho t^{\rho-1}, \rho > 0 \text{ and } t \geq 0 \quad (5_4)$$

$\lambda_0(t)$ denotes the baseline hazard function or baseline risk, independent of covariables in the model. A higher baseline hazard reduces the proportion of children surviving to a given age.

The Weibull distribution is characterized by several parameters, with ρ representing the shape parameter in the model. This parameter is assumed to be constant and not dependent on any covariate (Wagstaff & Nguyen, 2002). If $\rho > 1$ it means that the hazard function increases over time. In practical terms, this indicates that the risk of under-5 mortality (U5M) increases as time progresses. In other words, children are at a higher risk of dying as they grow older within the age range under study. If $\rho = 1$, the hazard function is constant over time, which would indicate that the risk of mortality remains constant over the period studied. If $\rho < 1$, the hazard function decreases over time, implying that the risk of mortality decreases as time progresses. It is worth noting that in a broader context of the Weibull model, two additional parameters, namely the scale (θ) and position (δ) parameters, can be considered. The Weibull model described above represents a special case in which $\theta=1$ and $\delta=0$.

β' is the vector of parameters or regression coefficients and Z is a vector of covariates or determinants of child survival? Differences in U5M probability between children born to native mothers and other groups are measured by the Hazard Ratio (HR) mathematically expressed as follows:

$$HR = e^{\beta_i} \quad (5_5)$$

where i represents each category of categorical variables.

- Variables

The outcome variable is death occurring before the child's fifth birthday. The independent variable is the parental origin measured by the country of birth of the parent (father or mother). Six categories of origin are identified: Sub-Saharan Africa, North Africa, Eastern Europe, other European regions, Asia and other group including America-Oceania or others. These categories are compared with French-born as natives.

The mixed parenting variable allows for the distinction of four categories of children: those born to two immigrant parents, those born to two native parents, those born to

an immigrant mother and a native father, and a final category of children born to an immigrant father and a native mother. These last two categories are considered as belonging to mixed parenting for simplicity, given the methodological ambiguity surrounding the measurement of mixed parenthood or mixed union (Rodríguez-García, 2015). For greater precision on this variable, we have combined it with migratory origins.

By focusing on the variable associated with the support of the father during the child's birth, we can use the availability of the father's date of birth in the birth certificate. In other contexts, this has been used as a proxy for measuring paternal recognition (Castro-Martin, 2010). While this variable may capture a certain level of support, we think it is insufficient to encompass all dimensions, albeit indirectly. Hence, we combined it with another variable indicating whether the child's name includes only the father's name, only the mother's name or both parents' names. This enabled us to construct a comprehensive variable representing the father's support. We assumed that if the father's name and date of birth were listed on the birth certificate, it indicated that the father provided some level of support to the child at the time of birth. Consequently, we derived a binary variable indicating whether or not the father was providing support to the child.

In regards to determining the proportion of immigrant children born within the municipality (PICM), our methodology was based on the approach used by Muchow & Bozick (2022) to quantify social capital through co-ethnic proximity. Indeed, immigration patterns and the distribution of immigrant populations can vary significantly across municipalities. Certain municipalities may have higher concentrations of immigrants, potentially creating distinct community dynamics, including stronger or weaker social support systems. By using the municipality as the spatial unit, the analysis is sensitive to these local variations in immigrant population density and the associated effects on social capital and access to resources. Similarly, to this indicator, our index (PICM) is obtained as follows:

$$PICM = \frac{n_{Imh}}{N_h} \quad (5_6)$$

Where n_{Imh} is the number of births to immigrant women in municipality h and N_h is the total number of births in the same municipality. We ran M1 and M2 models with

continuous variable of PICM, by multiplied it by 10 to get the effect of a 10% increase in the proportion of children of immigrant women. We estimated the third model (M3) by including the interaction terms between PICM and migratory origins while using PICM as a categorical variable allowing us to distinguish a low proportion (PICM-) when PICM is less than 0.5 and a high proportion (PICM+) when PICM is equal to or greater than 0.5.

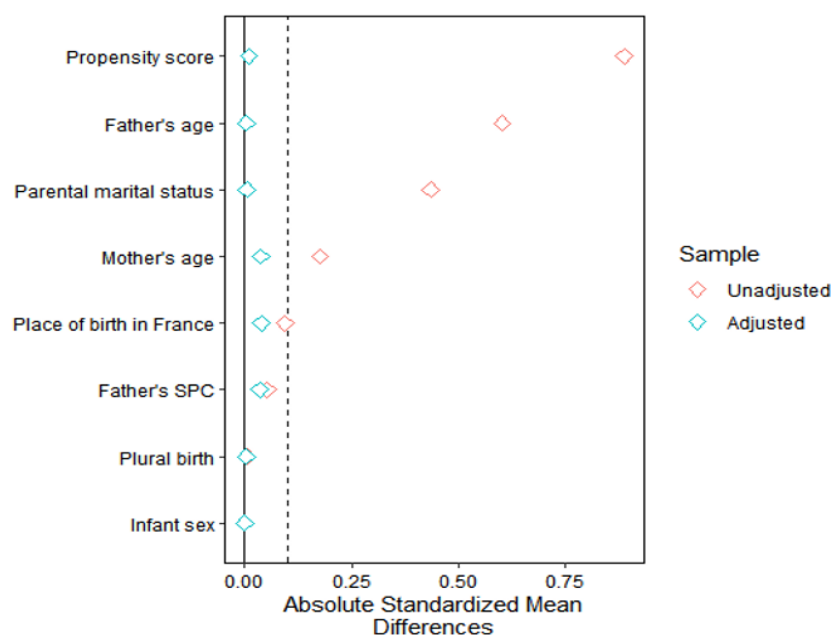
Alongside these variables, we adjusted for several other infant and parental characteristics using propensity score. These include infant sex, plural birth, place of birth in France, father's SPC, marital status of parents and the age of the father and mother at the child's birth.

5.4. Results

5.4.1. Propensity score

Figure 5.1 provides a concise overview of the mean or standardized proportional differences across all covariates. Each point on the plot represents the equilibrium statistic for a specific covariate, color-coded to indicate whether it was calculated before (unadjusted) or after weighting (adjusted). The dotted lines depict the threshold set to visualize equilibrium.

Fig 5.1 : Equilibrium statistics before and after weighting

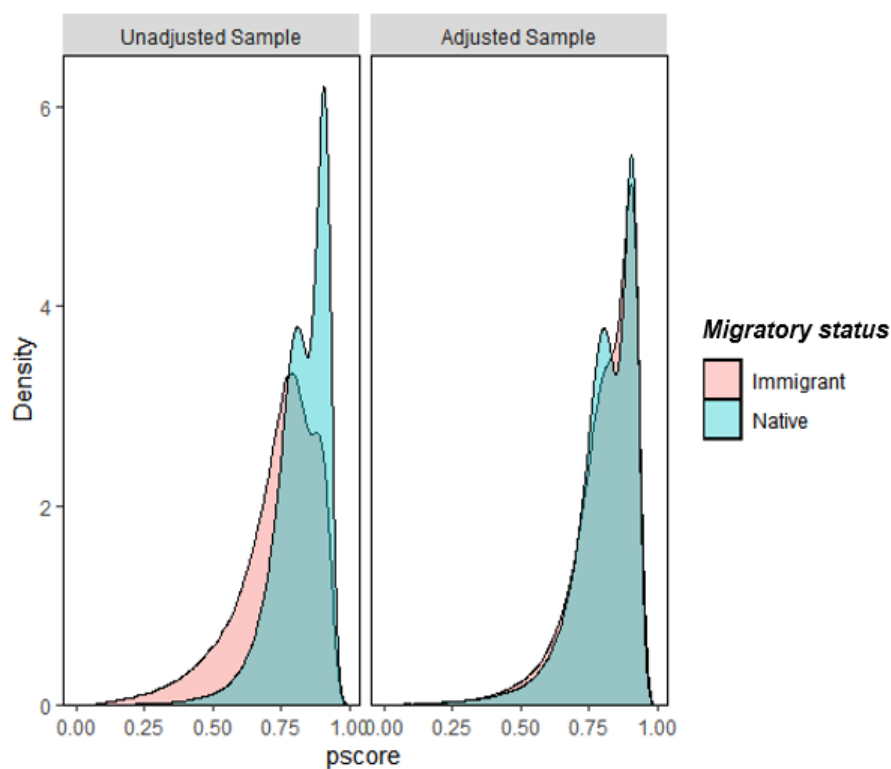


Source: Author's calculations based upon Permanent Demographic Sample (EDP), 1990–2020.

After applying the weighting, all data points now fall within the acceptable threshold, indicating that equilibrium has been reached. Additionally, the noticeable leftward shift in both the average age difference (between immigrant and native-born) of the father and the proportion of married parents suggests that these two variables have achieved the best balance in the dataset.

The univariate visual graphic of the propensity score is an additional tool for assessing its balancing characteristic, as shown in figure 5.2. This graph displays a non-parametric estimate of the density of the propensity score in the two groups. The distributional balance for propensity score serves as a benchmark to assess the comparability of the groups, ensuring that immigrant and native-born have sufficient similarities to allow meaningful comparisons (Lecocq et al., 2016). In particular, the graph shows a significant similarity in the distribution between the two groups after weighting (adjusted sample). In summary, the propensity score method successfully achieved a balance in the characteristics between the two groups, albeit with some minor residual imbalances.

Fig 5.2: Distributional balance for propensity score



Source: Author's calculation based upon Permanent Demographic Sample (EDP), 1990–2020

5.4.2. Multivariate analysis

Table 5-1 describes the sample according to migratory origins and mixed parenting, the main independent variables of interest. The sample covers 3073831 person-years, with 3024 deaths in the first five years.

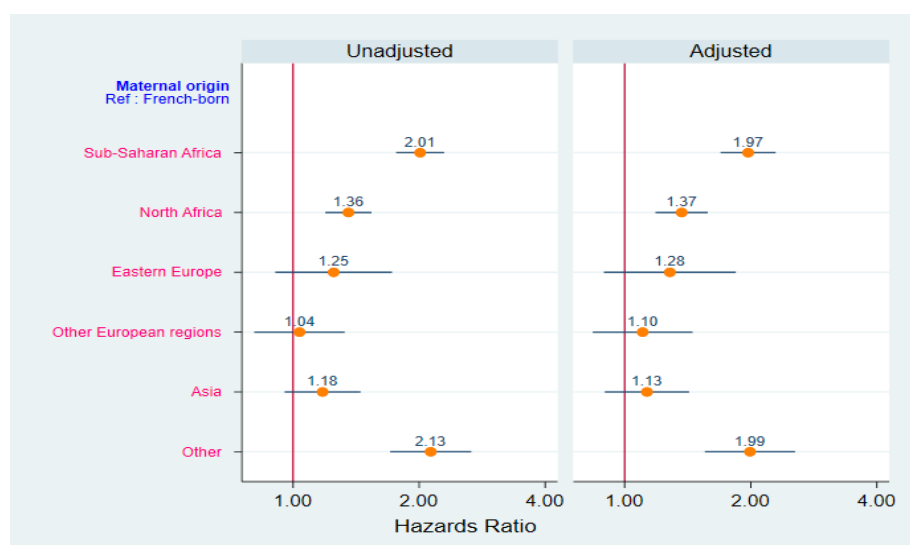
Tab 5-1: Description of the sample

Parents' region of origin		Person-years	%	Deaths
Maternal origin				
French-born		2458879.96	79.99	2,203
Sub-Saharan Africa		129518.04	4.21	246
North Africa		215500.61	7.01	267
Eastern Europe		32056.78	1.04	38
Other European regions		68183.80	2.22	64
Asia		86741.43	2.82	92
Other		82950.04	2.70	114
Mixed parenting				
<i>Mother</i>	<i>Father</i>			
Immigrant	Immigrant	363742.33	11.83	511
Native-born	Native-born	2122483.47	69.05	1747
Native-born	Immigrant	311736.34	10.14	399
Immigrant	Native-born	275868.52	8.98	367
Mixed parenting by region of origin				
Both parents are natives		2122483.5	69.05	1747
Both parents are from Sub-Saharan Africa		84349.37	2.74	167
Sub-Saharan African and native parents		74827.46	2.43	114
Both parents are from North Africa		142862.88	4.65	184
North African and native parents		169037.82	5.50	190
Both parents are from eastern Europe		16018.58	0.52	26
Eastern European and native parents		15106.86	0.49	11
Both parents are from other European regions		25880.86	0.84	19
Other European and native parents		75371.81	2.45	68
Both parents are from Asia		59109.50	1.92	67
Asian and native parents		45880.32	1.49	44
Other		242901.70	7.90	387
Total		3073830.66	100.00	3024

Source: Author's calculation based upon Permanent Demographic Sample (EDP), 1990–2020

Figure 5.3 presents results of the unadjusted (before weighting) and adjusted (after weighting) models

Fig 5.3: Hazard Ratio of U5M before and after weighting



Source: Author's calculation based upon Permanent Demographic Sample (EDP), 1990–2020

When the Hazards Ratio is compared before and after weighting, mortality inequalities persist between immigrant and native-born. The results with the adjustment for covariates reveal a higher U5M among children born to immigrant mothers, except for those from Europe and Asia. Specifically, children of Sub-Saharan African mothers are twice as exposed to the risk of U5M than children of natives. For children of North-African mothers, the risk is 1.18 to 1.57 higher while for those of group including America, Oceania and others, it is 1.55 to 2.55 higher. These persistent disparities, despite the adjustment of covariates, are likely attributed to migratory origin (Ma, 2008), indicating its central role in the shaping of U5M inequalities independently of other characteristics, and thus confirming our first hypothesis (H_1).

Table 5-2 displays the results of three weighted Weibull models (M1, M2 and M3) in which child and parent characteristics were used as control variables.

Tab 5-2: Weibull models of under-5 mortality weighted through optimal matching

Variables	M1		M2		M3	
	HR	95% CI	HR	95%CI	HR	95% CI
Mixed parenting						
Both parents are immigrants	1.50***	(1.32-1.72)				
Immigrant mother and native father	1.27**	(1.11-1.46)				
Immigrant father and native mother	1.24**	(1.05-1.45)				
Both parents are natives		Ref				
Mixed parenting by region of origin						
Both parents are from Sub-Saharan Africa			1.97***	(1.60-2.41)		
Sub-Saharan African and native parents			1.63***	(1.26-2.10)		
Both parents are from North Africa			1.52***	(1.27-1.82)		
North African and native parents			1.33**	(1.09-1.62)		
Both parents are from eastern Europe			1.72*	(1.11-2.65)		
Eastern European and native parents			0.53	(0.26-1.09)		
Both parents are from other European regions			0.94	(0.57-1.55)		
Other European and native parents			0.98	(0.71-1.35)		
Both parents are from Asia			1.32	(0.99-1.75)		
Asian and native parents			0.99	(0.67-1.45)		
Both parents are natives			Ref			
Proxy for paternal support						
Yes	0.54***	(0.45-0.65)	0.57***	(0.47-0.68)	0.58***	(0.48-0.70)
No	Ref		Ref		Ref	
Proportion of immigrant children in municipality (PICM)						
	1.06***	(1.02-1.10)	1.04*	(1.02-1.08)		
PICM x Migratory origins						
French-born x PICM+					1.98***	(1.62-2.43)
French-born x PICM-					Ref	
Sub-Saharan Africa x PICM+					2.05***	(1.51-2.78)
Sub-Saharan Africa x PICM-					1.98***	(1.65-2.37)
North Africa x PICM+					1.27	(0.84-1.91)
North Africa x PICM-					1.53***	(1.31-1.78)
Eastern Europe x PICM+					1.73	(0.65-4.61)
Eastern Europe x PICM-					1.33	(0.90-1.97)
Other European regions x PICM+					1.58	(0.60-4.12)
Other European regions x PICM-					1.03	(0.76-1.40)
Asia x PICM+					0.90	(0.45-1.81)
Asia x PICM-					1.26	(0.98-1.61)
Intercept	0.02***	(0.01-0.03)	0.02***	(0.01-0.03)	0.02***	(0.01-0.03)
ρ	0.22	(0.21-0.23)	0.22	(0.21-0.23)	0.22	(0.21-0.23)

Note: Analyses are weighted through optimal matching (propensity score computed with following covariates: infant sex, plural birth, place of birth in France, father's socio-professional category, mother's marital status, and age of the father and mother at the child's birth; see figure 5.1).

PICM+ indicate high (≥ 0.5) proportion while PICM- indicate a low proportion. *** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$; * $p < 0.05$.

Source: Author's calculations based upon Permanent Demographic Sample (EDP), 1990–2020.

In terms of the impact of mixed parenting on U5M, its protective effect hasn't been shown. The risk of U5M for children born to mixed parents remains high compared to children born to two native parents. Even when distinguishing the regions of origin, the mortality risk remains higher, although it decreases for children born to mixed parents, as shown in model M2. This result, which does not prove the protective effect of being born to mixed parents, allows us to reject the second hypothesis (H_2).

Our results provide support for the effects of paternal support and the proportion of immigrant children in municipality (PICM), both independently and with potential interactions with migratory origins. These models reveal that paternal support during childbirth plays an essential role in reducing under-five mortality. This result, which corroborates the third hypothesis (H_3) further underlines the importance of paternal involvement in child health.

In terms of the impact of the PICM, the results reveal a remarkably significant effect. Specifically, being born in a municipality with a high (vs. low) proportion of immigrant children, significantly increases under-five mortality (U5M). Through the interaction effect between the proportion of immigrant children and migratory origins in model M3 it is evident that children of French natives born in a municipality with a high proportion of immigrant children exhibit a higher U5M. The results indicate that the excess mortality among children of women from Sub-Saharan Africa persists regardless of the type of municipality of birth, whereas that of children of women from North Africa is only observed among those born in municipality with a low proportion of immigrant children.

5.5. Discussion

The persistence of disparities, even after adjusting for covariates, highlights the significant impact of migratory origin on inequalities in child health. Our results are in line with previous studies that have already documented excess mortality among infant born to mothers from Sub-Saharan Africa and North Africa (Niel, 2011; Wallace et al., 2020). The latter most often experience pregnancy-related hypertension, exhibit lower rates of pregnancy declaration or delayed declaration compared to French women (Deneux-Tharaux et al., 2009), and receive inadequate prenatal care and follow-up (Niel, 2011). In addition, these women often have a lower SES than women born in France (Zeitlin et al., 2011) and face a disproportionate burden of discrimination

(Défenseur des droits, 2019). Simultaneously, these findings could potentially reflect the impact of the origin context, given that African countries exhibit the highest rates of infant mortality globally.

Although migration of women from Eastern Europe are as recent as those from Sub-Saharan Africa, our findings did not reveal any significant excess under-5 mortality (U5M) among these groups. A similar pattern emerges for Asian mothers, consistent with the research conducted by Mehta et al. (2013), which documented favourable health outcomes across seventeen health indicators compared to other ethnic groups in U.S. This finding is also supported by research showing that Chinese newborns had satisfactory birth weights that were not statistically different from those of children born in France and Spain (Rovillé-Sausse & Prado Martinez, 2009). In addition, some Asian groups have relatively favourable health behaviours (Wallace & Kulu, 2014). Finally, it is important to note that our findings present a contrast to the concept of a healthy immigrant paradox. The infant health advantages documented for North African-born (Florian et al., 2021, 2023) seem to be more associated with sample bias rather than an intergenerational transfer of health advantages. As several studies have pointed out, the ELFE¹ cohort, which is the database used in these previous studies, suffers from selective attrition, excluding more immigrant women (Bournez et al., 2018; Nakamura et al., 2020; Kadawathagedara et al., 2021). Bournez et al. (2018) reported a refusal rate of around 51%, a particularly high rate among people of low SES, including immigrant women.

In terms of the impact of mixed parenting on U5M, the result is surprising insofar as mixed unions, and therefore mixed parenting, are considered to facilitate social (Kalmijn, 1998; Kulu & González-Ferrer, 2014) and economic (Meng & Meurs, 2009), enabling parents to have adequate resources to care for their children. Such a result can be viewed from the perspective of the fragility of mixed unions, as shown in some studies (Goldstein & Harknett, 2006; Rodríguez García & Miguel Luken, 2015). This can, through the deprivation of resources, impact both the health of the mother and the child.

¹ ELFE is French Longitudinal Study of Childhood, the first national longitudinal study of children, addressing the many aspects of their lives from the angles of social science, health and the environment. It follows more than 18,000 children born in mainland France in 2011.

The positive effect of paternal support on mortality is in line with those of Gaudino et al.(1999) who propose that paternal involvement, as indicated by the inclusion of the father's name on the birth certificate, offers protection against low birth weight and infant mortality in Georgia (U.S.). Furthermore, they are consistent with studies showing significantly higher adverse outcomes among mothers with limited or no partner information in their child's birth certificate in the U.S. (Tan et al., 2004; DeSisto et al., 2018).

As for our result on the effect of the proportion of immigrant children in municipality, it seems to diverge from the findings of Zeitlin et al (2011) who describe in France, specifically in the Seine-Saint-Denis district, an inverse association between the proportion of immigrants in the neighborhood and preterm births among Sub-Saharan African women. This difference between our results and those of the above-mentioned study can be explained in several ways. In this study, the methodological approach accounted for the hierarchical structure of the data using a multi-level logistic model. Additionally, the analyses were limited to the Seine-Saint-Denis district, so the conclusions cannot be generalized to the whole of France. Moreover, several studies have reported contradictory results, depending on the immigrant groups considered, regarding the effect of this variable on children's health (Fang et al., 1999; Kaufman et al., 2003; Pearl et al., 2001; Reagan & Salsberry, 2005), suggesting caution when interpreting such a variable.

The higher proportion of immigrant children associated with a significant risk of U5M for native-born and some immigrants, shows its profound influence on child health outcomes. The aggregation of immigrants in a specific area or the clustering of births to children of immigrants could be a catalyst for social cohesion and the promotion of various forms of solidarity and mutual assistance, which can have a positive impact on health outcomes. This is not consistent with our result, allowing us to reject the hypothesis H4. Does it reflect the adverse effects of ghettoization on child survival? Providing a definitive answer to this question is challenging. Nevertheless, this result may overshadow the influence of other factors including the insufficient availability of social and healthcare service and infrastructure within these areas. One possible interpretation may be the spread of risky health behaviours in these segregated areas. Adverse health behaviours such as refusing to have an abortion in the event of a high-

risk pregnancy, non-compliance with the vaccination schedule, and late detection of abnormalities, particularly in the case of maternity or perinatal care (Fortin & Le Gall, 2007), may be influenced or even reinforced by the community through cultural norms (Mendoza, 2009). In addition, segregated areas are often plagued by insecurity and high unemployment (van San, 2004; Bolt et al., 2010; Balascio et al., 2023), which can expose their inhabitants to stress and risky health behaviors, the effects of which on preterm births and pregnancy complications have been demonstrated (Misra et al., 2001).

Conclusion

The aim of this study was to clarify the role of migratory origin on under-5 mortality, while examining other factors such as the mixed parenting, the proportion of immigrant children born in the municipality and the paternal support. Using the propensity score instead of directly including socioeconomic covariates in the regression, we are able to address bias in the measure of immigrant-native gap arising from differences in observable characteristics (Rosenbaum & Rubin, 1983). This methodology which effectively unveils disparities between immigrant and native-born while mitigating socioeconomic disparities' effect through the weighting technique, allows us to confirm the importance of migratory origin on inequalities in under-5 mortality. This undoubtedly removes any doubt about the existence of the epidemiological paradox raised by certain recent studies on children's health in France, i.e. the excess infant mortality among North African women despite better perinatal health outcomes. Our research also sheds light on the effects of the high proportion of immigrant children born in the municipality and emphasizes the crucial role of the paternal support on child survival and allows us to enrich the literature on children's health based on migratory origin.

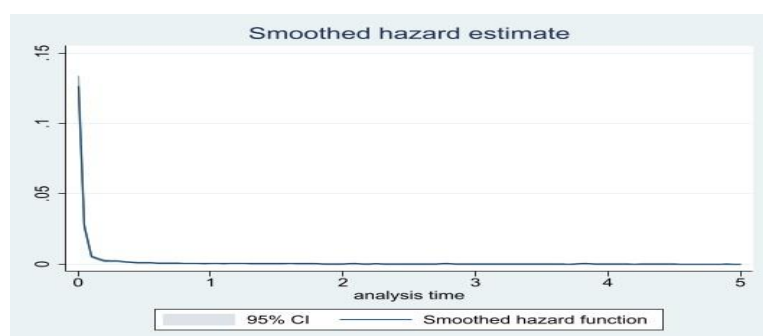
The use of a longitudinal approach, which enabled us to consider the person-years at risk in different birth cohorts and the events associated with them in order to obtain reliable regression estimates, as well as the richness and quality of the data, are the main strengths of this research.

This research is not without limitations. Indeed, the propensity score method, although a valuable tool in our study, is sensitive to the choice of variables. It focuses primarily on selection based on observable characteristics, neglecting unobservable factors (Lecocq et al., 2016). Another limitation is the operationalization of paternal support. In France, despite a 2005 Law allowing parents to freely choose their child's surname, the tradition of giving the father's surname remains prevalent. Thus, in 2018, around 91% of children had the father's surname, either alone or in combination with the mother's surname (Breton et al., 2020). While our results indicate that paternal support, as measured by the inclusion of the father's name and age on the birth certificate, is associated with protection against U5M, we lack information on why this information has been omitted from some birth certificates or whether it really reflects involvement or support during pregnancy. Further study of this variable is therefore suggested.

Appendix

A. Weibull model

Fig A5.1: U5M, hazard function



Source: Author's calculations based upon Permanent Demographic Sample (EDP), 1990–2020.

B. Propensity score method

Choice of covariates

The initial stage of propensity score estimation presents the first challenge. There is no universally accepted rule for selecting appropriate variables. Some authors suggest incorporating into the estimation procedure all variables correlated with both the treatment and the variable of interest (Quantin, 2018). Conversely, others stress the delicate balance between statistical and theoretical considerations. While the inclusion of a large number of variables may improve the precision of propensity score estimation, it also leads to an increase in the variance of the estimators. On the other hand, omitting crucial variables could introduce bias into the estimates (Lecocq et al., 2016).

The results of the Oaxaca-Blinder (O-B) decomposition, as discussed in a previous analysis, along with the existing theory on immigrant health, guided our selection of variables. Factors such as infant sex, plural birth, place of birth in France, father's SPC, marital status and the age of the father and mother at the child's birth were considered. In the decomposition analysis (Tab A5-1), under-5 mortality differences between immigrant and native-born are substantially accounted for by these variables, with the exception of the infant sex and plural birth. However, we have incorporated all of these variables into the construction of the propensity score. It is important to note that these two groups are not directly comparable on average, and the propensity score method will therefore be used to address and correct for these differences.

Tab A5-1: O-B Twofold decomposition of U5M (per 10,000 births) gap between children born to immigrant and those born to native-born

	Coef	low95	high95	
Immigrant-native gap	19.77	14.98	24.56	
Endowment effect	2.31	0.51	4.12	
Unexplained factors	17.46	12.44	22.47	
	Coef	low95	high95	Variables
	0.00292	-0.0711	0.0769	Sex (Female)
	0.202	0.0258	0.379	Plural birth
	1.229	0.659	1.8	Place of birth (Overseas France)
	0.0719	0.0443	0.0897	Father's SPC+
	-0.719	-2.519	1.082	Married parent
	-2.216	-3.314	-1.118	Father's age
	3.739	1.763	5.715	Mother's age

Source: Author's calculation based upon Permanent Demographic Sample (EDP), 1990–2020.

Choice of method

Once the variables have been selected, they are incorporated into a model, typically a logistic regression model, with a few exceptions such as the use of generalized boosted models—a non-parametric multivariate regression technique (McCaffrey et al., 2003). Following estimation, the obtained propensity score facilitates the formation of two groups, namely a treatment group and a control group, employing various methods. The most commonly employed methods include matching, Stratification, and weighting. However, choosing the most appropriate method can be challenging, as each approach possesses its own advantages and limitations. As highlighted by (Lecocq et al., 2016), no single method supersedes the others, and the selection of the appropriate method depends on the specific characteristics of the dataset at hand (Lecocq et al., 2016; Quantin, 2018).

The method we have chosen is weighting for several reasons. Undoubtedly, the full (with replacement) matching method could have been selected as the optimal choice. Indeed, as Austin (Austin, 2013) and Austin & Stuart (Austin & Stuart, 2015, 2017) have shown using Monte Carlos simulation, this method is the most optimal compared with the others, in particular weighting and partial (without replacement) matching methods. However, considering the limitations of partial matching when applied to our dataset, the substantial sample size, and the memory constraints associated with full

matching, weighting emerges as a viable alternative. Furthermore, as demonstrated by Austin and Stuart (2015), the weighting method can perform as well as the full matching method.

Weighting method is similar to the re-weighting procedures used in survey sampling to take account of observations with varying probabilities of inclusion in the sample (McCaffrey et al., 2003). It involves the creation of a new variable incorporated into a regression model. By assigning higher scores to the immigrant-born, inverse weighting reduces the weight assigned to native-born and immigrant-born with similar observable characteristics, while increasing the weight assigned to immigrant-born. This approach offers the advantage of preserving the entire sample for analysis and can produce almost unbiased estimates, particularly for large samples under specific conditions (Austin, 2016; McCaffrey et al., 2003). However, it may encounter challenges stemming from excessively high weights, particularly when certain units exhibit very low propensity scores (Austin & Stuart, 2017). To overcome this issue, truncation can be used. By setting a threshold, this technique addresses the problem of assigning extremely high weights to certain observations. In our analysis, for example, we observed a weight exceeding 30. Consequently, we applied truncation at the 99th percentile, resulting in a maximum weight of approximately 13.

In the weighting method, each unit is assigned a weight, noted w_i , which is inversely proportional to its probability of belonging to one of the two groups. More specifically, for the native-born group, the weight is determined by the inverse of the propensity score, $e(x_i)$, while for immigrant-born, it is determined by $1 - e(x_i)$.

Thus, $w_i = \frac{z_i}{e(x_i)} + \frac{1-z_i}{1-e(x_i)}$

Balancing properties

This section focuses on presenting indicators commonly employed to assess the balancing property of the propensity score. The quality of the propensity score is usually assessed and reported using statistical measures and graphs. The main indicators are mean or standardized proportion differences and variance ratios.

The standardized difference in means is the difference in the means of a (continuous) variable in the immigrant-born and native-born groups, divided by the sum of the variance of the two groups.

$$\text{Thus, } Diff_1 = \frac{\bar{X}_{Na} - \bar{X}_{Im}}{\sqrt{\frac{s_{Na}^2 + s_{Im}^2}{2}}}$$

where $\bar{X}_{Na}$ and $\bar{X}_{Im}$ are the empirical means of the covariates X in the native-born and immigrant-born groups respectively and s_{Na}^2 and s_{Im}^2 the corresponding empirical variances.

When dealing with categorical variables, this refers to the difference in the proportion of a specific category between the two groups under investigation, as demonstrated by the following equation:

$$Diff_2 = \frac{\hat{p}_{Na} - \hat{p}_{Im}}{\sqrt{\frac{\hat{p}_{Na}(1 - \hat{p}_{Na}) + \hat{p}_{Im}(1 - \hat{p}_{Im})}{2}}}$$

where $\hat{p}_{Na}$ et $\hat{p}_{Im}$ are the proportions for a given category.

The standardized difference approach has the advantage of not being affected by sample size, which makes it particularly relevant for matched data (Quantin, 2018). It plays a significant role in comparing differences in observable characteristics before and after adjustment, thereby ensuring the accuracy of the propensity score. To evaluate the balancing property, a visualization of the distribution of each covariate is employed (not presented here). Covariates are considered unbalanced when the standardized difference or proportion difference is minimal. However, there is no universally recognized threshold for determining the significance of these differences. The choice of a threshold for comparison is ultimately left to the discretion of the analyst (Lecocq et al., 2016).

As previously mentioned, the balancing property of the propensity score extends beyond the mean or proportion alone. It encompasses the entire distribution of covariates. Therefore, it is suggested to consider additional indicators, such as variance ratios (Table A-2). These ratios are employed to assess the distributional shape of covariates beyond their central tendencies. The variance decreases as the average difference in the variable between the two groups decreases. Variance ratios close to 1 mean that the variances are (almost) equal in the two groups and therefore indicate a balance in these groups (Rosenbaum & Rubin, 1983). It is worth noting that significant differences in shape may indicate suboptimal balance even if mean differences and variance ratios are below certain thresholds (Greifer, 2022a).

Tab A5-2 summarizes some key indicators before and after adjustment (weighting). These indicators include the standardized difference in means or proportions (Diff) and the variance ratios (V.ratio). The terms "Un" and "Adj" represent abbreviated forms of "Unadjusted" and "Adjusted," respectively, denoting the corresponding values. It is clear from this table that the application of weighting has led to an enhancement in the balance across all variables. This improvement is reflected by bringing all variables below the threshold of 0.1 for standardized mean differences or proportions, although some minor imbalances remain. In particular, a more substantial balance is achieved for the father's age and the parent's marital status, which exhibits a much higher degree of balance.

Tab A5-2: Some balancing indicators

Socioeconomic characteristics	Type	Before adjustment		After adjustment (weighting)	
		Diff	V. Ratio	Diff	V. Ratio
Infant sex	Binary	-0.00001	NA	-0.001	NA
Plural birth	Binary	-0.00522	NA	-0.00466	NA
Place of birth of the infant in France	Binary	-0.09486	NA	-0.03910	NA
Mother's age	Continuous	-0.17657	0.83819	-0.03851	0.81105
Father's age	Continuous	0.463925	0.60387	0.00473	0.93160
Matrimonial status of parent	Binary	-0.43487	NA	-0.00514	NA
Father's SPC	Binary	0.05330	NA	0.03619	NA
Propensity score	Continuous	0.88730	0.43416	0.01119	0.94219

Note: Variance Ratio is only computed for continuous variables

Source: Author's calculations based upon Permanent Demographic Sample (EDP), 1990–2020.

CHAPITRE 6- BOTH PARENTS MATTER: A DECOMPOSITION ANALYSIS OF UNDER-5 MORTALITY ACCORDING TO PARENTAL MIGRATORY ORIGIN IN BELGIUM

Dans ce chapitre, une analyse en décomposition faite sur les données françaises a été répliquée sur les données belges. Ici, un focus a été mis sur les différences entre les trois régions de la Belgique (Wallonie, Bruxelles et Flandre) et même les différentes provinces.

Le présent chapitre a fait l'objet de nombreuses communications orales aux différentes réunions mensuelles et trimestrielles du projet INEQKILL. Il s'agit d'un projet de recherche dans lequel nous avons collaboré au cours des deux dernières années de la thèse. Ce projet analyse les inégalités de mortalité toutes causes confondues et par causes spécifiques en Belgique, à long terme (1800-2025) en utilisant une approche interdisciplinaire basée sur l'expertise de la démographie, de l'épidémiologie sociale, de la géographie médicale et de l'histoire socio-économique.

Une communication orale extraite de ce chapitre, a été présentée lors de la conférence de l'Association Internationale des Démographes de Langues Française (AIDELF) tenue à Aveiro (Portugal) du 27 au 30 août 2024.

Abstract

The well-being of children with immigrant parents is a major concern in immigration countries. In this study, we examine the immigrant-native under-5 mortality gap, its trend, and regional disparities while identifying factors associated with this gap and variations based on the migratory origin of the father or mother. We used a dataset that includes civil registration records (birth and death certificates) and census data (2001 and 2011). Our analyses span all live births (1998-2020) that occurred in Belgium, i.e. 2,692,524.

By calculating under-5 mortality based on the migratory origin of parents defined by the father's or mother's country of birth, we distinguish between two groups: (Belgian-born as native-born and immigrant-born. In a multivariate decomposition model, where infant characteristics (sex, multiple births, birth rank, and birth weight) and parental characteristics, particularly the mother (age at childbirth, marital status, and socioeconomic index) were adjusted, the calendar year variable was introduced as a control variable. Analyses were conducted separately for each parent at the national level and then replicated in each of the three Belgian regions.

The results yield four main conclusions. First, there are disparities in under-5 mortality, largely explained by socioeconomic gap, between native and immigrant, to the disadvantage of the latter. Second, these disparities are also found at the regional level, particularly in Flanders, where these disparities are substantial. Third, these disparities are more significant when using the father's origin compared to the mother's, and they have decreased between 1998 and 2020, with an even greater reduction observed for the father's origin. Finally, despite a greater mortality disparity in Flanders, the reduction in these disparities has occurred more significantly in Wallonia. These findings underline the importance of considering the father's migratory origin, alongside that of the mother in infant health inequalities. Given these results, social inequality reduction policies must be consolidated and reinforced, particularly in Flanders.

Key words: under-5 mortality, disparities, migratory origin, multivariate decomposition, region.

Introduction

Belgium is an immigration country with population growth largely attributed to international migration, and a relatively high proportion of immigrants (17.1% of foreign-born) in 2018 (Statbel, 2019). Regarded as country with a robust social protection system and high-quality healthcare, it comprises three communities or linguistic regions (Dutch, French, and German) and three administrative regions (Flanders, Wallonia, and Brussels-Capital) where integration and healthcare policies may differ from one another. This triple multicultural context, ethnic diversity, and universal access to healthcare may have significant implications for healthcare accessibility and satisfaction, impacting immigrants and their health-related experiences. Such a context provides a unique opportunity to conduct in-depth and detailed analyses of under-5 mortality (U5M) according to parental origin. U5M serves as a classical indicator of child health, reflecting socio-economic inequalities at different levels: prenatal, post-neonatal and neonatal.

In studies of infant health according to their parents' migratory or ethnic background, the paternal characteristics are rarely accounted for (Palatnik et al., 2021). However, there is evidence that they could have a substantial impact on infant health. A comprehensive analysis of various perinatal indicators, including gestational diabetes, gestational hypertension, preterm birth, cesarean delivery, low birth weight, five-minute Apgar score, admission to a neonatal intensive care unit, and assisted ventilation, revealed a strong association between the father's ethnicity and adverse outcomes (Palatnik et al., 2021). Further evidence comes from studies indicating absence of the father or unwanted pregnancies exhibited the poorest health outcomes (Ma, 2008; Palatnik et al., 2021; Payne-Sturges et al., 2022). These different studies suggest that paternal characteristics, including ethnicity, origin, or migratory status, should be considered alongside maternal characteristics when assessing infant health indicators. Moreover, despite a significant decline in infant mortality (UN IGME, 2019), regional disparities in infant mortality persist in Belgium (Debuissou, 2001; Statbel, 2023). These regional differences deserve to be investigated from the perspective of immigrant-native gap because, as Dauvrin et al. (2012) suggest, the implementation of equitable health policies for migrants and ethnic

minorities might face challenges due to Belgium's north-south legal and administrative divide.

The aim of this paper is to measure the immigrant-native U5M gap and to identify the risk factors associated with this gap. The specific objectives are to measure levels and variations in the immigrant-native U5M gap at national, regional and provincial levels, quantify the impact of associated risk factors and assess the extent to which socio-economic differences are associated with the immigrant-native U5M gap and finally examine whether these results vary based on the mother's or father's origin.

This paper is structured as follows. The next section presents an overview of the literature, focusing on strands that are most closely related to the objectives listed above, after a brief presentation of the Belgian context. We will then describe the data and the method used for our analyses and present our results. The paper will conclude with a discussion of the results and limitations, and provide an outlook regarding opportunities for further research.

6.1. Literature review

6.1.1. Belgian context

Belgium is a federal state made up of three administrative regions: Flanders, Wallonia and Brussels. Each region has its own government and parliament. Flanders, the northern part of the country, is divided into five provinces: Antwerp, Limburg, East Flanders, Flemish Brabant and West Flanders. It has around 6.6 million inhabitants in 2019 and covers an area of 13,624 km². It has 62 maternity units, the highest number in the country in 2016 (Lefèvre et al., 2019). The Walloon region is the southern region divided also into five provinces such as Walloon Brabant, Hainaut, Liege, Luxembourg, Namur. It is home to the German-speaking minority (in eastern Wallonia), which forms Belgium's German-speaking community. It covers an area of 16,845 km² and its population is around 3.6 million in 2019, with 35 maternity units in 2016 (Lefèvre et al., 2019). The Brussels-Capital region, located on the southern border of Flanders, has a population of 1.2 million inhabitants and covers an area of 161.4 km² in 2019. In 2016, it was equipped with 11 maternity units (Lefèvre et al., 2019). It is home to university referral centers (Van Leeuw

& Leroy, 2020), which are more likely to intervene in the event of pregnancy complications. There are regional disparities in the healthcare system in Belgium. Depending on the region, women encounter various healthcare providers and facilities, and this can influence their access to healthcare services. These regional disparities, symbolic of the North-South dichotomy, are also evident in certain indicators of child health described in some reports (INAMI et al., 2014; Devos et al., 2019).

6.1.2. Infant characteristics, SES and infant health

While congenital anomalies, whether of structural, functional, metabolic, genetic, or other origins, are the main cause of infant mortality across all industrialized countries (Hercot et al., 2015), the sociodemographic and socioeconomic factors related to both the infant and their parents play an significant role on infant health.

Sex, being a biological trait, serves as a basis for expressing health disparities. Female children experience lower mortality rates than their male counterparts primarily because of their inherent biological advantages (Bergeron-Boucher et al., 2018; Riswick & Hsieh, 2020). Another child-related characteristic is multiple births, which is associated with pregnancy complications, higher risks of preterm birth and infant mortality (Monden et al., 2021). To conclude on infant characteristics, birth weight and birth rank have been shown to be strongly associated with infant mortality. Indeed, (very) low birth weight (Evans & Alberman, 1989; Farré, 2016; Štípková, 2016; Ballon et al., 2019; Kihal-Talantikite et al., 2019) and being a first-born child (Elder et al., 2016; Menashe-Oren et al., 2023) are important predictors of infant mortality. Indeed, infants with low or very low birth weight are more susceptible to complications such as respiratory distress, infections, and developmental delays, which significantly increase their risk of death in the neonatal period and beyond. Low birth weight is often associated with preterm birth, maternal malnutrition, or other adverse prenatal conditions. The expected effect of low birth weight on infant mortality is negative, meaning that lower birth weights lead to higher mortality rates. Being a first-born child is another key predictor of infant mortality. First-borns often face higher risks due to a combination of biological and social factors. Biologically, first pregnancies may be more prone to complications, including premature birth or labor difficulties. Socially, first-time parents may lack experience in infant care, which can lead

to higher risks of inadequate nutrition, poor management of illness, and accidents. The expected effect of being a first-born child on infant mortality is also negative, meaning that first-borns tend to have higher mortality risks compared to later-born children. In summary, both low birth weight and first-born status are associated with higher infant mortality because they increase vulnerability to health complications and less experienced care, respectively.

Socioeconomic status (SES) of parents, especially the mother has been extensively studied in relation to infant health. These include socio-professional categories, education, age and marital status.

Socio-professional categories (SPC) serve as an indicator of hierarchical social positioning, allowing individuals from privileged social classes to access greater economic resources to meet their essential needs and those of their families. This advantage includes providing better nutrition and adequate healthcare for their children. Consequently, a child born to a parent in executive and intellectual positions would be more likely to survive than a child born to a manual workers parent, assuming all other factors are equal. However, demonstrating a clear and consistent effect of this variable on children's health has become increasingly challenging. A multivariate analysis of infant mortality based on according to the mother's socio-professional category (SPC) in France during the period 2004-2009 showed no significant differences between the groups, except for inactive women. In this group, the infant mortality rate (IMR) was significantly higher compared to executives (Niel, 2011). Another similar analysis covering the period 2008-2017 in France confirms this result with the father's SPC, demonstrating that despite the increase in Odds Ratios from intermediate positions (compared with executive and intellectual positions), through office workers to manual workers, the 95% confidence intervals of all these estimates overlap (Wallace et al., 2020). Such complexity is also evident in the results of a multi-country European analysis of socio-economic inequalities in stillbirths (Zeitlin et al., 2016). Indeed, for mothers' occupations, the median relative risk (RR) comparing outcomes among manual workers with managers and professionals was 1.6 (interquartile range, IQR: 1.0–2.1) whereas for fathers' occupations, the median RR was 1.4 (IQR: 1.2–1.8) (Zeitlin et al., 2016). These results, indicative of the tightening of

social inequalities, could be explained by the quality of this variable, according to Niel (2011). He argues that SPC couldn't explain IMR but rather the level of attention to public health issues and education itself, linked to SPC.

The link between women's education and infant mortality is one of the most consistent and robust findings in public health (Shorette & Burroway, 2022). A high level of education is likely to improve medical knowledge (Hoffmann et al., 2018), promote healthier practices (Jadalla et al., 2015) and provide easier access to economic and social resources (Green & Hamilton, 2019). Empirical evidence supporting the positive link between education and children's health has been provided in numerous studies. For example, Smith-Greenaway (2020) showed that parental education is independently associated with a reduced risk of low birth weight in their children in Sub-Saharan Africa. In addition, a higher level of mother or father's education is associated with lower infant mortality (Saarela & Finnäs, 2014; Balaj et al., 2021).

Mother's age at childbirth is a crucial factor in child health. Early motherhood poses risks not only for the mother but also for the child due to physiological reasons; the woman's body might not be fully prepared for childbirth, increasing the chances of neonatal infections (Mitha et al., 2013) and low birth weight (Fishman, 2020). While early motherhood presents risks, so does childbirth at later stages. Advanced maternal age, for instance, is a significant factor in multiple births (Monden et al., 2021). As reported earlier, Multiple births are a risk factor for infant mortality, underscoring maternal age as a predictor of infant health and mortality (Riswick & Hsieh, 2020).

The mechanisms through which marital status could impact infant health are manifold. Existing literature offers several insights into the pathways leading to adverse health outcomes in unmarried women. Indeed, several studies have demonstrated that single mothers, much like their married counterparts, typically experience more adverse socio-economic conditions (Fiori, 2020; Algava et al., 2021; Iceland, 2021). They often face poverty, work fewer hours than other families, and more frequently reside in overcrowded housing (Algava et al., 2021; Iceland, 2021). Given these unfavorable factors, they are less likely to seek timely prenatal care compared to married mothers, considering that all these factors increase the risk of preterm birth and low birth weight (Castro-Martin, 2010).

6.1.3. Infant health and paternal characteristics

While the exact mechanism through which the father's characteristics influence infant health remains unclear. Some studies highlight disorders such as genetic mutations and sporadic autosomal dominant congenital diseases (Apert, Lesch-Nyhan, Crouzon, Pfeiffer, Noonan and Costello syndromes, multiple endocrine neoplasia and achondroplasia) linked to paternal age (Courtenay & Gordon, 1977; Janeczko et al., 2020). Some of these congenital abnormalities can adversely affect infant health (Reichman & Teitler, 2006) and, in severe cases, even infant mortality (Gourbin & Wunsch, 1999). While these studies have focused on biological factors, literature on the effect of the father versus the mother is scarce. Some studies have analyzed the absence of information on the father in birth certificate as a proxy of father effect. For example, referring to adverse infant health outcomes linked to the absence of information on the father in birth certificate, Ma (2008) suggested that this could be the case for unwanted pregnancies, unwanted children, and particularly vulnerable children. The latter are likely to receive less care than others during pregnancy and after birth, which is an additional risk factor for their survival.

6.1.4. Methods for analysis of racial or ethnic disparities in child health

A substantial body of literature has been dedicated to examining disparities in infant health among different ethnic or racial groups. It focused mainly on Hispanics, Latin Americans, African Americans, and Whites in the U.S., as well as between immigrant and native populations in Canada and some European countries using several methods. Some studies used classical regression models. In these models, the outcome variable indicating infant health is controlled for various individual and contextual factors along with racial/ethnic background (see Racape et al. (2010), Minsart et al.(2013), Gillet et al. (2014), Racape et al.(2016), Sow et al. (2019), Sow et al. (2021) and Wallace et al. (2020) for more details on this approach). Another method, which follows on from the previous one, is to run regressions for each group and derive the gap, as in the study of Collins & Thomasson (2002). Research focused on trends in racial disparities in infant health includes the use of jointpoint regression modeling (Goovaerts & Xiao, 2011; Gennuso et al., 2019).The Oaxaca–Blinder (O-B) regression-based decomposition method is an alternative to traditional logistic or linear regression modeling used to explain infant health

gap among racial or ethnic groups (DeSisto et al., 2018; Powers, 2016; Stanek et al., 2020, 2021). The latter, on which the present research is based, is able to identify, through observed differences, the exact and direct levers on which public policies could be based for better infant health outcomes. Its usefulness as a tool to guide decision-making for policymakers is therefore obvious (Lam et al., 2021; Rahimi & Hashemi Nazari, 2021).

6.1.5. What can drive the changes in racial/ethnic gaps in infant health?

The decreasing or increasing disparity in infant health between two groups based on ethnic or migratory background could result from various factors. These factors may be modifiable or not. Modifiable factors, which are the levers that public authorities can act upon to improve infant health, make infant health a flexible metric (Elder et al., 2016). Among these factors are public health, social, and migration policies.

Public policies can have a dual effect on immigrant health, as noted by Juárez et al. (2019) and Mendoza (2009), promoting well-being while contributing to health inequalities. Among these policies are migration policies, the impact of which on children's health has been reported in numerous U.S. studies. The Personal Responsibility and Work Opportunity Reconciliation Act (PRWORA) of 1996 is an example of this, as it limits immigrants' eligibility for federal welfare while giving states the option of creating alternative benefits. Joyce et al (2001) found that PRWORA-induced changes in funding for prenatal care and childbirth between 1995 and 1998 increased the number of low (and very low) birthweight infants among non-Dominican women in New York City. While the law improved prenatal care and birth outcomes for eligible pregnant immigrant women in California (Korenbrod et al., 2000), an analysis by Cho (2011) associated it with increased infant mortality rates among poorly educated Mexican immigrants in states that provided little post-reform support. In addition, Watson(2006) highlighted cost-effective federal sanitation interventions in 1960 on U.S. Indian reservations, explaining nearly 40% of the convergence of American Indian and IMR in reservation counties. In European immigration countries, little is known about the effects of migration policies on children's health. An overview of the European literature on the topic provides limited insights. A systematic review on the association between pregnancy outcomes and integration policies from a dozen European countries revealed that immigrant women showed a clear

disadvantage for all the outcomes (low birth weight, pre-term delivery, perinatal mortality, and congenital malformations) compared to native women. The risks were clearly and significantly reduced in countries with a strong integration policy including Belgium (Bollini et al., 2009).

Paid maternity leave is one of the social policies that can have an impact on infant health. A study has rightly shown that paid maternity leave is associated with a significant decrease in neonatal, infant, and child mortality in 141 member and non-member countries of the Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) (Heymann et al., 2011). A more recent study than the previous ones suggested that perinatal outcomes can vary by host countries due to integration policies. It revealed that perinatal mortality risk was substantially reduced in countries with strong integration policies (Minsart et al., 2013).

While public policies can directly influence the improvement or deterioration of child health based on migration or ethnic origin, as mentioned earlier, they can also operate indirectly. Flores (2017) rightly emphasized the influence of public policies, especially anti-immigrant laws, which can not only shape and encourage behaviors and attitudes hostile to immigrants but also create discrimination. There is growing evidence that racial or ethnically related discrimination is detrimental to both maternal and infant health (Rich-Edwards et al., 2001; Rosenberg et al., 2002; Mustillo et al., 2004; Giurgescu et al., 2011; Daalen et al., 2022; UNFPA, 2023).

6.2. Methodology

6.2.1. Data

We used a dataset that includes civil registration records (birth and death certificates) and census data (2001 and 2011). Only births for which the identifier of at least one parent was recorded on the birth certificate were included. A total of 2,692,524 live births in Belgium from 1998 to 2020, 74% of them Belgian-born, met this criterion and were therefore included.

6.2.2. Variables

The outcome variable is a binary variable indicating whether a child died before age 5 or not. Two indicators were used to measure the main independent variable. These were the father's country of birth and the mother's country of birth. Each of these indicators was transformed into a binary variable, indicating the migratory status of the father and mother respectively. The two categories identified are: Belgian-born (native) and foreign-born (immigrant).

Alongside the parental origin, we adjusted for several other predictor variables that included infant or other parental characteristics. Infant characteristics include sex, multiple births, birth rank and birth weight. These variables have previously been shown to have a significant impact on infant mortality and are readily available in the birth certificate. Parental characteristics including the mother's and father's date of birth, their marital status and their socioeconomic index, were obtained by matching the birth certificate to the 2001 and 2011 censuses.

The mother's and father's date of birth were used to compute the mother's age and the father's age at the child's birth.

The socioeconomic index is a metric quantifying social disparity in mortality, based on four dimensions of social status measured at individual level: education, employment, housing and income. Developed by Sanderson et al.(2023) using census data (1981, 1991, 2001 and 2011), this index, similar to the Human Development Index (HDI), is calculated by summing scores from its four component dimensions. It is categorized into quartiles, ranging from the most economically disadvantaged to the most affluent. For instance, the first quartile includes a higher proportion of elderly and retired individuals, belonging to smaller households, with lower education level, mostly renters, and blue-collar workers. In contrast, the fourth quartile includes younger, active, individuals with higher level of education, mostly homeowners, grouping individuals with higher SES.

6.2.3. Statistical analysis

To carry out our statistical analyses, we used descriptive and multivariate analyses.

The descriptive analyses involved several regional indicators, the distribution of certain mortality risk factors according to migratory status, the distribution of under-5 mortality rate (U5MR) according to certain mortality risk factors and migratory status, and the annual changes in immigrant-native U5M gap from 2000 to 2019. For a more detailed analysis, we explored immigrant-native U5M gap at the provincial level using maps.

The multivariate analysis is based on the Oaxaca-Blinder (O-B) double decomposition. Initially introduced by Oaxaca (1973) and Blinder (1973), this method serves to identify, quantify, and distinguish the various contributions influencing differences in the outcomes of interest between two groups. In essence, it discerns the portion attributed to disparities in observed characteristic levels between the groups (which determines the share that would be reduced or increased if both groups had the same characteristics), along with the portion attributed to discrimination and other unknown associated factors (Rahimi & Hashemi Nazari, 2021) such as the mother's state of health on arrival, her level of education, her eating and smoking habits, the number of births, access to care, monitoring of pregnancy and the first year of life by the health services, language barriers, cultural differences, endogamy in certain immigrant communities, etc. The non-linear version of this method was applied due to the binary type of the mother's and father's migration status variables.

Thus, if we consider the following multivariate logistic model:

$$r_{gp} = F(X_{gp}\beta_{gp}) = e^{X_{gp}\beta_{gp}}, g \in \{I_m, N_a\} \text{ et } p \in \{M, F\} \quad (6_1)$$

Where

r denotes for each group gp , the binary variable indicating 1 if the child died before age five and 0 otherwise,

F is the cumulative distribution function of the logistic distribution.

X denotes the set of independent variables or risk factors for infant mortality,

β denotes the set of parameters of the regression coefficients,

g distinguishes immigrant-born (I_m) from native-born (N_a) and

p is used to distinguish between parents M for the mother and F for the father.

The overall mortality gap is as follows:

$$\Delta = r_{I_m p} - r_{N_a p} \quad (6_2)$$

$$\begin{aligned} &= \overline{F(X_{I_m p} \beta_{I_m p})} - \overline{F(X_{N_a p} \beta_{N_a p})} \\ \Delta &= \underbrace{\left[\overline{F(X_{I_m p} \beta_{I_m p})} - \overline{F(X_{N_a p} \beta_{I_m p})} \right]}_E + \underbrace{\left[\overline{F(X_{N_a p} \beta_{I_m p})} - \overline{F(X_{N_a p} \beta_{N_a p})} \right]}_C \end{aligned} \quad (6_3)$$

$$p \in \{M, F\}$$

Performed separately for each parent, the double O-B decomposition makes it possible to distinguish the E component attributable to differences in risk factors or "composition effect" from the C component unexplained by the effects of these risk factors.

In the previous equation, immigrant-born is considered the reference group, while the comparison group is made up of native-born. The composition effect reflects a counterfactual comparison of the expected U5M gap if the risk factor distributions of immigrant-born and native-born were equalized. Similarly, the unexplained component reflects a counterfactual comparison of the U5M gap if immigrant-born and native-born were subjected to the same effects of these risk factors.

Note that the sum of the contributions of the two components is always equal to 100%. Nevertheless, a component can have a negative contribution or a contribution greater than 100%. Thus, whenever the contribution of one component is negative, it is offset by the contribution of the other component which exceeds 100%. The contribution of each component corresponds to the sum of the contributions of each factor ($E = \sum_k E_k$ et $C = \sum_k C_k$). A positive (or negative) coefficient of a factor implies a decrease (respectively an increase) in the mortality gap if the distribution of this risk factor were fixed to that of native but the effects of these risk factors among immigrant were unchanged.

The decomposition of U5M using logit coefficient estimates from pooled sample was performed. The calendar year variable was introduced into the model to assess variations

in the immigrant-native U5M gap over the period 2000-2019. The categorical variables were implemented on the basis of indicator variables, which essentially represent their respective categories. To clarify, categorical variables were transformed into binary variables. This transformation helps standardize the categorical variables in response to the identification issue of non-linear O-B decomposition method that arises when using non-linear models, such as logistic regression or probit models. (Yun, 2005).

The categories retained for infant characteristics are: "female" for sex, "children of rank 1" for birth rank, "very low birth weight" (weight less than 1500 g) for birth weight, and "multiple birth" for multiple births. Regarding parental marital status, the category "parent in union" (married or cohabiting) was introduced into the models. The first quartile of socioeconomic index was used. Finally, for the variable 'age of mother or father at childbirth,' the continuous version was used.

In order to quantify average variations in immigrant-native U5M gap in each region, the multivariate analysis (including the calendar year variable) was replicated on each of the three regions.

6.3. Results

6.3.1. Descriptive results

Of the 2,692,524 live births during the period, 10,463 died before the age 5, giving an U5MR of 3.89‰. Some of the regional indicators are listed in table 6-1.

Tab 6-1: Selected regional indicators

Regions	Births	% Births	<5 Deaths	U5MR (‰)	95% IC	
Flanders	1,388,862	51.58	5,146	3.71	3.81	4.00
Wallonia	795,970	29.56	2,907	3.65	3.60	3.90
Brussels-Capital	485,816	18.04	2,296	4.73	4.61	5.01

Note: *Missing values for region of birth are 0.81%.

Source : Own calculations based upon birth certificate 1998–2020

Table 6-1 shows that Flanders accounts for more than half of all births in Belgium, while the Brussels-Capital region exhibited the highest U5MR from 1998 to 2020.

The following table shows the distribution of mortality risk factors according to migration status.

Tab 6-2: Covariates distribution according to parents' migratory status

Risk factors	Mother's migratory status (%)			Father's migratory status (%)		
	<i>Total</i>	<i>Immigrant-born</i>	<i>Native-born</i>	<i>Total</i>	<i>Immigrant-born</i>	<i>Native-born</i>
	<i>N = 2,692,524</i>	<i>N = 689,893</i>	<i>N = 2,002,631</i>	<i>N = 2,692,524</i>	<i>N = 758,059</i>	<i>N = 1,934,465</i>
	(100.00)	(25.62)	(74.38)	(100.00)	(28.15)	(71.85)
Female	48.83	48.92	48.8	48.83	48.91	48.79
Children of rank 1	43.56	36.11	46.13	43.56	36.67	46.26
Very Low Birth Weight	0.33	0.38	0.31	0.33	0.41	0.29
Multiple births	3.43	3.32	3.47	3.43	3.41	3.44
Mean mother's age (SD)	29.02 (4.75)	29.63 (4.85)	28.81 (4.69)	29.02 (4.75)	29.39 (5.12)	28.88 (4.59)
Mean father's age (SD)	29.00 (4.76)	29.53 (4.93)	28.82 (4.69)	29.00 (4.76)	29.32 (5.12)	28.87 (4.60)
Parent in union	51.99	51.89	52.03	51.99	49.67	52.91
Mother's 1st quartile SES	20.58	33.15	16.24	20.58	34.89	14.97
Father's 1st quartile SES	17.71	27.17	14.45	17.71	26.63	14.22

Note: SD= standard deviation

Source: Own calculations based upon birth certificate 1998–2020 and 2001 & 2011 censuses

Table 6-2 shows a compositional difference in terms of the prevalence of: birth rank 1, very low birth weight, multiple births, parent in union, and the first quartile of the mother's or father's socioeconomic index between immigrant-born and native-born. This also applies to variables related to the age of the mother or father at the child's birth. For instance, immigrant women face a slightly lower prevalence of multiple births (3.3% vs. 3.5% for native-born). When considering the mother's origin, immigrant women are marginally less likely to be in a union (married or cohabiting) compared to native-born women. However, accounting for the father's origin shows a significantly lower proportion of immigrants in a union compared to natives. Disparities in low birth weight are also notable between these groups, with immigrant children often being born with significantly lower weights than their native-born counterparts. This difference is more pronounced when the father's origin is considered. As expected, differences in distribution are most prominent in the first quartile of SES. At least a third of immigrants fall within the first quartile of SES, while this is the case for approximately one in six natives. We also note that, similar to the very low birth weight and socio-economic status of mother and father variables, the differences between immigrant and native-born are more important for the birth rank variable compared to other variables, where the differences are relatively small.

Table 6-3 goes a step further by examining the intersection of three variables: migration status, mortality risk factors and U5M.

Tab 6-3: U5MR (5q0) according to mortality risk factors and migratory status

Risk factors	Mother's migratory status		Father's migratory status	
	U5MR (‰)		U5MR (‰)	
	Immigrant-born	Native-born	Immigrant-born	Native-born
	4.27 (4.12-4.42)	3.75 (3.67-3.84)	4.98 (4.82-5.14)	3.46 (3.37-3.54)
Female	3.81 (3.45-3.99)	3.11 (2.94-3.32)	4.63 (4.32-4.79)	2.66 (2.58-2.82)
Children of rank 1	3.81 (3.53-4.12)	3.33 (3.13-3.42)	4.92 (4.55-5.22)	2.91 (2.77-3.02)
Very Low Birth Weight	267.81 (248.79-288.01)	278.67 (265.49-292.41)	341.21 (296.42-332.88)	249.44 (235.90-263.58)
Multiple births	14.02 (12.22-16.07)	15.65 (14.54-16.92)	16.78 (14.99-18.77)	14.45 (13.33-15.72)
Parent in union	4.11 (3.86-4.40)	3.23 (3.01-3.27)	4.73 (4.48-4.97)	2.86 (2.80-3.12)
Mother's 1st quartile SES	6.11 (5.79-6.44)	4.93 (4.61-5.34)	6.23 (5.91-6.62)	4.91 (4.56-5.34)
Father's 1st quartile SES	4.54 (4.11-4.89)	4.72 (4.44-5.03)	4.52 (4.21-4.87)	4.72 (4.44-5.02)

Note: 95% CIs in parentheses, computed using Kaplan-Meier estimator.

Source: Own calculations based upon Belgian Vital Statistics and 2001 & 2011 censuses

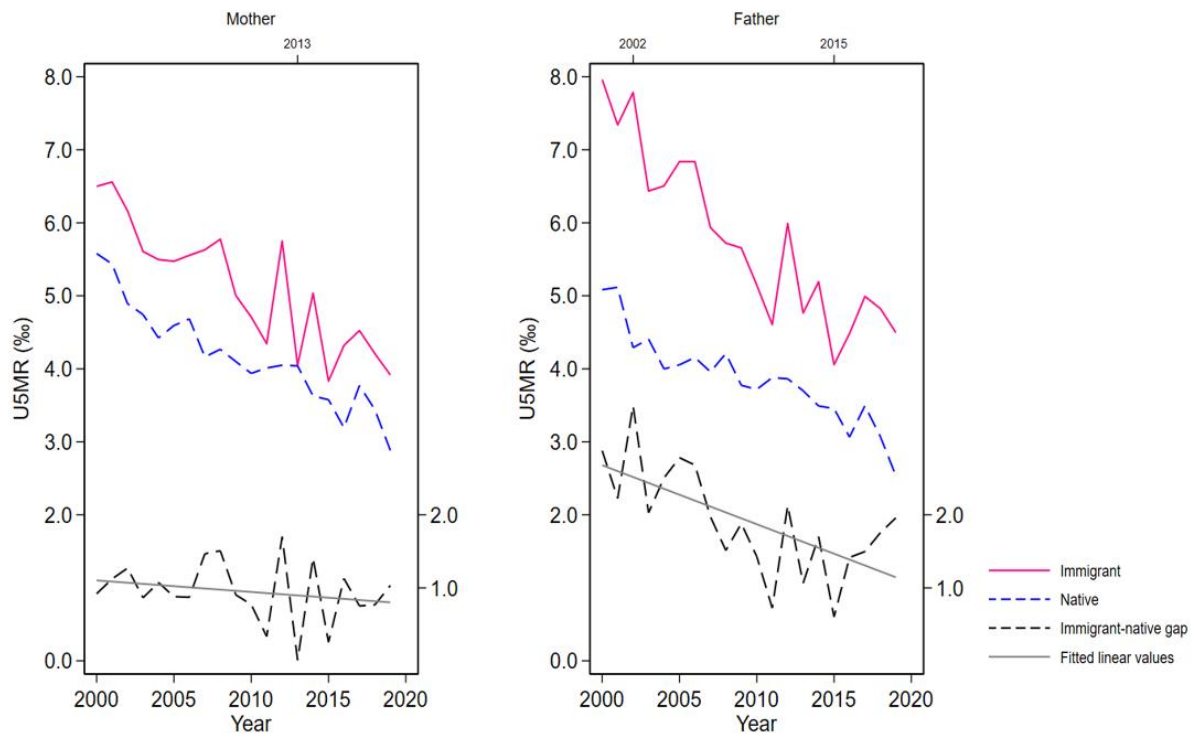
Table 6-3 shows that immigrant-born has an excess U5MR, whether the country of birth of their mother or father is considered. However, while the U5MR of immigrant-born measured by the father's country of birth is higher than the same rate for the mother's country of birth, the opposite is true for the U5MR of children born to natives. These disparities between immigrants and natives will be decomposed in the multivariate section.

A bivariate analysis of U5M and each of the mortality risk factors based on migratory status reveals notable disparities that predominantly favor native-born mothers and fathers. Generally, children of native-born individuals have lower U5MR even when stratifying by risk factor. Additionally, it is crucial to highlight that very low birth weight and multiple births increase the mortality rate. Therefore, for each group, the U5MR for the low birth weight category exceeds 260 deaths per 1000 live births, and is at least 14 deaths per 1000 live births for multiple births.

Finally, it should be noted that the effects of all variables, with the exception of marital and SES, are significantly different both between immigrant and native-born, and between father's and mother's origin.

Another descriptive section is devoted to trends in U5M for the two groups, and the variation of the gap between them since 2000, as shown in figure 6.1.

Fig 6.1: Trend of U5M according to migratory status and immigrant-native U5M gap



Source: Own calculations based upon Belgian Vital Statistics

When using the mother's country of birth, we observe a higher mortality among immigrant mothers compared to native mothers during the period from 2000 to 2019. These disparities alternate between upward and downward trends. For example, there have been periods of decreasing gap, especially notable in 2013 and 2015. These two years follow a period of increasing mortality gap, most prominently in 2012. This upward trend, which then subsided, continued in 2014 and 2017, while the mortality decreased simultaneously in both groups.

These trends, based on the father's country of birth, exhibit a distinct pattern compared to the previous analysis. They reveal that after a peak in 2001, followed by subsequent increases (although in smaller proportions) in the following years, mortality gap decreased for several years, notably in 2015. However, after 2015, an upward trend emerged, even as the mortality decreased in both groups. A more detailed examination of the graphs indicates wider disparities between immigrant and native when considering the father's country of birth, compared to the mothers. Thus, if the mortality gap between the two groups are smaller, the mortality for both groups is higher. As the gap diminish with

consideration of both indicators, the most significant reductions are observed with the father's origin.

Having analyzed the trends in these gaps, what about their regional variations? This is the question the table 6-4 and the figure 6.2 help us answer.

Tab 6-4: Regional differences in immigrant-native U5M gap

Region	Indicator	Immigrant (‰)	Native (‰)	U5M gap
Flanders	Mother	4.83 (4.58-5.09)	3.60 (3.49-3.71)	1.23*** (0.95-1.51)
	Father	5.34 (5.09-5.59)	3.42 (3.31-3.52)	1.92*** (1.65-2.20)
Wallonia	Mother	3.89 (3.58-4.20)	3.57 (3.43-3.71)	0.32 (-0.02-0.67)
	Father	4.97 (4.66-5.28)	3.21 (3.07-3.35)	1.76*** (1.42-2.10)
Brussels- Capital	Mother	4.34 (4.09-4.59)	5.02 (4.73-5.30)	-0.67*** (-1.05 - -0.29)
	Father	4.69 (4.44-4.95)	4.62 (4.33-4.90)	0.07 (-0.31-0.46)

Note: 95% CIs are in parentheses; ***p<0.001.

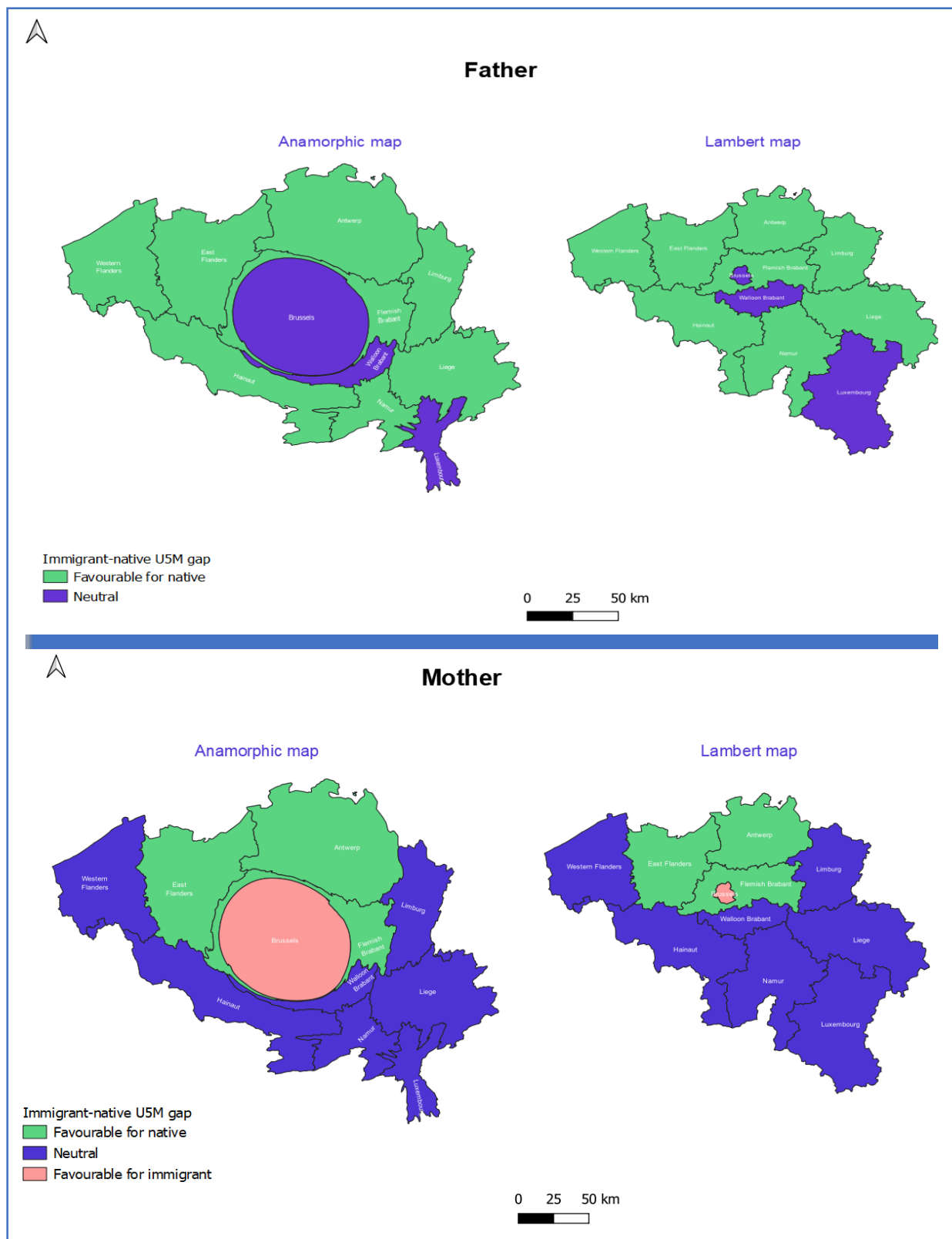
Source: Own calculations based upon Belgian Vital Statistics 1998-2020.

Table 6-4 displays the U5MR according to migratory status in each region and gaps between immigrant and native-born.

When using the mother's origin, there are statistically significant differences between the two groups in Flanders and Brussels. While these differences strongly favor natives in Flanders are less pronounced in Brussels where they favor immigrants. As for the Walloon region, no statistically significant differences were observed.

Based on the father's origin, an advantage in U5M was observed for natives in Flanders and Wallonia, whereas U5M in Brussels is the same, regardless of whether one is born to an immigrant or native father.

Fig 6.2: Immigrant-native U5M gap at provincial level



Note: In the anamorphic map, the size of the province is modified to be directly proportional to the corresponding number of births. Lambert map preserves local angles, which means that angles between lines of latitude and longitude are represented correctly.

Source: own calculations based upon Belgian Vital Statistics

Figure 6.2 describes immigrant-native U5M gap at provincial level.

Using the father's origin, it becomes evident that immigrants experience higher U5MR in all Flemish provinces. The same pattern is observed in Walloon provinces, with the exception of Luxembourg, where no statistical difference was found between immigrant and native-born.

Regarding the mother's origin, in Flanders, only the provinces of Antwerp, East Flanders, and Flemish Brabant align with the regional trend, showing the most significant disparity in Flemish Brabant. The remaining provinces, where no statistically significant differences in immigrant-native U5M gap were observed, deviate significantly from the regional trend. In Wallonia, the regional trend is confirmed across all provinces, once again with the same indicator (Appendix, table A6-1).

6.3.2. Decomposition analysis

Table 6-5 displays the results of two multivariate decompositions assessing the contribution of each risk factor to the 'composition effect' component of the immigrant-native U5M gap. Estimates are presented per 10,000 live births, instead of 1,000 live births for clarity, given the small numbers.

In this section, only the mother's characteristics are included in the model for control, given the significant correlation between the mother's age and the father's age at infant birth, as well as between the mother's socioeconomic index and that of the father. Additionally, the variables related to the mother are of higher quality.

Tab 6-5: Multivariate decomposition of immigrant-native U5M gap, contribution of composition effect

Risk factors	Mother				Father			
	(Immigrant vs native)				(Immigrant vs native)			
	Gaps		95% CIs		Gaps		95% CIs	
Child sex (Female)	0.016		-0.001	0.035	0.030		-0.004	0.064
Birth rank (Rank 1)	-1.736	***	-2.236	-1.236	-3.444	***	-4.526	-2.362
Birth Weight (Very LBW)	-1.371	***	-1.637	-1.104	2.494	***	1.834	3.154
Type of birth (Multiple births)	0.070		-0.113	0.254	0.109		-0.127	0.346
Mother's age	0.738	***	0.530	0.945	0.897	***	0.582	1.212
Calendar Year	1.468	***	1.126	1.810	2.562	***	1.754	3.371
Matrimonial status (Parent in union)	0.131	*	0.030	0.233	0.070		-0.270	0.132
Mother's socioeconomic index (1 st quartile)	3.624	***	2.393	4.855	3.296	***	1.849	6.592
U5MR difference (per 10,000)	5.23	***	3.53	6.92	15.28	***	13.57	16.99
Explained Component (%)	81.72	***	78.59	87.85	36.42	***	34.98	37.57

Note: Reference categories are in parentheses. ***p<0.001; **p<0.01; *p<0.05.

Source: Own calculations based upon Belgian Vital Statistics and 2001 & 2011 censuses

As a reminder, a positive (negative) coefficient implies a reduction (respectively an increase) in the mortality gap if immigrant-born exhibits the same risk factors of mortality as native-born, assuming the effects of these mortality risk factors among immigrant-born remained unchanged over the period.

The results show that the average number of excess U5M among immigrant is around 5 per 10,000 live births when the mother's origin is used. This figure rises 15 per 10,000 births when the father's origin is used; suggesting once again that disparities in U5M are higher with the father's origin. The difference between these two indicators is also

reflected by the contribution of the composition effect in the explanation of these mortality gaps which accounts for over 80% for the mother and only 36% for the father. Thus, while the immigrant-native U5M gap is better explained by the variables introduced in the model using the mother's origin, it is not in the father's model.

A detailed analysis of the model, using the mother's origin, shows that the largest difference in under-five mortality between immigrant and native-born is linked to the mother's socioeconomic status. The coefficient of 3.6 (95% CI [2.4-4.9]) indicates a reduction of 3.6 deaths per 10,000 live births in this gap. Rebalancing the very low birth weight of the child between the two groups by reducing it (as it is higher among immigrant) leads to a decrease of one death per 10,000 live births in mortality gap. In addition, equalizing the age of immigrant mothers at infant's birth with that of native mothers would reduce the mortality gap by around 0.7. Moreover, the increasing disparities in the prevalence of married or cohabiting parents between the two groups is expected to lessen the mortality gap by approximately 0.13 deaths per 10,000 live births. However, the mortality gap can be increased by counterbalancing the effect of the birth rank. Indeed, an increase in this gap of less than 2 deaths per 10,000 live births would be observed if the prevalence of child of rank 1 among children of immigrant women were shifted closer to that of native-born women (that would mean increased fertility), as the latter often have a higher concentration of this mortality risk factor (as indicated in the descriptive analysis). Over the entire period from 1998 to 2020, it's worth noting that the mortality gap decreased by 1.5 (95% CI [1.1-1.8]) deaths per 10,000 live births, as proved by the positive contribution of the "calendar year" variable.

As for the model using the father's origin as an outcome variable, the results are in the same direction but with higher intensity than the previous model. For instance, the socioeconomic index, maternal age, and the prevalence of very low birth weight negatively contribute to the mortality gap. However, their combined effects are more substantial, leading to a reduction in this gap of 7 deaths per 10,000 live births (i.e. the sum of the individual contributions of these three factors), compared to 6 deaths per 10,000 live births with the mother's origin. There are some differences when comparing these two models (mother and father). On one hand, the effect of the prevalence of parents in union is

significant only in the mother's model, albeit weakly. On the other hand, it is evident that over the entire period, there is a decrease in the mortality gap when using the father's origin, as observed with the mother, but with a more substantial decrease of 2.6 deaths per 10,000 live births.

Overall, the results from Tab indicate that positive contributions to the composition effect are risk factors that, if equalized, should reduce the immigrant-native U5M gap. The most significant reduction would be achieved by equalizing the mother's socioeconomic index. Conversely, negative contributions would widen this gap, as observed in the prevalence of child of rank 1. It should also be noted that despite a larger mortality gap with the father's origin, the reduction in these gaps over the period was more substantial with this same indicator.

Replicating this analysis for each of region, the following table was obtained, in which only the effect of the 'calendar year' variable is presented.

Tab 6-6: Multivariate decomposition by region-average reduction in gap

	Mother			Father		
	Flanders	Wallonia	Brussels-Capital	Flanders	Wallonia	Brussels-Capital
Gap (95% CI)						
Calendar year	1.2*** (0.5-1.8)	1.4*** (1.01-1.82)	-1.5 (-6.4-3.4)	2.2** (0.8-3.6)	4.2** (1.8-6.5)	-0.4 (-3.0-2.2)
% of Explained Component	60.59*** (54.3-63.88)	66.62* (62.12-270.32)	25.62 (-25.57-39.10)	32.62*** (29.26-35.07)	28.59*** (27.95-29.06)	-24.22 (-106.88-24.82)

Note: Reference categories are in parentheses. ***p<0.001; **p<0.01; *p<0.05.

Source: Own calculations based upon Belgian Vital Statistics and 2001 & 2011 censuses

The average reduction in the mortality gap in Flanders and Wallonia is at least one death per 10,000 births when using the mother's origin. As at the national level, the regional decline exceeding two deaths per 10,000 births are more significant when considering the father's origin. However, the mortality gap remained stable in Brussels over the period. It

should also be noted that despite a greater disparity in mortality in Flanders, the reduction in these disparities has occurred more significantly in Wallonia.

6.4. Discussion and conclusion

The objective of this analysis was to assess disparities in U5M between immigrant and native as well as their variation and to estimate the individual contributions of sociodemographic and socioeconomic mortality risk factors to these disparities.

In terms of results, the gap measured according to mother's origin is largely explained by the factors considered in the model. This is rare but entirely plausible concerning health inequalities (Rahimi & Hashemi Nazari, 2021). Indeed, the majority of disparities remain often unexplained by the variables in the model, as is the case with our model using the father's origin. Overall, our findings are consistent with previous studies by suggesting a primordial role of sociodemographic and mortality risk factors among which the socioeconomic index ranks at the top, akin to the works of Elder et al. (2016) and Stanek et al.(2021). Indeed, Elder et al. (2016) concluded that the racial or ethnic gaps in infant mortality between white, black, Mexican, Puerto Rican, Asian and Native American mothers in the U.S. were mainly explained by socioeconomic differences measured by marital status, education and age of the mother. Similarly, Stanek et al.(2021) found similar conclusions regarding low birth weight disparities between immigrant and native women in Spain. Given the significance of socioeconomic factors in shaping infant and child mortality inequalities, especially those that are modifiable, income support programs, access to housing, and other social services are widely encouraged in social policies. These measures could mitigate the disadvantages associated with lower socioeconomic status and would be more effective in reducing mortality gap between the two groups. Identifying these measures is an important step, but determining how they can be operationalized is quite another. This step requires further in-depth study and consideration. As for the effect of the prevalence of child of rank 1, whose contribution to mortality disparities has been shown, with an even greater disparity among immigrants, we note that it covers the difference in fertility between immigrants and natives. A higher proportion of child of rank 1 within families is also due to lower fertility rates, indicating both a greater per capita investment per child, and potentially longer intervals between

births. This suggests that the lower proportion of first-born children among immigrants may be associated with less investment, attention, or care compared to natives, for whom this investment would be higher.

In addition to these findings, this research highlights the need to consider both parents, especially the father, who is often under-represented in research on infant health inequalities according to migratory origin. The large gap observed with the father's origin is quite edifying. Adverse birth indicators associated with the absence of paternal race or ethnic origin on the birth certificate in previous studies (Ma, 2008; Palatnik et al., 2021; Payne-Sturges et al., 2022) emphasize the importance of the father's impact on infant health. The differences observed with the father's origin might reflect other social constructs that we are not able to capture in this study, as proved by the small portion of the explained effect indicating the influence of others factors related to father's characteristics not considered in the model. Indeed, fathers (particularly immigrants with low SES) are often less involved in maternal and child protection service programs in Europe (WHO Regional Office for Europe, 2007). Wagner et al. (2015), in their study of factors associated with the total duration of breastfeeding in France, identified a link between the presence of the father at the time of the child's birth and a long duration of breastfeeding. What's more, if fathers engage in risky behaviors, this can have a negative impact on the mother's behaviors. (Ma, 2008). This information is not available in our data. Future research should address these questions, explore how father's health behavior may affect children's health depending on migratory origin.

Our results also emphasize the change of these child death inequalities, which decreased between 1998 and 2020. This occurs in the general context of decline in infant mortality in Belgium as in the European countries (UN IGME, 2019), stemming from medical progress and the successful implementation of policies aimed at addressing inequalities. One plausible explanation for such a drop might be the change in the composition of immigrants over time. Indeed, between 2000 and 2020, the country of origin of immigrants has changed, Romania is now in the lead with 15% of immigrants, and Morocco is no longer among the top 4, even if the majority of immigrants remain European (Myria, 2022). However, it is essential to note that if the change in the composition of the immigrant

population is not followed by a change in its socio-demographic profile, it is unlikely to have an effect on mortality differentials.

One of the main contributions of this research is to highlight the dichotomies not only in terms of the father's or mother's origin, but also at the regional level. Although the U5MR difference has narrowed in the northern and southern regions, and to a greater extent in Wallonia, the immigrant-native gap remains wider in Flanders. By examining the Belgian health policies, whose responsibilities are divided between the federal state and the regions, we can identify a preliminary explanatory factor. Indeed, policies related to the promotion and prevention of health, as well as maternal and child health services, fall exclusively under the jurisdiction of the regions and linguistic communities. The implementation of these policies may be impeded by language barriers, an essential element in the prenatal, perinatal and post-neonatal care relationship between immigrant mothers and healthcare staff. Despite numerous initiatives such as the use of interpreters and intercultural mediators, language barriers to access and quality of care for immigrants persist in all regions of Belgium (Nierkens et al., 2002; Krystallidou et al., 2020). Given that the Brussels-Capital region is one of the most cosmopolitan in the world, and French is one of the most widely spoken languages globally and the predominant language in Wallonia, these language barriers in the hospital are likely to be more prevalent in Flanders where Dutch is used in public services. A study of the use of healthcare services, including child healthcare among individuals of foreign origin in Flanders showed that only 19% of the clients spoke Dutch sufficiently to be understandable by health care workers (Nierkens et al., 2002). While linguistic proficiency alone may not necessarily imply an enhanced relationship between migrants and healthcare staff, as highlighted in the same study, we posit that the language barrier may help to explain the divergence in results between regions. We also wonder whether child health promotion activities in Flanders target more vulnerable women. Indeed, even though the regulation of compulsory health insurance is a federal responsibility, its implementation can differ in practice, as shown by a report highlighting the systematic denial of care to individuals lacking medical insurance coverage in Antwerp (INAMI et al., 2014). Another explanation lies in the differences in the political climate between regions, particularly with the significant influence of the far-

right in Flanders. This distinction is important, as Flores (2017) pointed out, anti-immigrant attitudes or behaviors can create discrimination.

We cannot conclude without mentioning one of the limitations of the O-B decomposition technique, which is constrained to two groups. Immigrants are a highly heterogeneous group, and lumping them together into one broad category may hide important disparities. As illustrated by the graph (Appendix, Fig A6.1) showing U5MR when mixed categories are considered, additional lessons can be drawn. The same applies to more detailed analyses, considering parents' country or region of origin.

This work concludes with some reflections in the form of inquiries regarding the reduction of mortality gaps and regional differences. If discrimination experienced by immigrants in hospitals and elsewhere, could explain these regional disparities, what is its contribution? Is the decline in the U5MR gap linked to the very liberal naturalization policy (Minsart et al., 2013) following successive reforms facilitating foreigners' access to Belgian citizenship? In-depth studies on regional differences in language barriers, discrimination and naturalization are needed.

Appendix

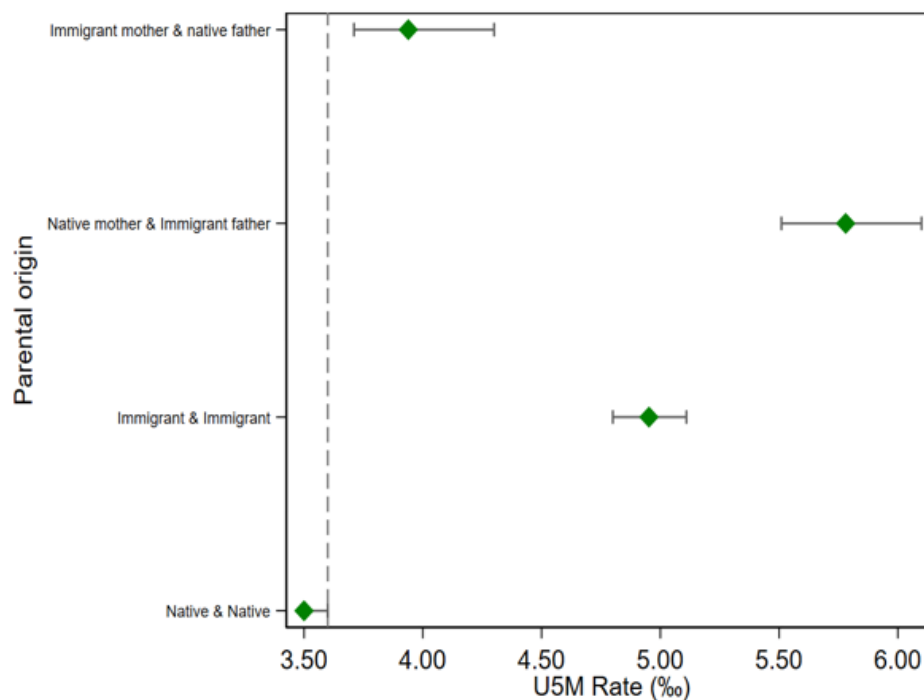
Tab A6-1: Provincial differences in immigrant-native U5M gap

Provinces	Mother		Father	
	Immigrant-native U5M gap	95% IC	Immigrant-native U5M gap	95% IC
Brussels	-6.74	(-10.54; -2.93)	0.75	(-3.07; 4.56)
Antwerp	16.19	(11.94; 20.44)	19.70	(15.61; 23.80)
Limburg	6.25	(0.29; 12.79)	12.79	(6.06; 19.51)
East Flanders	12.73	(6.42; 19.04)	26.92	(20.48; 33.35)
Flemish Brabant	21.13	(10.81; 31.46)	25.57	(15.46; 35.69)
Western Flanders	3.25	(-4.06; 10.56)	13.03	(5.67; 20.39)
Walloon Brabant	5.87	(-3.60; 15.34)	5.41	(3.61; 14.43)
Hainaut	1.44	(-7.22; 4.34)	15.69	(10.12; 21.25)
Liege	5.43	(-0.35; 11.20)	23.62	(17.73; 29.50)
Luxembourg	0.09	(-11.62; 11.43)	8.76	(-3.22; 20.73)
Namur	10.73	(-0.96; 22.42)	13.01	(2.29; 23.73)

U5M gap calculated per 10,000 live births

Source: Own calculations based upon birth and death certificates 1998–2020

Fig A6.1: U5MR (5q0) according to parental origin using mixed categories



Source: Own calculations based upon birth and death certificates 1998–2020

CHAPITRE 7- MORTALITE INFANTO-JUVENILE SELON LES ORIGINES MIGRATOIRES EN BELGIQUE : L'INTEGRATION COMPTE-T-ELLE ?

Ce chapitre s'inscrit dans la même logique que le chapitre 5. Il prolonge le chapitre 6 en considérant sept catégories régionales : Belgique pour les natifs, Afrique Subsaharienne, Afrique du Nord, Europe de l'Est, autres régions d'Europe, Asie puis autres. Ici, l'effet de l'intégration sur la mortalité infanto-juvénile a été exploré via trois indicateurs en Belgique. Ces indicateurs concernent les migrations internes selon le niveau de ségrégation ethnique des communes, les unions ou parentalité (en ce qui concerne les enfants) mixtes et la naturalisation. Nous avons fait appel à la méthode du score de propension et à l'analyse des biographies pour évaluer dans quelle mesure l'intégration peut avoir un effet sur la mortalité infanto-juvénile.

Présenté sous forme d'article, il a fait l'objet de quelques communications orales lors des réunions du projet INEQKILL.

Résumé

Généralement, les enfants d'immigrés connaissent une surmortalité par rapport à ceux des natifs. Si ce constat n'est pas nouveau, les efforts pour analyser plusieurs indicateurs d'intégration et les mettre en lien avec la mortalité des enfants ont rarement été combinés jusqu'à présent. Cette étude explore la relation entre l'intégration et la mortalité infanto-juvénile en Belgique au moyen de trois indicateurs. Nous explorons les effets des migrations internes caractérisées par le niveau de ségrégation ethnique des communes en plus des effets des unions (ou parentalité) mixtes et de la naturalisation, deux mesures classiques de l'intégration. Les données proviennent du lien entre les bulletins des naissances survenues entre 1998 et 2015 et des décès survenus entre 2000 et 2019, les recensements de 1991 et 2011 ainsi que le registre de population pour les années 1991-2015. Elles concernent de 2 101 579 naissances pour 8 738 décès de moins de 5 ans en Belgique chez les femmes nées en Belgique et celles nées en Afrique Subsaharienne, Afrique du Nord, Europe de l'Est, d'autres pays d'Europe, Asie puis d'autres régions. Une approche longitudinale a été utilisée pour analyser la mortalité des enfants de moins de cinq ans via le modèle de Weibull, ajusté aux caractéristiques de l'enfant et des parents sous forme d'un score de propension. En termes de résultats, l'effet protecteur de la parentalité mixte et de la nationalité belge a été démontré mais reste toutefois limité aux enfants dont les pères sont natifs. Quant aux migrations internes, elles bénéficient aussi bien aux mères natives qu'aux mères immigrées en termes de survie des enfants.

Mots clés : origines migratoires, mortalité infanto-juvénile, migrations internes, unions mixtes, naturalisation, score de propension

Introduction

Les inégalités de santé des enfants selon l'origine migratoire des parents sont bien connues et documentées (Gagnon et al., 2009). Les facteurs socioéconomiques et la discrimination figurent parmi les principaux facteurs associés à ces inégalités qui persistent nonobstant la mise en œuvre des politiques de réduction des inégalités. Dès lors, ces facteurs sont insuffisants pour cerner le mécanisme par lequel les origines migratoires influencent la santé des enfants, ce qui suggère d'autres éléments d'explication de la disparité persistante en matière de santé entre les natifs et les immigrés. Comme le suggéraient Osypuk & Acevedo-Garcia (2008) dans la disparité raciale entre les Noirs et les Blancs en matière de santé aux Etats-Unis, il est nécessaire de se concentrer sur les facteurs qui influencent différemment les natifs et les immigrés ou qui affectent uniquement l'un de ces groupes. L'intégration entre dans la catégorie de ces facteurs.

Le terme "intégration" est au cœur des débats aussi bien scientifiques que politiques. Les recherches en la matière la situent dans un triple processus culturel, structurel et social. Le processus culturel connu sous le vocable de l'acculturation, fait référence à l'acquisition par les immigrés, des compétences culturelles nécessaires pour interagir avec succès dans la société d'accueil (Rodríguez-García, 2015). De cette définition, ressortent deux visions opposées de l'acculturation. L'une la considère comme un processus linéaire et unidirectionnel (Murdie & Ghosh, 2010) sous le prisme de l'« occidentalisation » des pratiques culturelles des immigrés. Il s'agit de ce que certains chercheurs ont appelé « assimilation » (Bolt et al., 2010; Rodríguez-García, 2015), pour expliquer l'atténuation progressive des différences dans toute une série de secteurs notamment culturel entre les groupes ethniques et la population majoritaire (Bolt et al., 2010) même si l'usage du thème intégration lui est préféré dans la littérature européenne (Rodríguez-García, 2015). L'autre vision insiste sur l'aspect bidirectionnel tenant compte à la fois de la culture hôte ou dominante et celle d'origine (Fassaert et al., 2009; Mendoza, 2009; Thomson & Hoffman-Goetz, 2009; Castro et al., 2010; Chakraborty & Chakraborty, 2010; Gao & McGrath, 2011; Becerra et al., 2015). Cette dernière vision, prônant la synthèse des deux cultures, souligne non seulement l'adoption ou l'appropriation de certains aspects de la culture dominante par les immigrés mais aussi leur attachement à

la plupart ou, du moins, à certains aspects de leur culture d'origine. Cette interconnexion entre les deux cultures est ce que de Figueiredo (2014, p.176) désigne comme « une culture hybride ». Par processus structurel, il est question de l'obtention d'une meilleure position dans la société d'accueil en raison de l'amélioration des conditions socioéconomiques et du statut administratif de l'immigré facilitée par les institutions (Bolt et al., 2010; Rodríguez-García, 2015). Cela inclut entre autres, la qualité de l'emploi (Cantalini et al., 2022), l'accès à la citoyenneté du pays d'accueil (Sow et al., 2019) ou la naturalisation (Minsart et al., 2013). En ce qui concerne la dimension sociale, elle se réfère à l'intégration relationnelle (Arpino & de Valk, 2018) considérée comme l'interaction entre les immigrés et la population d'accueil y compris via les mariages mixtes (Rodríguez-García, 2015). L'intégration est dans ce cas vue comme un phénomène individuel et collectif, une série d'interactions et de réactions négociées entre les nouveaux immigrés et la société d'accueil (Bolt et al., 2010; Murdie & Ghosh, 2010). Dans le débat public, les discours politiques tendent à associer l'intégration à la ségrégation résidentielle dans de nombreux pays d'Europe, laissant croire qu'une concentration spatiale des immigrés, étrangers ou groupes ethniques minoritaires constitue une menace pour la sécurité nationale et la cohésion sociale (Bolt et al., 2010). Or comme l'ont montré aussi bien des études quantitatives que qualitatives, ce lien reste ambigu (Musterd et al., 2008; Bolt et al., 2010; Silvestre & Reher, 2014). Ces différentes conceptualisations de l'intégration en font un processus potentiellement complexe (Murdie & Ghosh, 2010) simplifiable en ces termes : un processus d'immigration réussi selon Minsart et al. (2013) ou le fait pour les nouveaux arrivants de devenir des membres à part entière et égaux du pays d'accueil selon Siemiatycki (2012) cité par Rodríguez-García (2015) ou une "série d'adaptations" à en croire Murdie & Ghosh (2010).

A l'instar de nombreuses opérationnalisations de l'intégration, les migrations internes peuvent contribuer à sa meilleure compréhension. Elles présentent des similitudes avec le processus d'intégration. Elles sont intimement liées aux migrations internationales et vice-versa (Heikkilä & Järvinen, 2003; Silvestre & Reher, 2014; Skeldon, 2018; Lerch, 2020) en réponse aux chocs économiques, politiques et aux événements démographiques (Dieleman, 2001; Lacroix et al., 2020; Courgeau et al., 2021). En effet, les migrants internationaux s'installent initialement dans les centres urbains, mais peuvent

ensuite migrer à l'intérieur du pays vers d'autres régions pour trouver de meilleures opportunités économiques, un logement ou des réseaux communautaires. Les migrations internes s'inscrivent dans un processus complexe d'attraction des grands centres urbains (Heikkilä & Järvinen, 2003; Rowe et al., 2019; Lerch, 2020) visant à maximiser les opportunités dans le cadre d'un ensemble de ressources et de contraintes (Bernard & Vidal, 2020). La migration internationale peut modifier la structure démographique d'un pays, influençant ainsi les schémas de migration interne. Par exemple, les régions qui connaissent un afflux de migrants internationaux peuvent voir des changements dans la densité de population, les besoins du marché du travail et l'intégration culturelle, ce qui peut entraîner des migrations internes alors que les populations locales s'adaptent à ces changements. Les migrations internes peuvent ainsi contribuer de ce fait à la redistribution des populations et à la transformation des systèmes de peuplement, en particulier en termes de concentration et de déconcentration de la population (Rowe et al., 2019). Car comme l'ont rapporté certaines études (Bolt et al., 2010; Murdie & Ghosh, 2010), les immigrés se concentrent d'abord dans des logements plus anciens et moins coûteux à proximité du centre de la ville et, une fois leur situation économique améliorée, ils se déplacent vers l'extérieur en passant par des zones résidentielles au statut de plus en plus élevé, pour finir à la périphérie de la ville. Il s'agit ainsi d'un cheminement au cours duquel, le processus d'intégration se met en place. C'est un cheminement dans lequel les grands centres urbains jouent un rôle important dans l'établissement de liens entre immigrés et entre ces derniers et la population d'accueil. Cela fait de la migration interne un indicateur de la progression socio-économique des immigrés, un moyen de constituer des réseaux (Bolt et al., 2010; Lerch, 2020) et d'adaptation à la vie dans le nouveau pays et d'assimilation aussi bien culturellement que spatialement (Murdie & Ghosh, 2010).

Dans le présent document, nous avons examiné comment l'intégration était associée à la mortalité infanto-juvénile en nous concentrant sur trois mesures de l'intégration que sont l'accès à la nationalité, les unions mixtes et les migrations internes sous l'angle du niveau de ségrégation ethnique des communes. Ces choix se justifient par la disponibilité de données et la géographie particulière du système urbain belge, propices à l'analyse du lien entre intégration et migrations internes. Cette géographie se caractérise par un

réseau de communes interdépendantes de taille moyenne où sont dispersés des immigrés sur une diversité d'espace (Anson, 2002).

Dans une première partie, nous passons en revue quelques études sur chacune des mesures de l'intégration et leur lien avec la santé des enfants pour déboucher sur les questions de recherche. La seconde partie est consacrée à la méthodologie. Les résultats sont présentés dans la troisième partie. Dans la quatrième partie, la discussion des résultats est abordée et la conclusion figure en dernière partie.

7.1. Revue de littérature et questions de recherche

7.1.1. L'acquisition de la nationalité comme mesure d'intégration

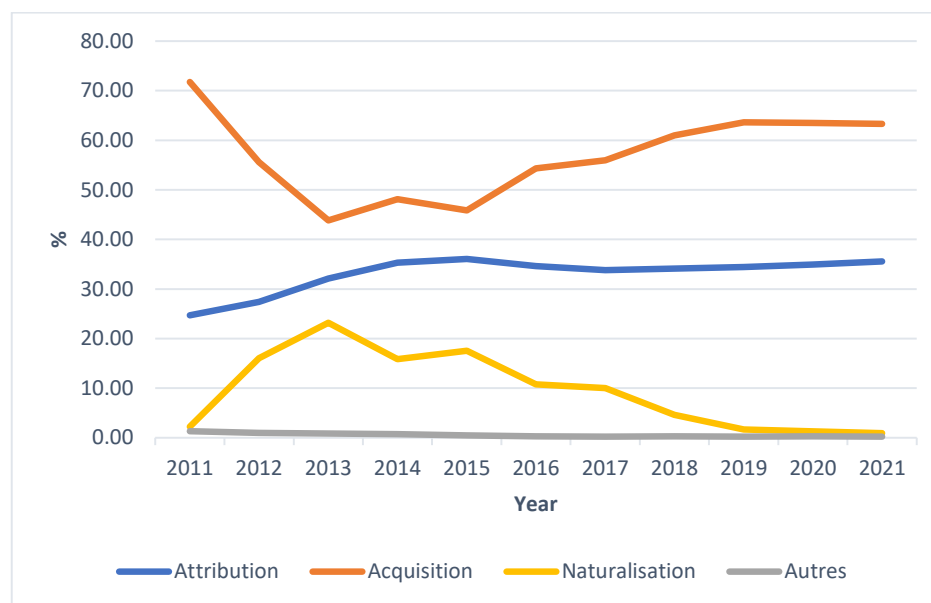
Les politiques de naturalisation d'un pays renseignent sur son degré d'ouverture aux étrangers (Janoski, 2010). L'accès à la nationalité du pays d'accueil constitue un facteur important dans le processus d'intégration des immigrés (OCDE-SOPEMI, 2010; Vink, 2013; Minsart et al., 2013; Malmusi, 2015). Chaque pays est souverain dans l'élaboration de son arsenal juridique en ce qui concerne le code de la nationalité et les critères à réunir avant de pouvoir prétendre à la citoyenneté.

En Belgique, les conditions d'intégration sont déterminées au niveau fédéral mais le contenu du parcours ou du trajet d'intégration est la compétence exclusive des communautés linguistiques (Myria, 2021). Dans le droit belge, l'obtention de la nationalité se fait généralement par le biais de deux mécanismes que sont l'attribution et l'acquisition. Si l'attribution se caractérise par l'automaticité via la filiation ou l'adoption, l'acquisition se fait au moyen d'une déclaration ou une demande express. Il existe d'autres modes d'acquisition comme la naturalisation qui était partie intégrante du mode par acquisition avant la réforme du code de nationalité belge (CNB) en 2012.

Après une baisse de la proportion du mode d'obtention de la nationalité par acquisition, consécutive à ladite réforme, la naturalisation est devenue un mode exceptionnel d'acquisition de la nationalité belge avec moins de 1% des octrois de la nationalité en 2022 (Myria, 2022). Si la proportion du mode d'obtention de la nationalité par naturalisation continue de diminuer depuis 2016, celle par acquisition est en pleine

augmentation tandis que celle par attribution est restée constante comme l'indique la figure 7.1.

Fig 7.1: Mode d'accès à la nationalité belge, tendance 2011-2021



Source : Calcul à partir des données de Myria (2022)

En général, la nationalité est plus susceptible d'être accordée aux personnes qui ont une plus longue durée de séjour en Belgique, un niveau d'étude supérieur et de meilleures compétences linguistiques (Racape et al., 2016). Le processus d'acquisition de la nationalité demeure ainsi socialement sélectif non seulement en Belgique mais aussi dans d'autres contextes où les femmes immigrées ont des facilités d'accès aux informations sur les procédures de naturalisation et sont susceptibles d'accéder à la citoyenneté, à l'instar des immigrés ayant un capital humain plus élevé (Bolzman et al., 2003; OCDE-SOPEMI, 2010; Vink, 2013).

Une fois acquise, la nationalité ouvre le droit à plusieurs avantages et est à cet effet considérée comme le graal dans le processus d'intégration. En permettant aux immigrés de disposer des mêmes droits et obligations que les natifs et de devenir membres à part entière du pays d'accueil, l'acquisition de la nationalité peut faire d'énormes différences même pour les petites difficultés de la vie quotidienne (Janoski, 2010). Par ailleurs, l'acquisition de la nationalité peut accélérer le processus d'intégration (OCDE-SOPEMI,

2010). Par exemple, il a été mis en évidence une convergence des comportements sociaux et culturels des immigrants Italiens et Espagnols naturalisés (comparés aux non naturalisés), sur certaines dimensions (nationalité des amis et du conjoint, entrée en mariage, pratiques linguistiques) avec ceux des Suisses (Bolzman et al., 2003). Un autre exemple nous est donné par les meilleurs résultats sur le marché du travail des immigrants naturalisés (originaires d'un pays à faibles revenus) ayant une durée de résidence d'au moins dix ans, comparés à leurs compères non naturalisés, dans certains pays membres de l'OCDE (OCDE-SOPEMI, 2010). L'écart du taux d'emploi entre ces deux groupes parmi les hommes est en moyenne supérieur de 12 points de pourcentage. Cet écart est davantage marqué pour les femmes (14 points). La naturalisation semble promouvoir l'accès des immigrants à des emplois mieux rémunérés (OCDE-SOPEMI, 2010). Ses avantages vont au-delà de l'apport matériel et se ressentent sur la santé des enfants, notamment la mortalité périnatale (Minsart et al., 2013; Racape et al., 2016) et le faible poids à la naissance (Racape et al., 2016 ; Sow et al., 2019).

Au regard de ce qui précède, le débat sur la place de la naturalisation en tant qu'instrument de promotion de l'intégration ou le couronnement d'un processus d'intégration réussi, reste d'actualité. L'acquisition de la nationalité et l'intégration sont et restent étroitement liées.

7.1.2. Les unions mixtes comme mesure d'intégration

Le lien entre la formation des unions ou des familles mixtes et l'intégration des immigrants est un thème ayant fait l'objet de nombreuses recherches et attiré l'attention des décideurs politiques.

Les unions mixtes ont été longtemps considérées comme l'ultime moyen de briser les frontières (Rodríguez-García, 2015), un signe d'intégration sociale (Kalmijn, 1998; Kulu & González-Ferrer, 2014), d'ouverture sociétale à l'égard des minorités sur le marché matrimonial (Elwert, 2020) et le symbole d'une société unie (Rodríguez-García, 2015).

Souvent étudiées dans le contexte de l'intégration des immigrants, les unions mixtes entre immigrants et natifs ont été associées à l'intégration économique ou professionnelle des immigrants. C'est ainsi qu'en France, une étude a montré que les immigrants mariés aux natifs gagnaient environ 17 % de plus que les immigrants endogames. Après prise en

compte des caractéristiques individuelles et de l'endogénéité des mariages mixtes, la prime à une union mixte est de l'ordre de 25 à 35 %. Cette même étude suggère que cette prime est nettement plus élevée pour les individus qui maîtrisent mieux la langue française avant la migration que pour ceux dont les compétences linguistiques étaient médiocres (Meng & Meurs, 2009). Ainsi, par le mécanisme de l'effet du statut matrimonial (Castro-Martin, 2010) et des catégories socioprofessionnelles (Zeitlin et al., 2016; Wallace et al., 2020) sur la santé des enfants, les unions mixtes peuvent avoir un effet protecteur sur la santé des enfants.

Il ne faut cependant pas perdre de vue que les unions mixtes s'inscrivent dans un processus sélectif et leur mesure pose de nombreux défis méthodologiques. En effet, quand bien même les unions mixtes reflètent les préférences des immigrés en matière de partenaires tout comme pour les natifs (Rodríguez-García, 2015), elles peuvent reproduire des hiérarchies sociales parmi les immigrés sur le marché matrimonial. En Suède par exemple, les immigrés appartenant à des groupes d'immigrés perçus comme moins attractifs par les natifs deviennent plus attractifs s'ils ont quelque chose à offrir en échange. Les femmes natives ayant un statut socio-économique inférieur ont plus de chances que leurs homologues ayant un statut socio-économique élevé de faire partie d'une union mixte (Elwert, 2020). Les natifs plus instruits, plus jeunes et plus mobiles ont souvent une préférence pour les immigrés ayant des profils similaires aux leurs (Haandrikman, 2014). En ce qui concerne les défis méthodologiques, se pose la pertinence du choix du groupe à partir duquel une union peut être considérée comme mixte. S'agit-il de la nationalité, le pays d'origine, la région d'origine, la race, la caste, la tribu, l'ethnicité, la religion, la classe sociale ? Un mariage entre un natif belge d'origine marocaine et une immigrée marocaine peut-il être considéré comme mixte ? Quid d'une union entre une native belge chrétienne d'origine congolaise et un immigré sénégalais et musulman ? Dans la littérature, la volonté de mettre des frontières entre les différentes catégories, se traduit par l'usage de nombreux qualificatifs tels que, binational, transnational, mixte, métis, interethnique, interracial, interculturel et interconfessionnel, etc., pour désigner les mariages mixtes (Rodríguez-García, 2015). S'interrogeant sur la signification que peut avoir une même union dans divers contextes (économiques, sociaux, ethniques, religieux...) Rodríguez-García (2015) concluait qu'une union mixte

n'est pas qu'une question de qui, mais aussi de quand et où, tout en y reconnaissant un concept plus englobant et plus complexe et un lien pas très clair avec l'intégration.

7.1.3. Ségrégation, intégration et santé des enfants

Dans la littérature sur la ségrégation et l'intégration, la concentration résidentielle économique ou ethnique/raciale est souvent utilisée comme mesure de la ségrégation, un phénomène aussi complexe que multidimensionnel (Massey & Denton, 1988). Si ces deux catégories de ségrégation ne décrivent pas les mêmes réalités, la ségrégation résidentielle économique résulte en partie de l'inégalité économique et sont souvent étroitement liées (Janevic et al., 2021).

Il existe un lien avéré entre la ségrégation et la santé des enfants. Comme l'indiquent certaines données américaines sur les disparités des naissances prématurées entre Blancs et Noirs, ces disparités étaient plus importantes dans les zones plus ségréguées que dans les zones moins ségréguées (Osypuk & Acevedo-Garcia, 2008). Une récente étude américaine (Janevic et al., 2021) va plus loin en analysant la mortalité et la morbidité néonatales selon le niveau de ségrégation de l'hôpital de naissance des enfants et le lieu de résidence de leurs parents. Le risque de mortalité et de morbidité néonatales était 1,6 fois plus élevé chez les enfants dont la mère vivait dans le quartier où la concentration relative de résidents noirs était la plus forte que chez ceux où la concentration relative de résidents blancs était la plus forte. En plus, les enfants dont le domicile et l'hôpital se trouvaient dans des quartiers à forte concentration de résidents noirs présentaient un risque ajusté de mortalité et de morbidité néonatales de 38 %, contre 25 % pour ceux dont le domicile et l'hôpital se trouvaient dans des quartiers à forte concentration de résidents blancs. Ces résultats ont enfin souligné que les enfants nés très prématurément et dont les familles résident dans des quartiers à forte concentration relative de résidents noirs et de ménages pauvres souffraient d'un fardeau disproportionné de morbidité et de mortalité néonatales graves. Aussi, Clausen et al. (2006) avaient montré que les zones résidentielles à faible statut socio-économique présentaient un risque plus élevé de complications de la grossesse à Oslo Est. Enfin Spencer et al. (1999) et Bundred et al. (2003) avaient mis en évidence des niveaux élevés de faible poids à la naissance au nord de l'Angleterre dans les quartiers plus défavorisés.

Divers mécanismes peuvent expliquer les associations entre la ségrégation résidentielle et les mauvais résultats de santé des enfants. En effet, les zones fortement ségréguées sont exposées aux taux de chômage et de criminalité élevés (van San, 2004; Bolt et al., 2010; Balascio et al., 2023), à la pauvreté (Schaut, 2001; van San, 2004; Musterd et al., 2008), aux tensions sociales, aux émeutes, à l'insécurité (Schaut, 2001), ce qui peut exposer ses résidents à des facteurs de stress chroniques ou aigus ou à la dépression. Il s'agit par ailleurs des zones en proie au racisme et à la discrimination (Osypuk & Acevedo-Garcia, 2008; Balascio et al., 2023) susceptibles de générer du stress et d'agir sur les comportements en matière de santé (Janevic et al., 2021). Or ces facteurs psychosociaux ont été associés à la prématurité des accouchements et aux complications de la grossesse (Misra et al., 2001). Un autre mécanisme d'actions peut s'opérer via les compétences linguistiques déficientes dans les zones fortement ségréguées (Bolt et al., 2010) et susceptibles de limiter la compréhension des messages de promotion de santé et d'altérer la communication et les relations entre les femmes immigrées et les soignants au cours des consultations prénatales et postnatales.

Bien que des études indiquent les effets négatifs de la ségrégation sur la santé des enfants, la ségrégation peut contribuer à une meilleure santé des enfants. Comme le soulignent Bolt et al. (2010), la ségrégation ethnique peut être considérée comme un signe de la force de la communauté et d'un réseau social solide, qui permet aux personnes d'accéder à toutes sortes de ressources. L'augmentation du revenu des immigrés résidant sur une courte durée dans un quartier dominé par les immigrés de même origine (Musterd et al., 2008) et la relation inverse entre la proportion d'immigrés dans le quartier et les naissances prématurées observée chez les femmes originaires d'Afrique subsaharienne en France (Zeitlin et al., 2011), en sont des preuves.

Somme toute, de bons résultats en matière de santé pour les immigrés et leurs descendants sont à la fois une condition requise et le résultat d'une intégration réussie dans leur pays d'accueil (Clarke & Isphording, 2017).

7.1.4. Questions de recherche

Cette recherche vise à répondre à plusieurs questions dont les principales sont les suivantes :

Comment les origines migratoires influencent-elles la mortalité infanto-juvénile ? Les disparités en matière de mortalité infanto-juvénile sont-elles réduites pour les parents mixtes ou les mères ayant acquis la nationalité belge ? Dans quelle mesure les migrations d'une commune vers une autre commune aux niveaux de ségrégation ethnique différents influence-t-elle la mortalité infanto-juvénile ? Les mères qui migrent vers des communes fortement ségréguées ont-elles de moins bons résultats pour la mortalité infanto-juvénile que celles qui n'ont jamais migré ? Quid des migrations vers les communes moins ségréguées ? L'effet des migrations internes sur la mortalité infanto-juvénile est-il le même selon que l'enfant naisse d'un parent immigré ou natif ?

7.2. Méthodologie

7.2.1. Données

Les données analysées dans cette recherche proviennent de quatre sources. Les bulletins de naissance et de décès pour l'ensemble de la Belgique ont été combinés avec les données des recensements des années 1991 et 2011 et du registre de la population couvrant les années 1991-2015. Nous avons ainsi pu relever toutes les naissances survenues entre le 1^{er} décembre 1998 et le 31 décembre 2015, tous les décès observés entre le 01 janvier 2000 et le 30 décembre 2019. Il s'agit de 2 101 579 naissances pour 8 738 décès de moins de 5 ans.

De la version flux du registre de population où sont enregistrés les différents événements (naissance, décès, immigration et émigration interne et externe, changement de nationalité et d'état civil, rayé d'office, réinscription), sont extraites toutes les émigrations survenues entre le 1^{er} janvier 1991 et le 31 décembre 2015. Il s'agit des migrations internes des mères entre communes de sorte que toutes les non-émigrantes ont été considérées comme résidant continuellement dans leur commune au moment de la naissance de l'enfant. Le recensement de l'année 1991 a permis de caractériser les migrations internes entre 1991 et 2005 et celui de 2011 a permis de caractériser les migrations internes survenues après 2005.

7.2.2. Variables

La variable indépendante est l'origine de la mère (ou du père selon le cas) mesurée par son pays de naissance, regroupé en six catégories régionales. Il s'agit de l'Afrique

subsaharienne, l'Afrique du Nord, l'Europe de l'Est, autres pays européens excepté la Belgique considérée comme pays de référence, l'Asie et autre région comprenant l'Amérique, l'Océanie ou autres (Autres).

Les autres principales variables indépendantes sont : l'origine parentale combinant l'acquisition de la nationalité belge et les unions mixtes des deux parents d'une part et le type de migrations internes de la mère d'autre part.

L'acquisition de la nationalité belge est obtenue en combinant les informations sur la nationalité d'origine des mères ou pères immigrés et leur nationalité au moment de la naissance de l'enfant. Les unions mixtes permettent de distinguer quatre catégories d'enfants : ceux qui sont nés de deux parents immigrés, ceux qui sont nés de deux parents natifs, ceux qui sont nés d'une mère immigrée et d'un père natif, et uniquement d'un père immigré et d'une mère native. En combinant ainsi ces deux variables, nous obtenons la variable origine parentale avec neuf modalités. Il s'agit des enfants nés de : deux parents natifs, de deux parents immigrés naturalisés, de deux parents immigrés non naturalisés, d'une mère non naturalisée et d'un père naturalisé, d'une mère naturalisée et d'un père non-naturalisé, d'une mère native et d'un père non-naturalisé, d'une mère native et d'un père naturalisé, d'une mère non naturalisée et d'un père natif et d'une mère naturalisée et d'un père natif.

✓ **Les migrations internes**

Il existe plusieurs formes de mobilité pour lesquelles les méthodes de mesure et d'analyse sont assez différentes (Courgeau et al., 2021). Ces mobilités peuvent prendre la forme d'un changement de résidence, d'adresse ou de logement, du lieu de travail, du lieu de naissance d'un enfant... Ainsi, la notion d'espace (résidence, logement ou espace de vie) constitue l'une des premières difficultés dans l'analyse des migrations internes (Skeldon, 2018; Courgeau et al., 2021).

Pour plusieurs raisons, seuls les franchissements des frontières communales sont pris en compte dans cette étude. D'abord, les communes constituent l'unité administrative de base en Belgique à l'instar de nombreux pays européens. Il peut s'agir des communes urbaines ou rurales reflétant de réalités différentes. Elles peuvent varier considérablement

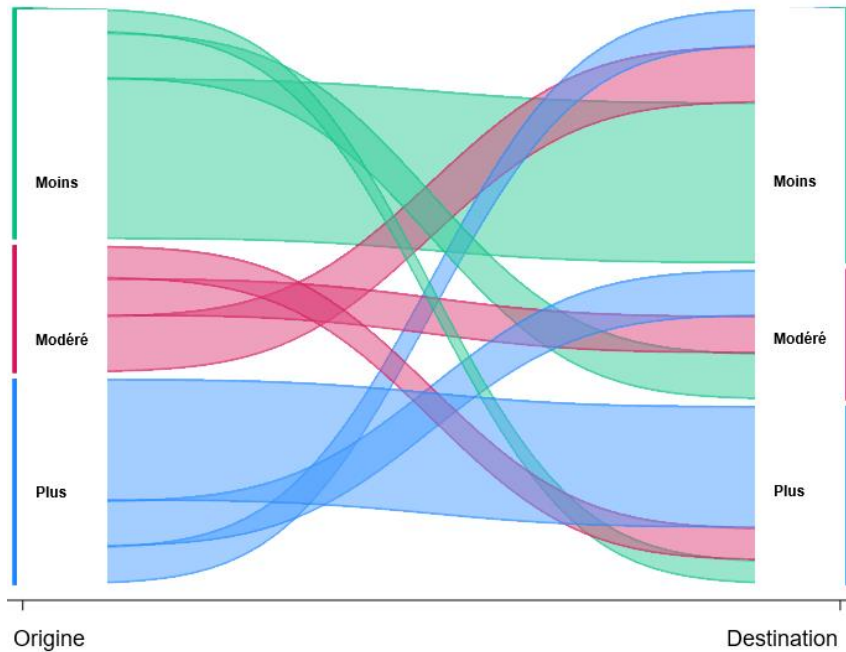
en termes de population et de taille. Par exemple, la commune d'Anvers située dans la région flamande est la plus étendue de Belgique en termes de superficie tandis qu'en termes de population, c'est la ville de Bruxelles, au cœur de la région de Bruxelles-Capitale, qui est en tête de peloton. Ensuite, les communes utilisées comme principale unité d'analyse permettent d'appréhender un large éventail de mouvements à courte et à longue distance entre différents types de lieux d'origine et de destination couvrant l'ensemble du pays. Enfin, elles peuvent refléter non seulement les effets des quartiers mais aussi ceux de l'inégalité du marché du logement, de la promotion sociale, de la discrimination en matière de logement et du parc de logements et constituer donc un niveau d'agrégation plus approprié que les quartiers, à l'instar des zones métropolitaines (Osypuk & Acevedo-Garcia, 2008) pour analyser les disparités en matière de santé selon les origines migratoires.

La durée minimale de résidence à destination est un autre écueil de la mesure des migrations (Skeldon, 2018; Courgeau et al., 2021). Ici, nous avons considéré les migrations de durée minimale de six mois, survenues au cours des cinq dernières années précédant la naissance de l'enfant.

✓ **Caractérisation des migrations internes**

Il existe plusieurs moyens de caractériser les migrations internes. La caractérisation la plus connue est la dichotomie urbain/rural. Cette classification de l'espace reste très « grossière » et ne permet pas une analyse rigoureuse (Rowe et al., 2019). D'autres analyses se sont focalisées sur la densité de population en distinguant les migrations internes d'un milieu à un autre aux densités de population différentes (Rowe et al., 2019). Dans le présent travail, la caractérisation selon le niveau de ségrégation ethnique mesuré à l'échelle des 589 communes des recensements de 1991 et 2011, a été retenue.

Fig 7.2: Type de migrations internes selon le niveau de ségrégation ethnique



Source : Nos analyses à partir des données des recensements 1991 et 2011 et du registre de population (1991-2015).

La ségrégation ethnique est appréhendée au moyen du calcul du score d'entropie ou de diversité pour chaque commune. C'est une mesure qui décrit la spécialisation ou la diversité ethnique et/ou sociale de chaque unité spatiale (Apparicio, 2000). Au niveau communal, l'indice local de ségrégation est déterminé à partir des scores de diversité. Ces derniers servent à calculer l'indice de ségrégation d'entropie multi groupe à un niveau plus élevé comme les régions, les provinces ou à un niveau national.

Ainsi, le score d'entropie h ou de diversité d'une commune, est défini comme suit en considérant les régions d'origine : natifs belges, Afrique, Europe et autres régions :

$$h_i = - \sum_{j=1}^k p_{ij} * \ln(p_{ij}) \quad (7_1)$$

Où : $k=4$ correspond au nombre de groupes ethnique. Le choix des quatre groupes permet de limiter les petits effectifs d'un groupe à l'échelle communale.

$i=\{1, 2, \dots, 589\}$, $j = \{natif\ belge, Afrique, Europe, Autre\}$

p_{ij} =proportion de la population du $j^{\text{ème}}$ groupe migratoire dans la commune i ($=n_{ij}/n_i$)

n_{ij} = nombre de personnes du *jème* groupe migratoire dans la commune *i*

n_i = nombre total de la population dans la commune *i*

La valeur maximale de h est $\ln(k)$, soit $\ln 4 = 1,39$.

Comme nous l'avons dit plus haut, les scores de diversité au niveau des communes interviennent dans le calcul de l'indice d'entropie considéré comme l'une des mesures standard de la ségrégation (Elbers & Grujters, 2024) et le plus ancien des indices multi groupes (Theil & Finizza, 1971). Il permet de confronter la répartition au niveau national des différents groupes, de comparer les situations entre différentes unités spatiales (Apparicio, 2000) que sont les communes dans notre cas. L'idée principale derrière la ségrégation ethnique est qu'elle est absente si toutes les communes reproduisent la distribution globale du groupe. Par exemple, si une région est composée à 75 % de natifs belges, à 15 % de personnes originaires d'autres pays européens et à 10% pour les autres groupes, aucune ségrégation n'est observée si chaque commune de la région a la même composition. Lorsque la proportion des groupes dans les communes s'éloigne de la représentation parfaite observée au niveau national, par exemple, la surreprésentation d'un groupe particulier dans certaines communes et la sous-représentation d'autres groupe dans ces mêmes communes, on parle de ségrégation.

Mathématiquement, l'indice d'entropie est l'écart moyen pondéré du score d'entropie de chaque commune par rapport à l'entropie de l'ensemble du territoire national, exprimé en fraction de l'entropie totale au niveau national :

$$H = \sum_{i=1}^n \left[\frac{t_i * (h - h_i)}{h * T} \right] \quad (7_2)$$

Où t_i désigne la population totale de la commune *i*, T la population totale du pays, n le nombre de communes, et h_i la diversité au niveau de la commune *i* et h la diversité au niveau national. L'indice d'entropie varie entre 0, lorsque toutes les communes ont la même composition que l'ensemble du pays (intégration maximale), et 1, lorsque toutes les communes ne contiennent qu'un seul groupe (ségrégation maximale).

Nous avons distingué trois catégories de commune en comparant les scores de diversité ou indices locaux (h_i) à la moyenne de l'indice local (h_m) et à l'indice d'entropie au niveau

national H . Les communes moins ségréguées sont celles dont l'indice est inférieur à la moyenne ($h_i < h_m$), celles modérément ségréguées ont des indices compris entre la moyenne et l'indice d'entropie ($h_m \leq h_i < H$) et celles plus ségréguées ont des indices égaux ou supérieurs à l'indice d'entropie ($h_i \geq H$).

7.2.3. Modélisation

La méthode d'analyse de survie a été utilisée pour modéliser la mortalité des enfants de moins de cinq ans, en se basant sur la distribution de Weibull. La loi de Weibull est une distribution statistique paramétrique utilisée pour modéliser le temps jusqu'à un événement.

Pour donner une structure longitudinale à ces données, nous sommes passés d'un fichier individuel au format large à un fichier au format long contenant une ligne par période de suivi pour chaque naissance grâce à un ensemble d'outils mis au point pour la gestion des données biographiques (Bocquier et al., 2019). L'exposition au risque de décès débute dès la naissance de l'enfant, et prend fin par le décès, ou par une censure. Les censures correspondent à deux situations dans notre cas : la date de fin d'observation (31 décembre 2015) et la date du cinquième anniversaire de l'enfant.

La base de données obtenue a été pondérée via la méthode du score de propension. Le score de propension a été utilisé ici pour rendre les immigrés et les natifs « similaires » au regard d'un certain nombre de caractéristiques comme l'indice de positionnement socioéconomique, le rang de naissance de l'enfant, son sexe, la gémellité, l'âge de la mère à la naissance de l'enfant, le poids à la naissance de l'enfant et le statut matrimonial de la mère. Ces caractéristiques ont été associées dans une analyse antérieure de décomposition O-B, aux disparités de mortalité infanto-juvénile entre immigrés et natifs. Des informations complémentaires concernant aussi bien le score de propension que les résultats de l'analyse de décomposition O-B, se trouvent en Annexes.

Plusieurs modèles dans lesquels les différents indicateurs de l'intégration ont été analysés, ont été mis à contribution. Ces modèles ont été ajustés caractéristiques de l'enfant et celles des parents via la variable poids.

La partie suivante présente les différents résultats tant descriptifs que sur les modèles de régression.

7.3. Résultats

7.3.1. Analyse descriptive

Le tableau 7-1 présente la description de l'échantillon selon quelques variables. L'échantillon porte sur 10 456 901,07 années-vécues parmi lesquels 8 738 sont décédés avant leur 5^{ème} anniversaire. Ces données varient selon les origines migratoires, les unions mixtes et la naturalisation des parents.

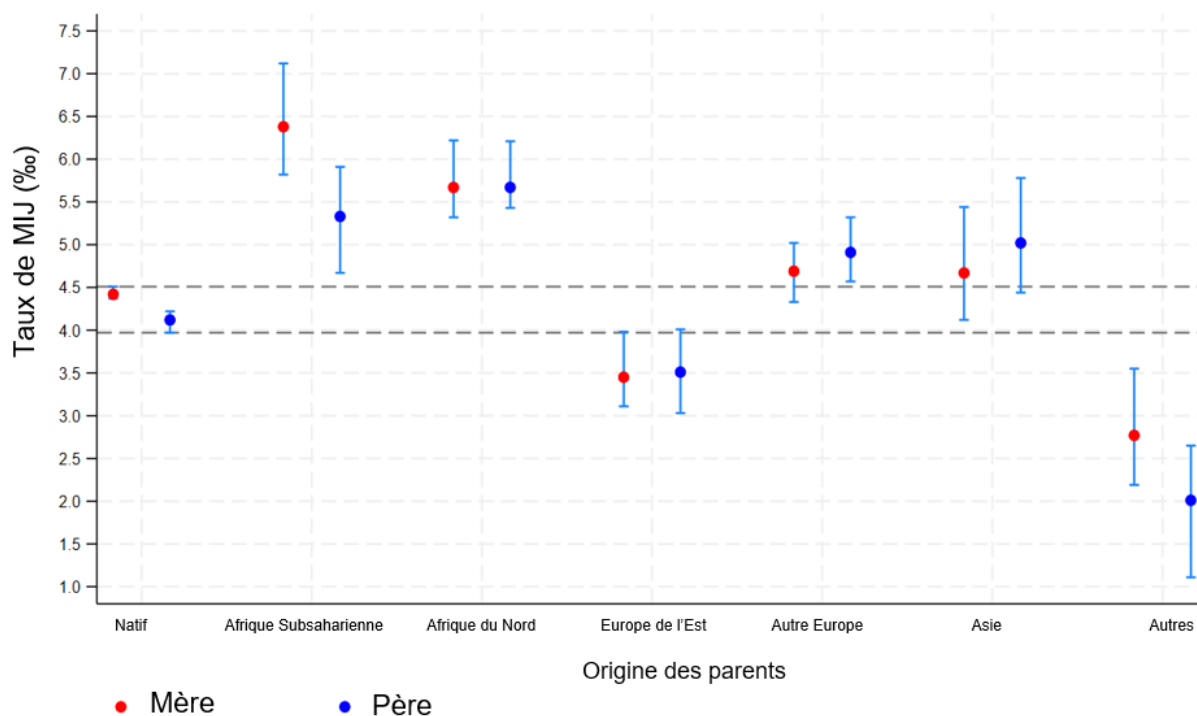
Tab 7-1: Description de l'échantillon

Origine	Personnes-années	%	Décès <5
Origine de la mère			
Belgique	7977640,45	76,29	6462
Afrique Subsaharienne	356911,07	3,41	433
Afrique du Nord	613507,99	5,87	655
Europe de l'Est	391639,70	3,75	265
Autres pays d'Europe	769545,91	7,36	658
Asie	235377,14	2,25	207
Autres	112278,80	1,07	58
Mixité-Naturalisation des parents			
Parents natifs	7022262,36	67,15	5232
Parents naturalisés	370989,02	3,55	459
Parents non naturalisés	938566,89	8,98	864
Mère non naturalisée & père naturalisé	307335,65	2,94	334
Mère naturalisée & père non naturalisé	192908,86	1,84	234
Mère native & père non naturalisé	527962,03	5,05	509
Mère native & père naturalisé	311444,45	2,98	344
Mère non naturalisée & père natif	454858,41	4,35	426
Mère naturalisée & père natif	330573,4	3,16	336
Total	10456901,07	100,00	8738

Source : Nos analyses à partir des données de l'état civil belge, 1998-2019.

La figure 7.3 présente les taux de mortalité infanto-juvénile (5q0) selon les origines migratoires des parents.

Fig 7.3: Taux de mortalité infanto-juvénile (5q0) selon les origines migratoires des parents



Note : Autre Europe désigne tous les autres pays d'Europe, à l'exception des pays d'Europe de l'Est et la Belgique

Source : Nos analyses à partir des données de l'état civil belge, 1998-2019

Le graphique précédant met en exergue des différences statistiquement significatives entre tous les groupes d'immigrés et les natifs, excepté les immigrés d'Europe. Ces différences sont généralement au profit des natifs qu'il s'agisse de la région de naissance du père ou celle de la mère. Par ailleurs, les immigrés d'Europe de l'Est et ceux de la catégorie « Autre » ont de meilleurs taux de mortalité infanto-juvénile que les natifs. Quant au reste de la région d'Europe, les résultats divergent selon le parent considéré. En effet, aucune différence n'est observée avec la région de naissance de la mère tandis qu'un excès de mortalité infanto-juvénile est mis en évidence avec la région de naissance du père.

✓ **Migrations internes selon le niveau de ségrégation ethnique des communes**

La figure 7.4 ci-dessous appelé « segplot » est un outil d'exploration offrant plus de simplicité et de facilité dans la représentation visuelle des différents niveaux de ségrégation (Elbers & Gruijters, 2024). Y sont représentés dans notre cas, les graphiques de type non compressé (à gauche) et de type compressé (à droite) pour les années 1991 et 2011.

Dans ce graphique, chaque unité représentée par une barre individuelle est la commune. Sa largeur est proportionnelle à la taille de la commune. Chacune des barres indique la répartition des origines au sein de chaque commune. La première barre à partir de la droite représente la "distribution de référence" qui est ici la distribution au niveau national. Plus une barre ou commune ici, est proche de cette distribution de référence considérée comme un élément clé de tout diagramme de ségrégation (Elbers & Gruijters, 2024), moins elle ségréguée c'est-à-dire « parfaitement intégrée ». Dans notre cas, la répartition globale des origines est de plus de 85 % des natifs belges en 1991, le reste étant partagé entre les autres groupes. Les communes qui reproduisent une telle répartition ne contribuent pas du tout à la ségrégation. Il s'agit des communes les plus à droite qui sont presque identiques à la distribution globale des origines.

Pour mieux comprendre l'ensemble du graphique, nous allons partir du graphique compressé obtenu suivant un long processus. Ce graphique est obtenu à partir d'un algorithme permettant de conserver autant que possible, le niveau de ségrégation initial (ici du pays). Le principe est d'identifier chaque paire de communes voisines, de calculer la baisse du niveau de ségrégation qui résulterait de la combinaison de ces deux communes, identifier la paire qui entraîne la plus faible diminution de la ségrégation et fusionner ces deux communes. On obtient après fusion, une commune « hybride » qui hérite des voisins des deux communes qui la composent. Ces actions peuvent être répétées jusqu'à ce qu'on obtienne le niveau de compression souhaité.

Ainsi, la figure de type compressé est le résultat de l'application de l'algorithme à l'ensemble de données portant sur les 589 communes. Une fois fusionnées, un ensemble artificiel de 23 grappes a été obtenu. En procédant de la sorte, 95 % des informations

sont conservées ; soit une réduction de la valeur H de 0,156 (graphique de gauche) à 0,148 (graphique de droite) pour l'année 1991. Le graphique de droite peut donc être considéré comme une version simplifiée, mais fidèle, du graphique de gauche, tout en ne perdant que 5 % de l'information. En ce qui concerne l'année 2011, la compression permet de conserver 93% des informations en passant d'une valeur H de 0,113 à 0,105.

Sous la figure principale, les scores de ségrégation locale ajustés de chaque commune sont indiqués par ordre décroissant dans une figure secondaire, ainsi que l'indice H global (ligne horizontale jaune). Chaque grappe peut être interprétée comme étant plus ou moins ségréguée par rapport à la moyenne nationale en vérifiant si la ségrégation locale ajustée est supérieure ou inférieure à l'indice H. Dans le graphique compressé, la sixième grappe à partir de la gauche est la plus grande mais aussi, fait partie des grappes les plus ségréguées en 1991. Par contre en 2011, la grappe la plus ségréguée est celle de rang 7 et la plus grande est située au 10^{ème} rang à partir de la gauche.

Les faibles niveaux d'indice de ségrégation de 0,156 en 1991 et de 0,113 en 2011 au niveau national, indiquent une ségrégation ethnique relativement faible et une baisse de la ségrégation ethnique de plus de 27% entre ces deux périodes. La plupart des communes sont moins ségréguées que la moyenne, ce qui indique que la commune la plus à gauche a un effet important sur la ségrégation totale.

The figure displays four stacked bar charts arranged in a 2x2 grid, comparing the distribution of origin (Natif, Afrique, Europe, Autres) for two years (1991 and 2011) under two conditions (Non compressé and Compressé). Each chart includes a line graph of adj. LS and a horizontal bar chart of H values.

Origine Legend:

- Natif (Red)
- Afrique (Green)
- Europe (Blue)
- Autres (Purple)

1991 - Non compressé: The stacked bar chart shows a high proportion of Natif (red) across all categories. The adj. LS line graph shows a sharp drop from 1.5 to near 0. The H value is 0.156.

1991 - Compressé: The stacked bar chart shows a high proportion of Natif (red) across all categories. The adj. LS line graph shows a sharp drop from 1.5 to near 0. The H value is 0.148.

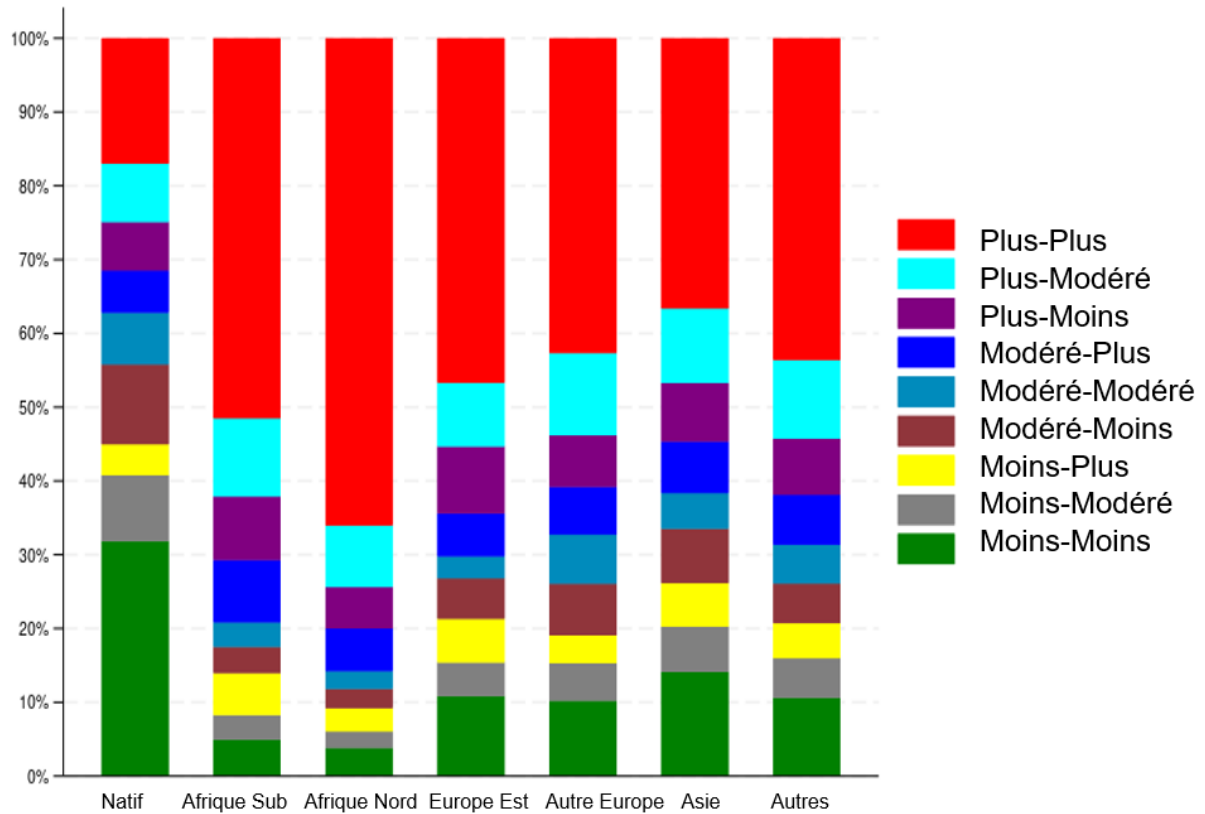
2011 - Non compressé: The stacked bar chart shows a high proportion of Natif (red) across all categories. The adj. LS line graph shows a sharp drop from 1.5 to near 0. The H value is 0.113.

2011 - Compressé: The stacked bar chart shows a high proportion of Natif (red) across all categories. The adj. LS line graph shows a sharp drop from 1.5 to near 0. The H value is 0.105.

- ✓ **Migrations internes selon la ségrégation ethnique des communes**

La figure 7.5 montre la répartition des migrations internes selon le niveau de ségrégation ethnique des communes chez les femmes ayant émigré au cours des cinq dernières années précédant la naissance de leurs enfants. Elles varient selon les origines migratoires. Si les mères natives sont plus enclines à émigrer d'une commune moins ségréguée à une autre commune moins ségréguée, ce n'est pas le cas des mères immigrées. Les enfants étaient nés de mères immigrées ayant souvent migré vers les communes plus ségréguées en provenance des communes plus ségréguées au cours des cinq dernières années avant leur naissance. Chez les mères immigrées, les migrations des communes plus ségréguées aux communes plus ségréguées représentent plus du tiers des migrations internes et atteignent même les deux-tiers chez les femmes d'Afrique du Nord tandis que ce chiffre est de moins de 10% chez les mères natives.

Fig 7.5: Distribution (%) des années vécues des migrations internes selon le niveau de ségrégation ethnique des communes en fonction des origines migratoires



Note : Autre Europe désigne les autres pays d'Europe sans la Belgique et les pays d'Europe de l'Est
Source : Nos calculs à partir des données de l'état civil (1998-2019) et des recensements de 1991 et 2011

7.3.2. Analyse multivariée

✓ Effets des origines migratoires et des migrations internes sur la mortalité infanto-juvénile

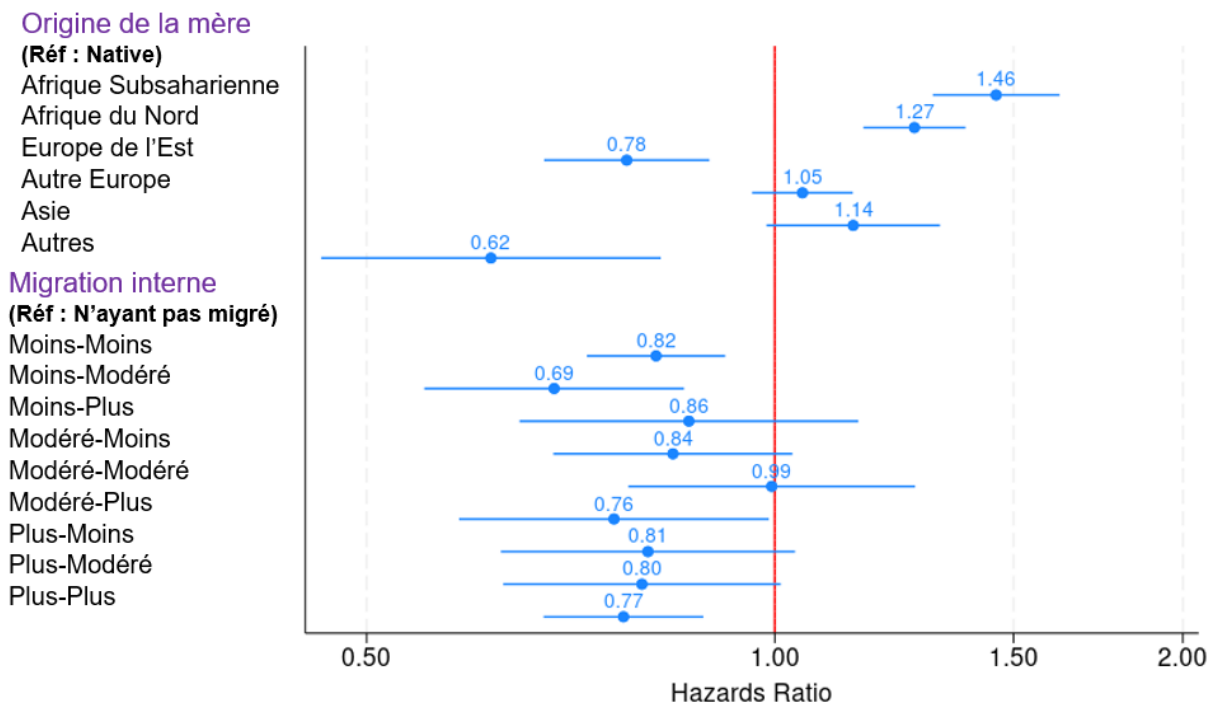
La figure 7.6 met en évidence les résultats des effets des origines migratoires et des migrations internes sur la mortalité infanto-juvénile.

Il y ressort une surmortalité infanto-juvénile des enfants de mères immigrées d'Afrique subsaharienne et du Nord. A contrario, les mères immigrées d'Europe de l'Est et du groupe « autre » ont une sous-mortalité infanto-juvénile. Au milieu de ces deux catégories, se trouvent les mères immigrées des autres pays d'Europe et d'Asie pour qui

aucune différence statistiquement significative de mortalité n'a été observée par rapport aux mères natives.

Nos résultats mettent également en évidence un effet significatif des migrations internes évaluées en termes de ségrégation ethnique. Il y ressort que le fait d'avoir émigré au cours des cinq dernières années précédant la naissance de l'enfant est associé à un avantage de mortalité infanto-juvénile. Cet avantage est davantage observé dans les migrations vers des commune au niveau de ségrégation équivalent, moindre ou plus élevé. C'est le cas par exemple des migrations des communes moins ségréguées aux communes moins ou modérément ségréguées ou des communes modérément ségréguées aux communes plus ségréguées. Dans le cas des autres catégories de migrations internes, aucune différence statistiquement significative avec le fait de n'avoir pas émigré, n'a été mise en évidence.

Fig 7. 6: Effet de l'origine maternelle et des migrations internes des mères sur la mortalité infanto-juvénile



Note : Les caractéristiques de l'enfant et celles des parents sont contrôlées via le score de propension
Source : Nos calculs à partir des données de l'état civil (1998-2019), des recensements de 1991 et 2011 et du registre de population.

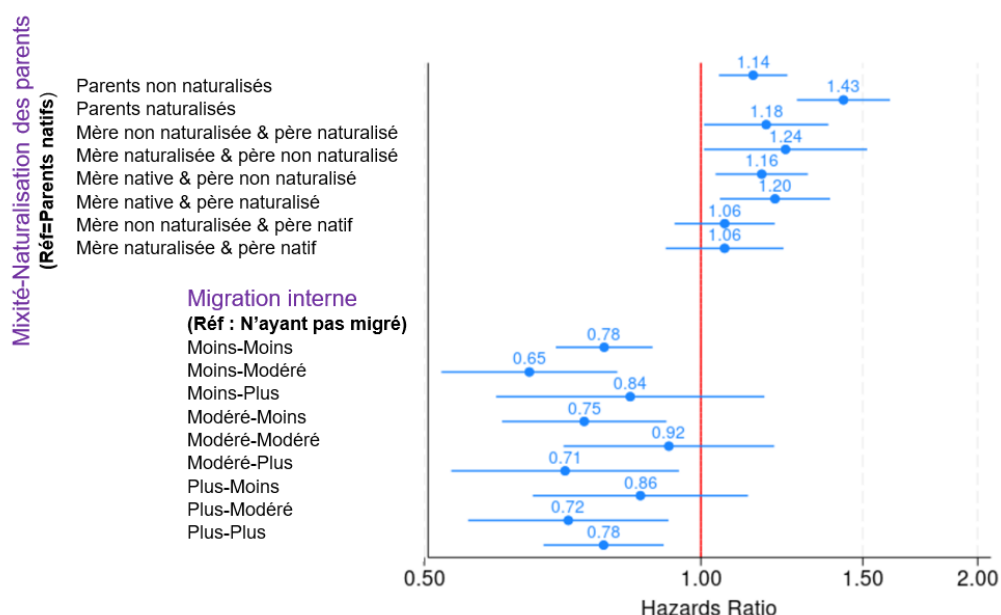
✓ Effets de la naturalisation et des unions mixtes

Le graphique ci-après permet d'appréhender l'effet de la naturalisation, des unions mixtes ainsi que celui des migrations internes.

Exceptés les enfants nés de pères natifs et de mères immigrées (naturalisée ou non), les autres enfants présentent une surmortalité par rapports aux enfants nés de deux parents natifs. Donc la parentalité mixte ne protège que lorsque le père est natif. Aussi, la surmortalité des enfants dont les parents sont immigrés, est maintenue malgré leur naturalisation sauf quand le père est natif. On peut donc conclure à un effet protecteur de la naturalisation seulement si le père est natif.

L'effet des migrations internes, observé dans le modèle précédent semble se confirmer avec quelques exceptions près. En effet, seules les migrations des communes moins ségréguées vers les communes plus ségréguées et vice-versa ainsi que les migrations des communes modérément ségréguées vers les communes de même caractéristique n'ont pas un effet significatif sur la mortalité infanto-juvénile.

Fig 7.7: Effets de la naturalisation-unions mixtes et des migrations internes des mères sur la mortalité infanto-juvénile



Note : Les caractéristiques de l'enfant et celles des parents sont contrôlées via le score de propension

Source : Nos calculs à partir des données de l'état civil (1998-2019), des recensements de 1991 et 2011 et du registre de population.

Pour évaluer si l'effet des migrations internes sur la mortalité infanto-juvénile pouvait varier selon le statut de migrant international de la mère, les résultats d'un modèle incluant les interactions entre les migrations internes et l'origine migratoire sont présentés dans le tableau 7-2.

Nos résultats indiquent que l'effet des migrations internes varie selon le statut de migrant international de la mère. En effet, les migrations internes à l'exception des migrations depuis les communes modérément ségréguées, permettent de maintenir l'effet protecteur dû au fait d'être né de mère native. On y observe l'effet protecteur des migrations internes chez les enfants nés de mères immigrées, illustré par une la non significativité de la mortalité infanto-juvénile entre ces derniers et les enfants nés de mères natives n'ayant pas fait des migrations internes au cours des cinq années précédant la naissance de leurs enfants et la surmortalité des enfants nés de mères immigrées n'ayant pas fait des migrations internes. Il faut toutefois nuancer cet effet pour les migrations depuis les communes modérément ségréguées vers des communes de même caractéristique qui affichent un excès de mortalité infanto-juvénile chez les mères immigrées.

Tab 7-2: Effet de l'interaction migrations internes- statut de migrant international sur la mortalité infanto-juvénile

Variables		OR	95% CI
Statut migratoire	Migration interne selon le niveau de ségrégation ethnique des communes		
(Ref: Native # N'ayant pas migré)			
Native	Moins-Moins	0,80***	0,72-0,89
Native	Moins-Modéré	0,75**	0,62-0,91
Native	Moins-Plus	0,97**	0,73-0,90
Native	Modéré-Moins	0,85	0,71-1,02
Native	Modéré-Modéré	0,73	0,59-1,02
Native	Modéré-Plus	0,83	0,67-1,03
Native	Plus-Moins	0,72**	0,58-0,89
Native	Plus-Modéré	0,73**	0,59-0,91
Native	Plus-Plus	0,84*	0,73-0,96
Immigré	N'ayant pas migré	1,11***	1,05-1,17
Immigré	Moins-Moins	0,92	0,61-1,39
Immigré	Moins-Modéré	0,55	0,25-1,19
Immigré	Moins-Plus	0,79	0,44-1,43
Immigré	Modéré-Moins	0,85	0,47-1,53
Immigré	Modéré-Modéré	1,66*	1,10-2,56
Immigré	Modéré-Plus	0,76	0,45-1,31
Immigré	Plus-Moins	0,99	0,64-1,53
Immigré	Plus-Modéré	0,96	0,64-1,42
Immigré	Plus-Plus	0,84	0,69-1,01

Note : Les caractéristiques de l'enfant et celles des parents sont contrôlées via le score de propension

Source : Nos calculs à partir des données de l'état civil (1998-2019), des recensements de 1991 et 2011 et du registre de population.

7.4. Discussion

Plusieurs tendances se dessinent, en confrontant nos différents résultats à la littérature. En partant de l'effet des origines migratoires sur la mortalité infanto-juvénile, nos résultats indiquent un excès de mortalité des enfants des femmes immigrées d'Afrique Subsaharienne et du Nord en dépit de l'ajustement via le score de propension, des caractéristiques expliquant les plus grandes disparités de mortalité entre les enfants nés de mères immigrées et ceux de mères natives.

Les mauvais résultats de santé infantile chez les femmes d'Afrique subsaharienne, ont été documentés avec d'autres indicateurs en Belgique où elles connaissent un excès de mortalité périnatale se traduisant principalement par un taux élevé d'accouchements prématurés et de faible poids à la naissance (Minsart et al., 2013). Comme le soulignaient Gillet et al. (2014) et Hercot et al. (2015), ces différences de mortalité peuvent trouver leur explication dans les inégalités d'état de santé des mères et des inégalités sociales. Par exemple, une fréquence plus élevée des problèmes d'hypertension parmi les mères d'Afrique subsaharienne et plus particulièrement, une hypertension préoccupante chez les mères originaires de la République Démocratique du Congo a été documentée en Belgique (Hercot et al., 2015; Van Leeuw & Leroy, 2020). Ces dernières sont souvent en surpoids ou obèses avec un grand risque de diabète gestationnel (Van Leeuw & Leroy, 2020). Or, aussi bien le diabète gestationnel que les problèmes d'hypertension constituent une complication courante de la grossesse. Ils peuvent avoir des conséquences à court et à long termes sur la santé de la mère et de l'enfant et être donc responsables du faible poids à la naissance, des naissances prématurées et la mortalité infantile (Hercot et al., 2015; Van Leeuw & Leroy, 2020). Une autre explication de ces inégalités de mortalité réside dans les anomalies congénitales (structurelles, fonctionnelles ou métaboliques d'origine génétique ou autre). Elles constituent la première cause de mortalité infantile dans tous les pays industrialisés et sont plus fréquentes parmi les naissances de mères d'Afrique subsaharienne (Hercot et al., 2015). Nos résultats en ce qui concerne les femmes d'Afrique du Nord, sont cohérents avec un fort excès de mortalité périnatale notamment chez les femmes maghrébines malgré leur faible taux de naissances prématurées et de faible poids à la naissance (Minsart et al., 2013). Les femmes d'Afrique du Nord notamment les mères d'origine marocaine majoritaires, présentent des profils de

santé assez similaires à celles d'Afrique Subsaharienne. Elles sont souvent en surpoids ou obèses avec un grand risque de diabète gestationnel (Van Leeuw & Leroy, 2020) et présentent fréquemment des anomalies congénitales en Belgique (Minsart et al., 2013; Hercot et al., 2015). Elles sont susceptibles de subir davantage toute sorte de discrimination particulièrement en Flandre où être une femme immigrée et originaire du Maghreb peut constituer une double peine (Ghekiere et al., 2023).

L'un des résultats surprenants de notre recherche est l'avantage de mortalité des enfants de mères d'Europe de l'Est. Nous pensons que cet avantage peut trouver une explication dans la pratique courante et rigoureuse de l'allaitement maternel chez ces dernières (Van Leeuw & Leroy, 2020). Ceci est particulièrement important quand on sait que l'allaitement maternel a la capacité de prévenir les infections (digestives, respiratoires, bactériennes ou virales) et de réduire la mortalité d'origine infectieuse (Turck, 2005). Aussi, des travaux antérieurs sur les immigrés polonais en Norvège avaient-ils montré qu'ils bénéficiaient aussi bien du système sanitaire polonais que celui de la Norvège et que cela avait des avantages sur la santé de leurs enfants (Albertini Fröh et al., 2017). Nous pouvons étendre cette hypothèse à l'ensemble des immigrés d'Europe de l'Est qui n'ont pas été sélectionnés en Belgique comme l'auraient été les immigrés non européens étant donné leur proximité géographique avec les pays d'Europe. Il s'agit de l'hypothèse du « meilleur des deux mondes » combinant l'efficacité du système de santé du pays d'accueil, la spécificité du système de santé du pays d'origine en ce qui concerne certains traitements et le rôle des facteurs culturels favorables à la santé (Khlal & Darmon, 2003; Albertini Fröh et al., 2017). Cette hypothèse reste néanmoins à tester avec des données empiriques.

Les résultats ont pu mettre en évidence l'effet protecteur des unions mixtes ou la parentalité mixte tout en relativisant : il s'agit uniquement des unions dans lesquelles le père est natif. Un tel résultat suggère d'une part qu'en contexte de mortalité infanto-juvénile très faible, non seulement le rôle de variables habituellement déterminantes comme l'éducation de la mère s'efface, mais cela se fait semble-t-il au profit d'un rôle social accru du père. Ainsi, l'effet du contexte d'arrivée de la mère, des difficultés liées à l'intégration, et ainsi de suite, s'effaceraient quand la femme immigrée peut s'appuyer sur les ressources sociales, économiques ou autres offertes par le mari natif. Il ne s'agit que

d'une piste d'explication qui mérite d'être vérifiée avec l'ajout de variables d'ajustement pertinentes (qui sont peu nombreuses dans cette analyse, même si le score de propension prend en compte l'indice de positionnement socioéconomique) sans oublier la possibilité qu'il y ait d'effets de sélection liés au genre dans les mariages mixtes. D'autre part, ce résultat suggère, si besoin était, que les unions mixtes, loin de dissiper les préjugés ou la discrimination à l'égard des étrangers, peuvent être rejetées et manquer de soutien de la part de tiers, tels que les amis et la famille (Rodríguez-García, 2015). Dès lors, elles sont souvent fragiles et aboutissent souvent aux ruptures que les unions endogames comme l'ont montré certaines études sur les couples mixtes (Goldstein & Harknett, 2006; Rodríguez García & Miguel Luken, 2015) remettant en question le rôle des unions mixtes en tant qu'instrument de dilution et d'harmonisation des différences (Rodríguez-García, 2015). In fine, cette fragilité peut priver la famille des ressources nécessaires pour prendre en charge les soins de l'enfant de façon adéquate.

L'effet bénéfique de la naturalisation sur la santé de l'enfant, n'a été mis en évidence que si le père est natif. Il s'agit du rôle social et de l'importance des déterminants biologiques proches. Ce résultat vient rappeler l'effet protecteur de l'acquisition de la nationalité belge documenté sur d'autres indicateurs de santé des enfants en Belgique (Minsart et al., 2013; Racape et al., 2016; Sow et al., 2019). Cela prouve toutefois que la naturalisation n'est pas à même de résoudre tous les problèmes que pourraient subir les immigrés. Par exemple, le faible recours des immigrés aux soins de santé (Ahaddour et al., 2015) dû à de nombreux facteurs dont le problème d'interaction avec les prestataires de soins de santé (Dauvrin & Lorant, 2014; Ahaddour et al., 2015) devrait affecter de la même manière les immigrés naturalisés et non naturalisés (Minsart et al., 2013). Ces prestataires de soins de santé n'ont souvent pas connaissance du statut de naturalisation du patient, mais plutôt de son origine migratoire. Le recours aux soins de santé ne pouvant pas être traité avec les statistiques de l'état civil, il est donc difficile de savoir comment il peut être influencé par la naturalisation (Minsart et al., 2013). Aussi, comme se sont interrogés Jayaweera & Quigley (2010), l'amélioration du statut socioéconomique que la naturalisation est censée induire, est-elle toujours associée à de meilleurs résultats ou à des changements de comportement en matière de santé ?

L'un de nos principaux résultats est l'avantage de mortalité infanto-juvénile pour les mères ayant fait une migration interne comparées à celles n'ayant pas fait une telle migration au cours des cinq ans précédant la naissance de l'enfant. Cet avantage s'observe aussi bien chez les mères natives que chez les mères immigrées même dans le contexte de la migration vers une commune plus ségréguée. Ce résultat permet de s'interroger sur l'effet de la qualité des relations sociales que les immigrés pourraient entretenir avec les autres résidents dans les communes plus ségréguées sur la santé de l'enfant. Comme l'avaient indiqué Bolt et al. (2010), les zones les plus ségréguées ne sont pas que des zones de non droit, elles peuvent se muer en terre de solidarité où des relations plus étendues, solides et de meilleure qualité peuvent se nouer avec le voisinage et permettre ainsi aux résidents d'accéder à toutes sortes de ressources. Or, bien de travaux ont démontré un effet « quartier » sur la santé des enfants (Spencer et al., 1999; Bundred et al., 2003; Clausen et al., 2006; Calling et al., 2011). Aussi, l'effet de la migration interne, n'est-il pas plus simplement lié à une amélioration des conditions de vie qui se traduirait pas de meilleures opportunités d'emploi, de logement... quel que soit finalement le type de commune de destination ?

Conclusion

L'objectif de cette recherche était de montrer que l'intégration peut avoir plusieurs facettes qui pourraient impliquer des effets différentiels sur la mortalité infanto-juvénile. Au regard de nos résultats, on ne peut conclure à la prime à la nationalité belge en termes de survie des enfants que si le père est natif. Il en est de même de la parentalité mixte : être né d'un père natif et d'une mère immigrée est bénéfique en termes de survie. Quant aux migrations internes, elles bénéficient aussi bien aux mères natives qu'aux mères immigrées en termes de survie des enfants et constituent ainsi une alternative à la mesure de l'intégration.

Cette étude souffre de certaines limites qui doivent être discutées. En effet, nous devons reconnaître que les différentes mesures de l'intégration ne prennent directement pas en compte certains aspects importants de l'intégration comme les compétences linguistiques en français, néerlandais ou allemand et d'autres facteurs socioculturels. En nous penchant sur la naturalisation, non sans rappeler le débat existant sur le sens de causalité entre l'intégration et elle (abordé dans la revue de littérature), notre mesure omet les différentes modalités de son acquisition qui varient selon des critères n'ayant pas la même portée sociale. Ces différentes modalités que nos données ne nous permettent pas de cerner, peuvent modifier le rapport à la santé, y compris la santé des enfants. En plus, l'intégration par les migration internes selon le niveau de ségrégation des communes a ses propres limites. Cet indicateur tel qu'élaboré, ne permet pas de différencier clairement une ségrégation forte (ou faible) en faveur d'un groupe d'immigrés de celle en faveur des natifs. Aussi, étant donné que les communes concentrent des réalités très différentes, nous suggérons pour les grandes villes comme Bruxelles, un cas d'application fine aux données c'est-à-dire de travailler avec les quartiers.

Notre étude présente de nombreux points forts. En combinant plusieurs sources administratives fiables sur une large cohorte de naissances, nous avons fourni certaines des estimations les plus détaillées possibles à partir du pays d'origine des parents. Le critère du pays de naissance offre l'avantage d'assurer une plus grande comparabilité des statistiques au niveau international dans la mesure où le pays de naissance des individus est une caractéristique immuable. Le recours à l'analyse des biographies a été essentielle

dans la production des estimations de régression robustes (Bocquier et al., 2019). En outre, nous avons défini les indicateurs d'intégration à l'aide des mesures simples, qui sont non seulement généralisables mais aussi adaptables aux différents contextes nationaux.

En dépit des limites évoquées, cette recherche apporte sa part de contribution à la littérature encore parcellaire sur l'intégration et la santé des immigrés et appelle à de nouvelles recherches pour analyser spécifiquement en profondeur la naturalisation sur la santé des enfants en distinguant ses modalités d'acquisition.

Annexes

Le tableau ci-après présente les résultats de l'analyse multivariée obtenus par la méthode de décomposition O-B en utilisant le statut migratoire de la mère.

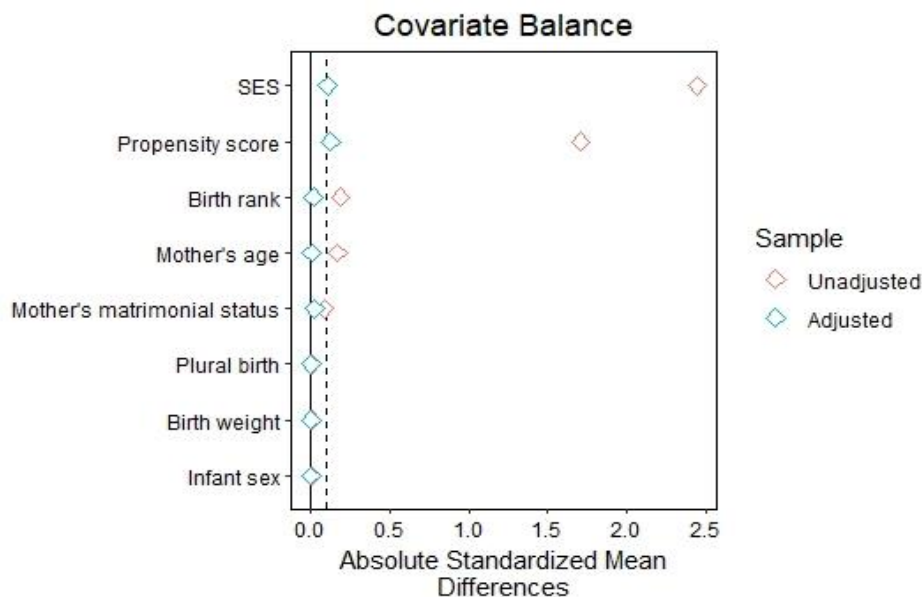
Tableau A7-1: Décomposition multivariée O-B des différences de mortalité infanto-juvénile entre immigrés et natifs, contribution de l'effet de composition

Risk factors	Immigrant vs native			
	Gaps		95% CIs	
Child sex (Female)	0.016		-0.001	0.035
Birth rank (Rank 1)	-1.736	***	-2.236	-1.236
Birth Weight (Very LBW)	-1.371	***	-1.637	-1.104
Type of birth (Plural birth)	0.070		-0.113	0.254
Mother's age	0.738	***	0.530	0.945
Matrimonial status (Parent in union)	0.131	*	0.030	0.233
Mother's socioeconomic index (1 st quartile)	3.624	***	2.393	4.855
U5MR difference (per 10,000)	5.23	***	3.53	6.92
Explained Component (%)	81.72	***	78.59	87.85

Note : Les catégories de référence sont entre parenthèses, ***p<0.001; **p<0.01; *p<0.05
Source : Nos calculs à partir des données de l'état civil (1998-2019) et les recensements de 2001 et 2011.

Comme les contributions positives à l'effet de composition sont des facteurs de risque qui, si elles sont égalisées ou équilibrées entre immigrés et natifs, devraient réduire l'écart de mortalité infanto-juvénile entre ces deux groupes, la réduction la plus importante serait obtenue en égalisant l'indice du positionnement socio-économique de la mère. A l'inverse, des contributions négatives creuseraient cet écart, comme on l'observe dans la prévalence de l'enfant de rang 1 et le faible poids à la naissance. En général, l'indice de positionnement socioéconomique, le rang de naissance de l'enfant, l'âge de la mère à la naissance de l'enfant, le poids à la naissance de l'enfant et le statut matrimonial de la mère expliquent les différences de mortalité infanto-juvéniles entre immigrés et natifs. Ces deux groupes n'étant donc pas directement comparables en moyenne sur ces caractéristiques, la méthode du score de propension a été utilisée pour traiter et corriger ces différences et imposer un équilibre comme le montrent les graphiques suivants :

Fig A7.1: Statistiques d'équilibre avant (Unadjusted) et après (Adjusted) pondération



Source : Nos calculs à partir des données de l'état civil

Ce graphique donne un aperçu des différences proportionnelles moyennes ou standardisées pour toutes les caractéristiques à équilibrer. Il s'agit du rang de naissance de l'enfant, son sexe, son poids à sa naissance, la gémellité, l'âge de la mère à la naissance de l'enfant, l'indice de positionnement socioéconomique et le statut matrimonial de la mère. Chaque point du graphique représente la statistique d'équilibre pour une variable spécifique, avec un code couleur indiquant si elle a été calculée avant ou après la pondération. Les lignes en pointillé représentent le seuil fixé pour visualiser l'équilibre. Le score de propension sert de référence pour évaluer la comparabilité des groupes, en veillant à ce que les enfants nés de mères immigrées et ceux de mères natives aient suffisamment de similitudes pour permettre des comparaisons significatives.

Il est à noter que tous les points après pondération se situent à l'intérieur de ce seuil sauf pour l'indice de positionnement socioéconomique et le score de propension. Ainsi, si l'équilibre parfait est atteint pour les autres variables, il ne l'est pas pour l'indice de positionnement socioéconomique bien que les différences entre immigrés et natifs aient été considérablement réduites avec la méthode du score de propension.

CONCLUSION GÉNÉRALE

Entre enjeux de santé publique et intégration, la santé des immigrés demeure un sujet complexe et crucial dans le contexte actuel des migrations et des dynamiques démographiques. En s'appuyant sur la littérature existante sur la santé des immigrés, cette thèse avait pour objectif de contribuer au débat en cours sur cette problématique en investiguant le cas particulier des deuxièmes générations à travers certains mécanismes à l'œuvre dans leur santé déjà démontrés ailleurs, repris et approfondis ici.

Cette recherche a été menée sur la France et la Belgique pour plusieurs raisons. L'une des raisons est la provenance des immigrés dans ces deux pays qui accueillent des populations immigrées diversifiées, souvent en provenance des mêmes régions du monde, comme l'Afrique Subsaharienne et l'Afrique du Nord, même si comparativement à la France, la Belgique accueille une part importante de personnes nées dans l'UE/citoyens mobiles de l'UE. A cela, s'ajoutent, la disponibilité, la diversité et la qualité des données. Aussi, le système politique belge caractérisé par une répartition des pouvoirs entre le fédéral, les régions et les communautés linguistiques, ajoute-t-il une couche supplémentaire à l'analyse des inégalités de santé, offrant une perspective enrichie sur l'impact du contexte régional. Ainsi, les similarités et dissimilarités des deux pays permettent d'obtenir des informations précieuses sur l'impact des différents contextes nationaux et régionaux sur la santé des enfants d'immigrés, enrichissant ainsi la compréhension globale des dynamiques de mortalité infanto-juvénile dans les pays d'immigration.

Avant de détailler les principaux résultats obtenus, nous nous devons évoquer les limites inhérentes aux données disponibles. A l'entame de cette thèse, nous avons appris que l'EDP-Santé, le volet santé de l'EDP, obtenu à partir du croisement des données socio-économiques de l'EDP et médico-administratives, était en cours de constitution. Il s'agit d'un enrichissement de l'EDP par les données du système national (français) des données de santé. L'accès à ces données très sensibles, aurait nécessité des autorisations supplémentaires et donc rallonger le calendrier de réalisation de cette thèse. Si ces données étaient disponibles, cela offrirait des données actualisées pouvant

permettre d'approfondir les analyses en investiguant par exemple l'effet différentiel du parcours de soins de la mère selon les origines migratoires sur la santé de l'enfant. Dans le cas des données du registre belge de population, la non prise en compte du statut administratif nous laisse un goût d'inachevé. Leur prise en compte aurait permis d'analyser l'effet du parcours administratif des immigrés sur la mortalité infanto-juvénile des enfants. En effet, les informations sur le parcours administratif des immigrés, telles qu'obtenues dans le cadre d'un autre projet de recherche mené à l'UCLouvain, ne sont disponible que sur un échantillon restreint en raison des dispositions du règlement général sur la protection des données (RGPD) contraignant la consultation des bases de données personnelles (sensibles). Cela pose le défi de l'accès aux données de la recherche dans le cadre du RGPD et nous amène à recommander aux autorités administratives belges de faciliter l'accès aux données exhaustives pour l'analyse fine des inégalités socio-sanitaires.

Par ailleurs, certaines limites de notre travail sont liées aux choix de travailler sur la mortalité infanto-juvénile et à la qualité de certaines données. En effet, la mortalité infanto-juvénile et la mortalité infantile ne répondent pas aux mêmes facteurs d'inégalités. Nous aurions pu séparer la mortalité infantile et la mortalité juvénile par exemple. Cependant, le problème d'une taille suffisante d'échantillon pour l'analyse se posait pour le cas de la France car sur 3024 décès infanto-juvéniles, 85% des décès ont eu lieu avant un an (contre 80% dans le cas belge sur les 10,463 décès infanto-juvéniles), soit moins de 500 décès juvéniles. Ce faible effectif ne saurait permettre une analyse rigoureuse selon les origines migratoires détaillées. Cependant, il faut préciser que la distinction de la mortalité infantile de celle infanto-juvénile par exemple, montre des résultats très peu différents en termes de tendance (Annexes générales, page 247) et du niveau (Annexes générales, page 248) si l'on se réfère aux intervalles de confiances des estimations. En ce qui concerne la qualité des données, certaines variables présentent de fortes valeurs manquantes telles que la catégorie socioprofessionnelle des parents pour la France et le statut matrimonial des parents pour la Belgique (Annexes générales, page 249). On peut donc se demander dans quelle mesure ces fortes valeurs manquantes pourraient impacter nos résultats.

Construit autour de sept chapitres, cette thèse a analysé les différentiels de mortalité infanto-juvénile entre immigrés et natifs, leurs variations ainsi que les facteurs qui y sont associés en France et en Belgique. Dans les deux premiers chapitres, il a été question de présenter d'une part le contexte géographique et administratif de la France et la Belgique ainsi que l'histoire migratoire de ces deux pays et d'autre part le cadre théorique sur la santé aussi bien des adultes que des enfants. Dans le troisième chapitre, le cadre méthodologique a été abordé dans son ensemble à travers les différentes sources de données et les méthodes statistiques utilisées pour leur analyse. Il s'agit de données complexes, variées et de bonne qualité (recensements, registre de population, état civil, échantillon démographique permanent) analysées via une approche méthodologique rigoureuse incluant la technique de décomposition O-B, le score de propension et l'analyse longitudinale. Quant aux quatre derniers chapitres, ils présentent les résultats aussi bien en France qu'en Belgique.

Il ressort de ces résultats que les origines migratoires structurent les inégalités de mortalité infanto-juvénile. En nous intéressant de plus près à l'ampleur de l'écart de mortalité entre enfants d'immigrés et ceux des natifs, nous notons un plus grand écart en France qu'en Belgique. Ces résultats contrastés permettent de mieux appréhender les résultats obtenus, ce qu'on aurait eu du mal à comprendre en considérant chaque pays de façon isolée. Il est logique de s'interroger sur l'effet des discriminations dans l'explication de ces disparités. La variance non expliquée peut être interprétée comme de la discrimination et de barrières linguistiques et culturelles non directement observables au niveau des services de santé, avec des effets par exemple sur l'accès aux soins de santé, sur le suivi de la grossesse et de la première année de vie, etc. Mais il faut faire preuve de prudence car le faible nombre de variables explicatives introduites dans les modèles laisse ouverte la possibilité que d'autres facteurs explicatifs individuels ou familiaux agissent sur la mortalité des enfants. Les conditions de santé des mères migrantes à leur arrivée, leur niveau d'éducation, leurs habitudes de consommation alimentaire ou de tabac, leur nombre de naissances, l'endogamie dans certaines communautés d'immigrés, etc., peuvent faire partie de la composante inexpliquée.

Nos résultats indiquent également que les enfants d'immigrés d'Afrique Subsaharienne et du Nord sont les plus touchés par les inégalités de mortalité aussi bien en France qu'en Belgique. Au-delà de l'effet de la discrimination qui peut expliquer les fortes disparités au niveau de ces deux groupes, une autre piste d'explication peut être fournie par l'accès inégal aux ressources sociales et économiques des immigrés notamment d'Afrique comme l'indique la théorie des causes fondamentales. Pour rappel, cette théorie stipule que les inégalités de santé vont se maintenir tant que certaines causes profondes de ces inégalités vont toujours persister, notamment les inégalités d'accès aux ressources autant matérielles qu'immatérielles (sociales, économiques et culturelles), et que les individus ayant plus de ressources (éducation, revenu, statut social) parviennent à maintenir des avantages de santé en dépit des nouvelles menaces à la santé, comme les épidémies ou les maladies chroniques émergentes.

En ce qui concerne l'évolution de ces inégalités, nos résultats sont assez divergents dans les deux pays. En Belgique, nous nous attendions à ce que l'augmentation des inégalités sociales en matière de mortalité générale se traduise par une augmentation, ou au moins une stabilité, des inégalités de mortalité infanto-juvénile entre immigrés et natifs. Pourtant, ces disparités se sont réduites. Ce résultat met en lumière le paradoxe observé en France, où la mortalité infanto-juvénile a connu une hausse malgré la diminution des écarts de mortalité entre les différentes catégories sociales, la forte baisse de la mortalité post-néonatale dans les catégories sociales les plus défavorisées et la réduction significative des décès pendant la petite enfance,. L'augmentation des inégalités de mortalité infanto-juvénile en France est cohérente avec l'hypothèse d'une dégradation du service public qui impacterait davantage les immigrés notamment en termes d'accès aux soins.

De l'augmentation des inégalités en France, on peut tirer des enseignements sur la théorie des désavantages cumulatifs. Souvent utilisée pour analyser les inégalités croissantes en matière de santé, de richesse et d'éducation au fil du temps, cette théorie met en lumière l'accumulation des inégalités sociales au cours de la vie, le renforcement des inégalités initiales avec le temps, créant ainsi des écarts croissants en matière de santé, de richesse et de bien-être. En ce qui concerne la Belgique, le resserrement des écarts de mortalité infanto-juvénile pourrait être dû à la combinaison d'un certain nombre

de facteurs tels que les politiques ciblées de santé publique, les conditions socio-économiques plus favorables pour les groupes d'immigrés les plus vulnérables, l'amélioration de l'intégration ou l'évolution de la composition des immigrés. Ces éléments pourraient contribuer à réduire les disparités de mortalité entre les enfants d'immigrés et ceux des natifs. S'agissant des différences entre les deux pays, on peut se demander si elles reflètent une meilleure intégration des immigrés en Belgique démontrée avec les données de l'observatoire MEHO (Migrant and Ethnic Health Observatory). Une analyse plus approfondie avec de nouvelles données comparatives à l'instar de l'observatoire MEHO afin d'investiguer le lien entre la variation des indicateurs de l'intégration et la santé des immigrés sera appropriée. Mais si tant est qu'il y a eu amélioration du niveau d'intégration dans les deux pays comme nous l'avons évoqué dans le premier chapitre, comment se fait-il que les écarts aient baissé dans l'un, et augmenté dans l'autre? Cette question mérite d'être approfondie.

Parlant de l'intégration en Belgique, si les migrations internes permettent de cerner l'effet positif de l'intégration et ressortent comme un facteur déterminant des inégalités face à la mort, on peut relativiser l'effet des deux autres proxys de l'intégration que sont la naturalisation et les unions mixtes. En effet, chez les enfants de parents mixtes ou chez ceux dont les parents sont naturalisés, seuls les enfants dont les pères sont natifs présentent un niveau de mortalité équivalent aux enfants dont les deux parents sont natifs en Belgique. Cela suggère qu'en contexte de mortalité infanto-juvénile très faible, non seulement le rôle de variables habituellement déterminantes comme l'éducation de la mère s'efface, mais cela se fait semble-t-il au profit d'un rôle social accru du père. Ainsi, l'effet du contexte d'immigration de la mère et des difficultés liées à l'intégration, s'effacerait quand la femme immigrée peut s'appuyer sur les ressources sociales, économiques ou autres offertes par le conjoint natif. Il ne s'agit que d'une piste d'explication qui mérite d'être vérifiée avec l'ajout de variables d'ajustement pertinentes (qui sont peu nombreuses dans cette analyse, même si le score de propension prend en compte l'indice de positionnement socioéconomique) sans oublier la possibilité d'effets de sélection liés au genre dans les mariages mixtes.

A travers ces résultats, aussi bien en France qu'en Belgique, la place du père, souvent absente dans les recherches sur la santé des enfants est mise en lumière et constitue

une originalité de cette thèse. La contribution du père dans la santé de l'enfant s'illustre également par l'effet positif de l'implication du père (mesurée à travers la reconnaissance de l'enfant par le père) sur la survie de l'enfant en France, et par les fortes inégalités observées selon l'origine du père en France et en Belgique (en particulier en Flandre). Si l'impact des discriminations selon l'origine sur la santé des enfants passe par la mère, en particulier au moment de la période de gestation, les inégalités selon l'origine du père suggèrent d'autres mécanismes. Les facteurs psychosociaux et comportementaux peuvent servir de boussole pour mieux expliquer les inégalités selon l'origine du père. Là encore, la discrimination ou les difficultés d'intégration vécues par le père peuvent avoir un impact indirect sur la santé des enfants. Il est interpellant que l'origine du père semble plus impactante que celle de la mère, malgré la plus forte exposition des mères aux services de santé pendant et après l'accouchement. Il ne faut cependant pas exclure l'influence des comportements familiaux et de santé du père (tabac, alcool, habitudes alimentaires), qui peuvent influencer directement le comportement de santé de la mère et indirectement la santé de l'enfant. Des mécanismes génétiques hérités du père peuvent également influencer la santé de l'enfant. Pour faire avancer la littérature sur l'effet de l'origine du père sur la santé des enfants, il serait bénéfique de mener des recherches approfondies sur ces différentes dimensions. Une approche interdisciplinaire, incluant la santé publique, la sociologie, la psychologie, la génétique, et les sciences de la santé, pourrait offrir des perspectives nouvelles et complémentaires pour comprendre et expliquer ces mécanismes complexes.

Une autre contribution de cette recherche est la mise en lumière des inégalités régionales (et même à l'échelle provinciale) en Belgique. En mettant un accent sur les schémas divergents d'inégalité de mortalité entre régions caractérisés par une inégalité en Flandre au profit des natifs, une inégalité en région bruxelloise au profit des immigrés puis le cas de Wallonie où aucune différence statistique n'a été observée, cette recherche doctorale souligne l'importance du contexte local dans l'analyse des inégalités de santé des enfants et fournit d'informations supplémentaires dans la mesure de l'intégration des immigrés.

Les résultats ont des implications pour les politiques de population et de santé au regard des inégalités de santé significatives et persistantes mis en lumière dans ces deux

contextes européens. La mise en œuvre des politiques de santé ciblées sur les groupes d'immigrés vulnérables et adaptées à leurs besoins, en particulier ceux provenant d'Afrique Subsaharienne et du Nord, est essentielle. Les interventions doivent être adaptées aux contextes régionaux et provinciaux, notamment en Flandre où des disparités significatives ont été observées, en tenant compte des barrières linguistiques, culturelles et socio-économiques. Il faudra également développer des programmes spécifiques à la fois pour prévenir toute forme de discrimination et pour augmenter l'implication des pères immigrés dans la santé des enfants. Le lancement des campagnes de sensibilisation auprès des communautés d'immigrés et des structures de santé sur les risques de morbidité et de mortalité des enfants et les mesures de prévention disponibles constitue une solution à explorer. Une formation renforcée des professionnels de santé à la prise en charge des populations immigrées et à la reconnaissance des facteurs de risque spécifiques est envisageable. Nos résultats renforcent ainsi la nécessité de continuer à collecter les données socialement et géographiquement détaillées sur les divers groupes de populations immigrées pour mieux comprendre les inégalités et pour un meilleur suivi-évaluation des politiques de réduction des inégalités sociales de santé.

La santé des immigrés reste un défi majeur pour les pays d'immigration. Même s'il est utopique de penser pouvoir supprimer tout le différentiel de mortalité qui existe entre immigrés et natifs, il reste possible de réduire davantage ce différentiel qui ne se justifie pas dans un contexte d'accès universel aux services de santé et de soins médicaux parmi les plus performants au monde, et qui est donc a priori évitable. Comme l'indique Mackenbach (2012), la persistance des inégalités socioéconomiques en matière de santé, même dans les « États-providence » très développés d'Europe occidentale, est l'une des grandes déceptions de la santé publique.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Abraído-Lanza, A. F., Dohrenwend, B. P., Ng-Mak, D. S., & Turner, J. B. (1999). The Latino mortality paradox: A test of the « salmon bias » and healthy migrant hypotheses. *American Journal of Public Health*, 89(10), 1543-1548. <https://doi.org/10.2105/AJPH.89.10.1543>
- Agyemang, C. (2019). Comfy zone hypotheses in migrant health research : Time for a paradigm shift. *Public Health*, 172, 108-115. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2019.03.025>
- Ahaddour, C., van den Branden, S., & Broeckeaert, B. (2015). Institutional Elderly Care Services and Moroccan and Turkish Migrants in Belgium : A Literature Review. *Journal of Immigrant and Minority Health*, 18(5), 1216-1227. <https://doi.org/10.1007/s10903-015-0247-4>
- Albertini Früh, E., Rachedi, Z., & Lidén, H. (2017). « Avoir un enfant différent dans un pays où on est différent ». Une étude des familles immigrées en Norvège. *Enfances, Familles, Générations*, 28. <https://doi.org/10.7202/1045030ar>
- Algava, E., Bloch, K., & Robert-Bobée, I. (2021). Les familles en 2020 : 25 % de familles monoparentales, 21 % de familles nombreuses. *Insee Focus*, 249.
- Allen, J. D., Caspi, C., Yang, M., Leyva, B., Stoddard, A. M., Tamers, S., Tucker-Seeley, R. D., & Sorensen, G. C. (2014). Pathways between acculturation and health behaviors among residents of low-income housing : The mediating role of social and contextual factors. *Social Science & Medicine*, 123, 26-36. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.10.034>
- Almeida, L. M., Caldas, J., Ayres-de-Campos, D., Salcedo-Barrientos, D., & Dias, S. (2013). Maternal Healthcare in Migrants : A Systematic Review. *Maternal and Child Health Journal*, 17(8), 1346-1354. <https://doi.org/10.1007/s10995-012-1149-x>
- Ambrosetti, E., Ortensi, L. E., Castagnaro, C., & Attili, M. (2015). *Sex imbalances at birth in migratory context: 71(2-3)*, 29-51.
- Andersson, G., & Drefahl, S. (2016). Long-Distance Migration and Mortality in Sweden : Testing the Salmon Bias and Healthy Migrant Hypotheses. *Popul. Space Place*, e2032(23), 1-11. <https://doi.org/10.1002/psp.2032>
- Anson, J. (2002). *Immigrant Mortality in Belgium : The Person and the Place*. *Archives of Public Health*, 60, 1-21.
- Anson, J. (2004). The Migrant Mortality Advantage : A 70 Month Follow-up of the Brussels Population. *European Journal of Population/ Revue Européenne de Démographie*, 20(3), 191-218. <https://doi.org/10.1007/s10680-004-0883-1>
- Apparicio, P. (2000). Les indices de ségrégation résidentielle : Un outil intégré dans un système d'information géographique. *Cybergeo: European Journal of Geography*. <https://doi.org/10.4000/cybergeo.12063>

- Arpino, B., & de Valk, H. (2018). Comparing Life Satisfaction of Immigrants and Natives Across Europe : The Role of Social Contacts. *Social Indicators Research*, 137(3), 1163-1184. <https://doi.org/10.1007/s11205-017-1629-x>
- Arteaga, I., Potochnick, S., & Parsons, S. (2017). Decomposing the Household Food Insecurity Gap for Children of U.S.-Born and Foreign-Born Hispanics : Evidence from 1998 to 2011. *Journal of Immigrant and Minority Health*, 19(5), 1050-1058. <https://doi.org/10.1007/s10903-017-0561-0>
- Attané, I. (2022). L'immigration chinoise en France. *Population*, 77(2), 229-262.
- Austin, P. C. (2013). The performance of different propensity score methods for estimating marginal hazard ratios. *Statistics in Medicine*, 32(16), 2837-2849. <https://doi.org/10.1002/sim.5705>
- Austin, P. C. (2016). Variance estimation when using inverse probability of treatment weighting (IPTW) with survival analysis. *Statistics in Medicine*, 35(30), 5642-5655. <https://doi.org/10.1002/sim.7084>
- Austin, P. C., & Stuart, E. A. (2015). Optimal full matching for survival outcomes : A method that merits more widespread use. *Statistics in Medicine*, 34(30), 3949-3967. <https://doi.org/10.1002/sim.6602>
- Austin, P. C., & Stuart, E. A. (2017). The performance of inverse probability of treatment weighting and full matching on the propensity score in the presence of model misspecification when estimating the effect of treatment on survival outcomes. *Statistical Methods in Medical Research*, 26(4), 1654-1670. <https://doi.org/10.1177/0962280215584401>
- Avendano, M. (2012). Correlation or causation? Income inequality and infant mortality in fixed effects models in the period 1960–2008 in 34 OECD countries. *Social Science & Medicine*, 75(4), 754-760. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2012.04.017>
- Avila, R. M., & Bramlett, M. D. (2013). Language and Immigrant Status Effects on Disparities in Hispanic Children's Health Status and Access to Health Care. *Maternal and Child Health Journal*, 17(3), 415-423. <https://doi.org/10.1007/s10995-012-0988-9>
- Ayala, G. X., Baquero, B., & Klinger, S. (2008). A Systematic Review of the Relationship between Acculturation and Diet among Latinos in the United States : Implications for Future Research. *Journal of the American Dietetic Association*, 108(8), 1330-1344. <https://doi.org/10.1016/j.jada.2008.05.009>
- Balaj, M., York, H. W., Sripada, K., Besnier, E., Vonen, H. D., Aravkin, A., Friedman, J., Griswold, M., Jensen, M. R., Mohammad, T., Mullany, E. C., Solhaug, S., Sorensen, R., Stonkute, D., Tallaksen, A., Whisnant, J., Zheng, P., Gakidou, E., & Eikemo, T. A. (2021). Parental education and inequalities in child mortality : A global systematic review and meta-analysis. *The Lancet*, 398(10300), 608-620. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(21\)00534-1](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(21)00534-1)

- Balascio, P., Moore, M., Gongalla, M., Regan, A., Ha, S., Taylor, B. D., & Hill, A. V. (2023). Measures of Racism and Discrimination in Preterm Birth Studies. *Obstetrics & Gynecology*, 141(1), 69. <https://doi.org/10.1097/AOG.0000000000005023>
- Ballon, M., Botton, J., Forhan, A., Lauzon-Guillain, B., Melchior, M., El Khoury, F., Nakamura, A., Charles, M. A., Lioret, S., & Heude, B. (2019). Which modifiable prenatal factors mediate the relation between socio-economic position and a child's weight and length at birth? *Maternal & Child Nutrition*, 15(4), 1-10. <https://doi.org/10.1111/mcn.12878>
- Balsa, A. I., & McGuire, T. G. (2003). Prejudice, clinical uncertainty and stereotyping as sources of health disparities. *Journal of Health Economics*, 22(1), 89-116. [https://doi.org/10.1016/S0167-6296\(02\)00098-X](https://doi.org/10.1016/S0167-6296(02)00098-X)
- Barbieri, M., & Toulemon, L. (2005). Les enfants tous égaux devant la mort ? Problèmes d'observation et de mesure des différences sociales de la mortalité infantile en France. In *Histoires de familles, histoires familiales: Les résultats de l'enquête famille de 1999* (Les Editions de l'Ined, p. 407-422). INED.
- Bartus, T. (2006). *Marginal effects and extending the Blinder-Oaxaca decomposition to nonlinear models*. The 12th UK Stata Users Group meeting, 1-20.
- Bazen, S., Joutard, X., & Magdalou, B. (2016). *An Oaxaca Decomposition for Nonlinear Models*, IZA DP No. 9909.
- Becerra, D., Androff, D., Messing, J. T., Castillo, J., & Cimino, A. (2015). Linguistic Acculturation and Perceptions of Quality, Access, and Discrimination in Health Care Among Latinos in the United States. *Social Work in Health Care*, 54(2), 134-157. <https://doi.org/10.1080/00981389.2014.982267>
- Benouaich, M., Revnic, J., Bouznah, S., & Mannoni, C. (2015). *Mourir sur une terre qui n'est pas la sienne. La médiation interculturelle dans l'accompagnement des patients migrants en fin de vie*. 4(123), 25-38. <https://www.cairn.info/revue-jusqu-a-la-mort-accompagner-la-vie-2015-4-page-25.htm>
- Benza, S., & Liamputtong, P. (2014). Pregnancy, childbirth and motherhood : A meta-synthesis of the lived experiences of immigrant women. *Midwifery*, 30(6), 575-584. <https://doi.org/10.1016/j.midw.2014.03.005>
- Berchet, C., & Jusot, F. (2009). *Inégalités de santé liées à l'immigration et capital social : Une analyse en décomposition*. 8484(24-25), 73-100. <http://journals.openedition.org/economiepublique/8484>
- Berchet, C., & Jusot, F. (2012). *État de santé et recours aux soins des immigrés : Une synthèse des travaux français*. *Questions d'Economie de la Santé*, irdes, 1-8.
- Bergeron-Boucher, M.-P., Canudas-Romo, V., Pascariu, M., & Lindahl-Jacobsen, R. (2018). Modeling and forecasting sex differences in mortality: A sex-ratio approach. *Genus*, 74(20), 1-28. <https://doi.org/10.1186/s41118-018-0044-8>
- Berkman, L., & Glass, T. (2000). Social Integration, Social Networks, Social Support, and Health. *Social Epidemiology*, 158-162.

- Berloffa, G., & Paolini, F. (2022). Going « beyond the mean » in analysing immigrant health disparities. *Demographic Research*, 47(7), 161-198. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2022.47.7>
- Bernard, A., & Vidal, S. (2020). *Do childhood migration experiences affect migration behaviour in adulthood?* *Les expériences de migration aux jeunes âges affectent-elles le migrations ultérieures?* <https://www.niussp.org/migration-and-foreigners/do-childhood-migration-experiences-affect-migration-behaviour-in-adulthood-les-experiences-de-migration-aux-jeunes-ages-affectent-elles-le-migrations-ulterieures/>
- Bertrand, M., & Mullainathan, S. (2004). Are Emily and Greg More Employable Than Lakisha and Jamal? A Field Experiment on Labor Market Discrimination. *American Economic Review*, 94(4), 991-1013. <https://doi.org/10.1257/0002828042002561>
- Blanchard, E., Guerry, L., Kesztenbaum, L., & Lepoutre, J. (2024). *La réintégration, une façon de redevenir français*. *Population & Sociétés*, 619, 1-4. <https://doi.org/10.3917/popsoc.619.0001>
- Blinder, A. S. (1973). Wage Discrimination : Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources*, 8(4), 436-455. <https://doi.org/10.2307/144855>
- Bocquier, P., Ginsburg, C., & Collinson, M. A. (2019a). A training manual for event history analysis using longitudinal data. *BMC Research Notes*, 12(1), 506. <https://doi.org/10.1186/s13104-019-4544-1>
- Bocquier, P., Ginsburg, C., & Collinson, M. A. (2019b). A training manual for event history analysis using longitudinal data. *BMC Research Notes*, 12(506), 1-5. <https://doi.org/10.1186/s13104-019-4544-1>
- Bollini, P., Pampallona, S., Wanner, P., & Kupelnick, B. (2009). Pregnancy outcome of migrant women and integration policy : A systematic review of the international literature. *Social Science & Medicine*, 68(3), 452-461. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2008.10.018>
- Bolt, G., Özüekren, A. S., & Phillips, D. (2010). Linking Integration and Residential Segregation. *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 36(2), 169-186. <https://doi.org/10.1080/13691830903387238>
- Bolzmann, C., Fibbi, R., & Vial, M. (2003). Que sont-ils devenus ? Le processus d'insertion des adultes issus de la migration. In *Les migrations et la Suisse* (H.-R. Wicker, R. Fibbi, et W. Haug, p. 434-459). Seismo.
- Bos, V., Kunst, A. E., Garssen, J., & Mackenbach, J. P. (2007). Duration of residence was not consistently related to immigrant mortality. *Journal of Clinical Epidemiology*, 60, 585-592.
- Bourdillon, F. (2017). *Éditorial. Éclairages sur l'état de santé des populations migrantes en France / Highlights on migrant populations health in France*. 19-20, 373-374.
- Bournez, M., Ksiazek, E., Wagner, S., Kersuzan, C., Tichit, C., Gojard, S., Thierry, X., Charles, M., Lioret, S., Lauzon-Guillain, B., & Nicklaus, S. (2018). Factors

- associated with the introduction of complementary feeding in the French ELFE cohort study. *Maternal & Child Nutrition*, 14(2). <https://doi.org/10.1111/mcn.12536>
- Bradshaw, J., & Richardson, D. (2009). An Index of Child Well-Being in Europe. *Child Indicators Research*, 2(3), 319-351. <https://doi.org/10.1007/s12187-009-9037-7>
- Breton, D., Barbieri, M., Belliot, N., d'Albis, H., Mazuy, M., & Dutreuilh, C. (2020). Recent demographic trends in France : Situations and behaviours of minors. *Population*, 75(4), 467-526. https://www.cairn-int.info/article-E_POPU_2004_0467--.htm
- Brondolo, E., Gallo, L. C., & Myers, H. F. (2009). Race, racism and health : Disparities, mechanisms, and interventions. *Journal of Behavioral Medicine*, 32(1), 1-8. <https://doi.org/10.1007/s10865-008-9190-3>
- Bugeja-Bloch, F., & Lambert, A. (2020). Le logement, vecteur des inégalités. *la vie des idées*, 1-12. laviedesidees.fr
- Buka, S. L., Brennan, R. T., Rich-Edwards, J. W., Raudenbush, S. W., & Earls, F. (2003). Neighborhood support and the birth weight of urban infants. *American Journal of Epidemiology*, 157(1), 1-8. <https://doi.org/10.1093/aje/kwf170>
- Bundred, P., Manning, D., Brewster, B., Buchan, I., & Spencer, N. (2003). Social trends in singleton births and birth weight in Wirral residents, 1990–2001. *Archives of Disease in Childhood Fetal and Neonatal Edition*, 88(5), F421-F425. <https://doi.org/10.1136/fn.88.5.F421>
- Calling, S., Li, X., Sundquist, J., & Sundquist, K. (2011). Socioeconomic inequalities and infant mortality of 46,470 preterm infants born in Sweden between 1992 and 2006. *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 25(4), 357-365. <https://doi.org/10.1111/j.1365-3016.2011.01200.x>
- Cantalini, S., Guetto, R., & Panichella, N. (2022). The ethnic wage penalty in Western European regions : Is the European integration model confirmed when differences within countries are considered? *Demographic Research*, 46(23), 681-693. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2022.46.23>
- Castro, F. G., Barrera, M., & Holleran Steiker, L. K. (2010). Issues and Challenges in the Design of Culturally Adapted Evidence-Based Interventions. *Annual Review of Clinical Psychology*, 6(1), 213-239. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-033109-132032>
- Castro-Martin, T. (2010). Single motherhood and low birthweight in Spain : Narrowing social inequalities in health? *Demographic Research*, 22(27), 863-890. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2010.22.27>
- Chakraborty, B. M., & Chakraborty, R. (2010). Concept, Measurement and Use of Acculturation in Health and Disease Risk Studies. *Coll. Antropol.*, 34(4), 1179-1191.
- Chappuis, M., Le Brian, Y., & Tomasino, A. (2017). *Le difficile acces aux soins des personnes en situation de grande precarite en France : Les constats de Medecins*

- du Monde*. 2(42), 3-5. <https://www.cairn.info/revue-apres-demain-2017-2-page-3.htm>
- Cho, R. M. (2011). Effects of welfare reform policies on Mexican immigrants' infant mortality rates. *Social Science Research*, 40(2), 641-653. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2010.10.004>
- Claris, O. (2022). Evolution of the infant mortality rate : Is France peculiar? *The Lancet Regional Health - Europe*, 16(100366). <https://doi.org/10.1016/j.lanepe.2022.100366>
- Clarke, A., & Isphording, I. E. (2017). Language Barriers and Immigrant Health: language barriers and immigrant health. *Health Economics*, 26(6), 765-778. <https://doi.org/10.1002/hec.3358>
- Clausen, T., Øyen, N., & Henriksen, T. (2006). Pregnancy complications by overweight and residential area. A prospective study of an urban Norwegian cohort. *Acta Obstetrica Et Gynecologica Scandinavica*, 85(5), 526-533. <https://doi.org/10.1080/00016340500523644>
- CNIS. (2021). *Panels et cohortes de la statistique publique, une vue d'ensemble en 2020* (Chroniques n° 26; p. 6). Conseil National de l'Information Statistique.
- Coleman, J. S. (1988). *Social capital in the creation of human capital*. *The American Journal of Sociology*, 94, Supplément, S95-S120.
- Collins, W. J., & Thomasson, M. A. (2002). *Exploring the Racial Gap in Infant Mortality Rates, 1920-1970* (Working Paper 8836). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w8836>
- Combes, S. J.-B., Simonnot, N., Azzedine, F., Aznague, A., & Chauvin, P. (2019). Self-Perceived Health among Migrants Seen in Médecins du Monde Free Clinics in Europe : Impact of Length of Stay and Wealth of Country of Origin on Migrants' Health. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(24), 1-14. <https://doi.org/10.3390/ijerph16244878>
- Couet, C. (2006). L'échantillon démographique permanent de l'Insee. *INSEE*, n°117-119, *INSEE*, 1-10.
- Courgeau, D., Le Roux, G., & Sierra-Paycha, C. (2021). *Méthodes de mesure de la mobilité spatiale : Migrations internes, mobilité temporaire, navettes* (Nouvelle éd., revue). INED éditions.
- Courtenay, H., & Gordon, D. (1977). Congenital deformities and chromosomal disorders : Maternal versus paternal age. *Fertility and Sterility*, 28(8), 888. [https://doi.org/10.1016/s0015-0282\(16\)42748-2](https://doi.org/10.1016/s0015-0282(16)42748-2)
- Cuadra, C. B. (2012). Right of access to health care for undocumented migrants in EU : A comparative study of national policies. *The European Journal of Public Health*, 22(2), 267-271. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckr049>
- Daalen, K. R. van, Kaiser, J., Kebede, S., Cipriano, G., Maimouni, H., Olumese, E., Chui, A., Kuhn, I., & Oliver-Williams, C. (2022). Racial discrimination and adverse

- pregnancy outcomes : A systematic review and meta-analysis. *BMJ Global Health*, 7(8), e009227. <https://doi.org/10.1136/bmjgh-2022-009227>
- Dauvrin, M., Derluyn, I., Coune, I., Verrept, H., & Lorant, V. (2012). Towards fair health policies for migrants and ethnic minorities : The case-study of ETHEALTH in Belgium. *BMC Public Health*, 12(1), 726. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-12-726>
- Dauvrin, M., & Lorant, V. (2014). Adaptation of health care for migrants : Whose responsibility? *BMC Health Services Research*, 14(294), 1-10. <https://doi.org/10.1186/1472-6963-14-294>
- Debiasi, E., & Dribe, M. (2020). SES inequalities in cause-specific adult mortality : A study of the long-term trends using longitudinal individual data for Sweden (1813–2014). *European Journal of Epidemiology*. <https://doi.org/10.1007/s10654-020-00685-6>
- Deboosere, P., & Gadeyne, S. (2005). *Adult Migrant Mortality Advantage in Belgium : Evidence Using Census and Register Data*. *Population*, 60(5/6), 655-698.
- Debuissson, M. (2001). *The decline of infant mortality in the Belgian districts at the turn of the 20th century*. *BTNG|RBHC*, XXXI (3-4), 497-527.
- Défenseur des droits (Éd.). (2019). *Inégalités d'accès aux droits et discriminations en France*. la Documentation française.
- de Figueiredo, J. M. (2014). Explaining the 'immigration advantage' and the 'biculturalism paradox' : An application of the theory of demoralization. *International Journal of Social Psychiatry*, 60(2), 175-177. <https://doi.org/10.1177/0020764013477018>
- de Jong, L., Pavlova, M., Winters, M., & Rechel, B. (2017). A systematic literature review on the use and outcomes of maternal and child healthcare services by undocumented migrants in Europe. *European Journal of Public Health*, 27(6), 990-997. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckx181>
- Delorme, P., Goffinet, F., Ancel, P.-Y., Foix-L'Hélias, L., Langer, B., Lebeaux, C., Marchand, L. M., Zeitlin, J., Ego, A., Arnaud, C., Vayssiere, C., Lortie, E., Durrmeyer, X., Sentilhes, L., Subtil, D., Debillon, T., Winer, N., Kaminski, M., D'Ercole, C., ... Kayem, G. (2016). Cause of Preterm Birth as a Prognostic Factor for Mortality. *Obstetrics & Gynecology*, 127(1), 40-48. <https://doi.org/10.1097/AOG.0000000000001179>
- Deneux-Tharaux, C., Philibert, M., & Marianne-Colle, M.-H. (2009). *Surmortalité maternelle des femmes de nationalité étrangère en France et qualité des soins obstétricaux : Étude nationale 1996-2001*. *Bulletin épidémiologique hebdomadaire (BEH)*, 9, 77-80.
- DeSisto, C. L., Hirai, A. H., Collins, J. W., & Rankin, K. M. (2018). Deconstructing a disparity : Explaining excess preterm birth among U.S.-born black women. *Annals of Epidemiology*, 28(4), 225-230. <https://doi.org/10.1016/j.annepidem.2018.01.012>
- Devos, C., Cordon, A., Lefèvre, M., Obyn, C., Renard, F., Bouckaert, N., Gerkens, S., Maertens de Noordhout, C., Devleeschauwer, B., Haelterman, M., Léonard, C., &

- Meeus, P. (2019). *Performance du système de santé belge – Rapport 2019 – Synthèse. Health Services Research (HSR). Bruxelles : Centre Fédéral d'Expertise des Soins de Santé (KCE)*. (KCE Reports 313B).
- DGEF. (2020). *Les conditions et modalités de l'acquisition de la nationalité française* [Direction Générale des Etrangers en France]. <https://www.immigration.interieur.gouv.fr/Integration-et-Acces-a-la-nationalite/La-nationalite-francaise/Les-conditions-et-modalites-de-l-acquisition-de-la-nationalite-francaise>. <https://www.immigration.interieur.gouv.fr/Integration-et-Acces-a-la-nationalite/La-nationalite-francaise/Les-conditions-et-modalites-de-l-acquisition-de-la-nationalite-francaise> [Consulté, le 03/09/2024]
- Dieleman, F. M. (2001). Modelling residential mobility; a review of recent trends in research. *Journal of Housing and the Built Environment*, 16(3), 249-265. <https://doi.org/10.1023/A:1012515709292>
- DiPrete, T. A., & Eirich, G. M. (2006). Cumulative Advantage as a Mechanism for Inequality : A Review of Theoretical and Empirical Developments. *Annual Review of Sociology*, 32 (Volume 32, 2006), 271-297. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.32.061604.123127>
- Dourgnon, P., Jusot, F., Sermet, C., & Silva, J. (2008). *La santé perçue des immigrés en France. Une exploitation de l'Enquête décennale santé 2002-2003. Questions d'économie de la santé*, 133, 6.
- Dourgnon, P., Jusot, F., Sermet, C., & Silva, J. (2009). *Le recours aux soins de ville des immigrés en France. Questions d'économie de la santé*, 146, 1-6.
- DREES. (2020). *L'EDP-Santé : Un appariement des données sociaux-économiques de l'échantillon démographique permanent au Système national des données de santé* (66; Les dossiers de la DREES, p. 1-42). DREES.
- DREES, & Santé publique France. (2017). *L'état de santé de la population en France. Rapport 2017*. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/esp2017.pdf>
- Drweski, B. (2006). L'émigration est-européenne vers l'Ouest : Un « nouveau Sud » ou un « anti-Sud » ? *Outre-Terre*, 17(4), 377-391. <https://doi.org/10.3917/oute.017.0377>
- Duclos-Grisier, A. (2022b). *La politique d'immigration—La maîtrise des flux migratoires*. [vie-publique.fr](https://www.vie-publique.fr). <https://www.vie-publique.fr/dossier/20160-la-politique-dimmigration-la-maitrise-des-flux-migratoires>
- Duclos-Grisier, A. (2022a). *Nationalité française et immigration : L'évolution du droit*. [vie-publique.fr](https://www.vie-publique.fr). <https://www.vie-publique.fr/eclairage/20181-nationalite-francaise-et-immigration-levolution-du-droit>
- Eggerickx, T., Sanderson, J.-P., & Vandeschrick, C. (2018). Editorial : Les inégalités sociales et spatiales de santé et de mortalité. *Espace populations sociétés*, 2018/1-2, Article 2018/1-2. <https://doi.org/10.4000/eps.7808>
- Eikemo, T. A., Hoffmann, R., Kulik, M. C., Kulhánová, I., Toch-Marquardt, M., Menvielle, G., Looman, C., Jasilionis, D., Martikainen, P., Lundberg, O., Mackenbach, J. P.,

- & for the EURO-GBD-SE consortium. (2014). How Can Inequalities in Mortality Be Reduced? A Quantitative Analysis of 6 Risk Factors in 21 European Populations. *PLoS ONE*, 9(11), 1-13. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0110952>
- Elbers, B., & Gruijters, R. J. (2024). Segplot: A new method for visualizing patterns of multi-group segregation. *Research in Social Stratification and Mobility*, 89(100860). <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2023.100860>
- Elder, T. E., Goddeeris, J. H., & Haider, S. J. (2016). Racial and Ethnic Infant Mortality Gaps and the Role of Socio-Economic Status. *Labour economics*, 43, 42-54. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2016.04.001>
- Elghezouani, A. (2017). Migrants, épreuves d'exil et épreuve de l'étranger: Accueil de l'altérité et métissage des dispositifs de soins. *Psychothérapies*, 37(2), 81-89. <https://doi.org/10.3917/psys.172.0081>
- Elwert, A. (2020). Opposites Attract: Assortative Mating and Immigrant–Native Intermarriage in Contemporary Sweden. *European Journal of Population*, 36(4), 675-709. <https://doi.org/10.1007/s10680-019-09546-9>
- Embersin-Kyprianou, C., Yermachenko, A., Massari, V., El-Khoury-Lesueur, F., & Melchior, M. (2020). Grossesses non prévues, violences sexuelles et contraception chez les femmes consommant du cannabis ou d'autres substances psychoactives illégales en Île-de-France: Données du Baromètre Santé 2016. *Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique*, 68(1), 9-15. <https://doi.org/10.1016/j.respe.2019.09.004>
- Eslier, M., Deneux-Tharoux, C., Sauvegrain, P., Schmitz, T., Luton, D., Mandelbrot, L., Estellat, C., & Azria, E. (2020). Association between Migrant Women's Legal Status and Prenatal Care Utilization in the PreCARE Cohort. *Int. J. Environ. Res. Public Health*, 17(7174), 1-14.
- Etezady, A., Shaw, F. A., Mokhtarian, P. L., & Circella, G. (2020). What drives the gap? Applying the Blinder–Oaxaca decomposition method to examine generational differences in transportation-related attitudes. *Transportation*, 48(2), 857-883. <https://doi.org/10.1007/s11116-020-10080-5>
- Eurostat. (2022). *Population par pays de naissance—Personnes nés à l'étranger* [Jeu de données]. <https://doi.org/10.2908/TPS00178>. [Consulté, le 07/03/2024].
- Evans, S., & Alberman, E. (1989). International Collaborative Effort (ICE) on Birthweight; Plurality; and Perinatal and Infant Mortality: II: Comparisons between Birthweight Distributions of Births in Member Countries from 1970 to 1984. *Acta Obstetrica et Gynecologica Scandinavica*, 68(1), 11-17. <https://doi.org/10.3109/00016348909087682>
- Fairlie, R. W. (1999). The Absence of the African-American Owned Business: An Analysis of the Dynamics of Self-Employment. *Journal of Labor Economics*, 17(1), 80-108. <https://doi.org/10.1086/209914>

- Fairlie, R. W. (2003). An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models. In *Center Discussion Papers* (28425; Center Discussion Papers). Yale University, Economic Growth Center. <https://ideas.repec.org/p/ags/yaleeg/28425.html>
- Fairlie, R. W. (2005). An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models. *Journal of Economic and Social Measurement*, 30, 305-316.
- Fairlie, R. W. (2017). Addressing Path Dependence and Incorporating Sample Weights in the Nonlinear Blinder-Oaxaca Decomposition Technique for Logit , Probit and Other Nonlinear Models. *Discussion Papers / Stanford Institute for Economic Policy Research*. - Stanford, Calif., ZDB-ID 2136182-4. - Vol. No. 17, 013, 17, 1-22. <https://www.semanticscholar.org/paper/Addressing-Path-Dependence-and-Incorporating-Sample-Fairlie/98994046cf1881cbfe893d32c8a71dd42d414502>
- Fang, J., Madhavan, S., & Alderman, M. H. (1999). Low birth weight : Race and maternal nativity--impact of community income. *Pediatrics*, 103(1), E5. <https://doi.org/10.1542/peds.103.1.e5>
- Farré, L. (2016). New evidence on the healthy immigrant effect. *Journal of Population Economics*, 29(2), 365-394. <https://doi.org/10.1007/s00148-015-0578-4>
- Fassaert, T., Hesselink, A. E., & Verhoeff, A. P. (2009). Acculturation and use of health care services by Turkish and Moroccan migrants : A cross-sectional population-based study. *BMC Public Health*, 2458(332), 1-9. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-9-332>
- Fassin, D. (2000). *Santé, le traitement de la différence*. *Hommes & migration*, 1225, 1-153.
- Ferraro, K. F., & Shippee, T. P. (2009). Aging and Cumulative Inequality : How Does Inequality Get Under the Skin? *The Gerontologist*, 49(3), 333-343. <https://doi.org/10.1093/geront/gnp034>
- Fiori, F. (2020). Maternal employment and the well-being of children living with a lone mother in Scotland. *Demographic Research*, 43(57), 1685-1738. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2020.43.57>
- Fishman, S. (2020). An extended evaluation of the weathering hypothesis for birthweight. *Demographic Research*, 43(31), 929-968. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2020.43.31>
- Flores, R. D. (2017). Do Anti-Immigrant Laws Shape Public Sentiment? A Study of Arizona's SB 1070 Using Twitter Data. *American Journal of Sociology*, 123(2), 333-384. <https://doi.org/10.1086/692983>
- Florian, S., Ichou, M., & Panico, L. (2021). Parental migrant status and health inequalities at birth : The role of immigrant educational selectivity. *Social Science & Medicine*, 278, 1-11. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2021.113915>
- Florian, S., Ichou, M., Panico, L., Pinel-Jacquemin, S., Vrijotte, T. G. M., Harskamp-van Ginkel, M. W., Huang, R.-C., Carson, J., Rodriguez, L. S. M., Subiza-Pérez, M.,

- Vrijheid, M., Fernández-Barrés, S., Yang, T. C., Wright, J., Corpeleijn, E., Cardol, M., Isaevska, E., Moccia, C., Kooijman, M. N., ... Charles, M.-A. (2023). Differences in birth weight between immigrants' and natives' children in Europe and Australia : A LifeCycle comparative observational cohort study. *BMJ Open*, 13(3), e060932. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2022-060932>
- Fortin, N., Lemieux, T., & Firpo, S. (2011). Chapter 1—Decomposition Methods in Economics. In O. Ashenfelter & D. Card (Éds.), *Handbook of Labor Economics* (Vol. 4, p. 1-102). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(11\)00407-2](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)00407-2)
- Fortin, S., & Le Gall, J. (2007). Néonatalité et constitution des savoirs en contexte migratoire : Familles et services de santé. Enjeux théoriques, perspectives anthropologiques. *Enfances, Familles, Générations*, 6. <https://doi.org/10.7202/016481ar>
- Fuller-Thomson, E., Brennenstuhl, S., Cooper, R., & Kuh, D. (2015). An investigation of the healthy migrant hypothesis : Pre-emigration characteristics of those in the British 1946 birth cohort study. *Canadian Journal of Public Health*, 106(8), e502-e508. <https://doi.org/10.17269/CJPH.106.5218>
- Gagnon, A. J., Zimbeck, M., & Zeitlin, J. (2009). Migration to western industrialised countries and perinatal health : A systematic review. *Social Science & Medicine*, 69(6), 934-946. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2009.06.027>
- Galea, S., Tracy, M., Hoggatt, K. J., DiMaggio, C., & Karpati, A. (2011). Estimated Deaths Attributable to Social Factors in the United States. *American Journal of Public Health*, 101(8), 1456-1465. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2010.300086>
- Gao, X.-L., & McGrath, C. (2011). A Review on the Oral Health Impacts of Acculturation. *Journal of Immigrant and Minority Health*, 13(2), 202-213. <https://doi.org/10.1007/s10903-010-9414-9>
- Gaudino, J. A., Jenkins, B., & RoCHAT, R. W. (1999). No fathers' names : A risk factor for infant mortality in the State of Georgia, USA1Earlier analyses presented at the 26th Annual Conference of the Society for Epidemiologic Research, Keystone, CO, June 15, 1993.1. *Social Science & Medicine*, 48(2), 253-265. [https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(98\)00342-6](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(98)00342-6)
- Gee, G. C., & Ford, C. L. (2011). Structural racism and health inequities : Old issues, new directions. *Du Bois review: social science research on race*, 8(1), 115-132. <https://doi.org/10.1017/S1742058X11000130>
- Gennuso, K. P., Kindig, D. A., & Givens, M. L. (2019). Joinpoint Trend Analysis of Infant Mortality Disparities in Wisconsin, 1999–2016. *American Journal of Public Health*, 109(5), 714-718. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2018.304945>
- Ghekiere, A., Martiniello, B., & Verhaeghe, P.-P. (2023). Identifying rental discrimination on the Flemish housing market : An intersectional approach. *Ethnic and Racial Studies*, 0(0), 1-23. <https://doi.org/10.1080/01419870.2023.2177120>

- Gill, N., & Bialski, P. (2011). New friends in new places : Network formation during the migration process among Poles in the UK. *Geoforum*, 42(2), 241-249. <https://doi.org/10.1016/j.geoforum.2011.01.001>
- Gillet, E., Saerens, B., Martens, G., & Cammu, H. (2014). Fetal and infant health outcomes among immigrant mothers in Flanders, Belgium. *International Journal of Gynecology & Obstetrics*, 124(2), 128-133. <https://doi.org/10.1016/j.ijgo.2013.07.031>
- Giurgescu, C., McFarlin, B. L., Lomax, J., Craddock, C., & Albrecht, A. (2011). Racial Discrimination and the Black-White Gap in Adverse Birth Outcomes : A Review. *Journal of Midwifery & Women's Health*, 56(4), 362-370. <https://doi.org/10.1111/j.1542-2011.2011.00034.x>
- Goldstein, J. R., & Harknett, K. (2006). Parenting Across Racial and Class Lines : Assortative Mating Patterns of New Parents Who Are Married, Cohabiting, Dating or No Longer Romantically Involved. *Social Forces*, 85(1), 121-143. <https://doi.org/10.1353/sof.2006.0125>
- Goovaerts, P., & Xiao, H. (2011). Geographical, temporal and racial disparities in late-stage prostate cancer incidence across Florida : A multiscale joinpoint regression analysis. *International Journal of Health Geographics*, 10(1), 63. <https://doi.org/10.1186/1476-072X-10-63>
- Gourbin, C., & Wunsch, G. (1999). *Genus, Paternal age and infant mortality*. 55(1/2), 61-72.
- Green, T., & Hamilton, T. (2019). Maternal educational attainment and infant mortality in the United States : Does the gradient vary by race/ethnicity and nativity? *Demographic Research*, 41(25), 713-752. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2019.41.25>
- Greifer, N. (2022a). *Covariate Balance Tables and Plots : A Guide to the cobalt Package* (Version R package version 4.4.0) [R]. <https://cran.r-project.org/web/packages/cobalt/vignettes/cobalt.html> [Consulté, le 27/08/2022]
- Greifer, N. (2022b). *MatchIt : Getting Started* (Version R package version 4.4.0) [R]. <https://cran.r-project.org/web/packages/MatchIt/vignettes/MatchIt.html> [Consulté, le 27/08/2022]
- Grimaldi, A. (2017). *La sante n'a pas de prix, mais elle a un cout*. *Après-demain*, 2(42), 6-8.
- Grol-Prokopczyk, H. (2017). Sociodemographic disparities in chronic pain, based on 12-year longitudinal data. *PAIN*, 158(2), 313. <https://doi.org/10.1097/j.pain.0000000000000762>
- Grosser, A., Razum, O., Vrijkotte, T. G. M., Hinz, I.-M., & Spallek, J. (2016). Inclusion of migrants and ethnic minorities in European birth cohort studies—A scoping review. *The European Journal of Public Health*, 26(6), 984-991. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckw068>

- Guendelman, S., Buekens, P., Blondel, B., Kaminski, M., Notzon, F. C., & Masuy-Stroobant, G. (1999). Birth Outcomes of Immigrant Women in the United States, France, and Belgium. *Maternal and Child Health Journal*, 3(4), 177-187. <https://doi.org/10.1023/A:1022328020935>
- Guidi, C. F., Palència, L., Ferrini, S., & Malmusi, D. (2016). *Inequalities by immigrant status in unmet needs for healthcare in Europe : The role of origin, nationality and economic resources* (Working Paper EUI Working Paper RSCAS 2016/55; p. 19). Robert Schuman Centre for Advanced Studies.
- Guillot, M., Khlát, M., Elo, I., Solignac, M., & Wallace, M. (2018). *Understanding age variations in the migrant mortality advantage : An international comparative perspective*. 13(6), 1-17. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0199669>
- Guillot, M., Khlát, M., & Wallace, M. (2019). Adult mortality among second-generation immigrants in France : Results from a nationally representative record linkage study. *Demographic Research*, 40, 1603-1644. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2019.40.54>
- Guisao, A., Jangal, C., Quéré, M., Laporte, A., & Riou, F. (2017). *La santé des migrants primo-arrivants : Résultats des bilans infirmiers réalisés d'octobre 2015 à mars 2016 dans des centres franci- liens hébergeant des migrants évacués des campements parisiens*. *Bull Epidémiol Hebd*, 19-20, 382-388. https://doi.org/http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2017/19-20/2017_19-20_2.html
- Haandrikman, K. (2014). Binational Marriages in Sweden : Is There an EU Effect? *Population, Space and Place*, 20(2), 177-199. <https://doi.org/10.1002/psp.1770>
- Hamilton, E. R., & Huang, P. (2020). Contextualizing Mexican Migrant Education Selectivity. *Population and Development Review*, 46(3), 603-616. <https://doi.org/10.1111/padr.12314>
- Harzoune, M. (2022). *Depuis quand la France est-elle une terre d'immigration ?* Musée national de l'histoire de l'immigration. <https://www.histoire-immigration.fr/les-migrations/depuis-quand-la-france-est-elle-une-terre-d-immigration> [Consulté, le 07/03/2024]
- Heikkilä, E., & Järvinen, T. (2003). *Country-internal migration and labour market activities of immigrants in Finland*. 1-17. <https://www.econstor.eu/handle/10419/115941>. 43rd Congress of the European Regional Science Association: "Peripheries, Centres, and Spatial Development in the New Europe", 27th - 30th August 2003, Jyväskylä, Finland.
- Hemminki, K. (2014). Immigrant health, our health. *The European Journal of Public Health*, 24(suppl 1), 92-95. <https://doi.org/10.1093/eurpub/cku108>
- Hercot, D., Mazina, D., Verduyck, P., & Deguerri, M. (2015). *Naître Bruxellois(e) Indicateurs de santé périnatale des Bruxellois(es) 2000-2012* (Les dossiers de l'Observatoire, p. 1-79) [Observatoire de la santé et du social bruxelles]. Observatoire de la Santé et du Social, Région de Bruxelles-Capitale Commission communautaire commune.

- Heymann, J., Raub, A., & Earle, A. (2011). Creating and Using New Data Sources to Analyze the Relationship between Social Policy and Global Health : The Case of Maternal Leave. *Public Health Reports*, 126(3_suppl), 127-134. <https://doi.org/10.1177/00333549111260S317>
- Hoffmann, R., Kröger, H., & Pakpahan, E. (2018). Pathways between socioeconomic status and health : Does health selection or social causation dominate in Europe? *Advances in Life Course Research*, 36, 23-36. <https://doi.org/10.1016/j.alcr.2018.02.002>
- Horiuchi, S., Wilmoth, J. R., & Pletcher, S. D. (2008). A decomposition method based on a model of continuous change. *Demography*, 45(4), 785-801. <https://doi.org/10.1353/dem.0.0033>
- Hossin, M. Z. (2020). International migration and health : It is time to go beyond conventional theoretical frameworks. *BMJ Global Health*, 5(2), 1-7. <https://doi.org/10.1136/bmjgh-2019-001938>
- Hoyez, A.-C. (2015). Trajectoires de santé et trajectoires migratoires chez les migrants sud-asiatiques en France : La santé à l'épreuve de la précarité et du sentiment d'isolement. *Migrations Société*, N° 161(5), 157-172. <https://doi.org/10.3917/migra.161.0157>
- Hummer, R. A., Powers, D. A., Pullum, S. G., Gossman, G. L., & Frisbie, W. Parker. (2007). *Paradox found (again): Infant mortality among the mexican-origin population in the united states*. *Demography*, 44(3), 441-457. <https://doi.org/10.1353/dem.2007.0028>.
- Hunt, L. M., Schneider, S., & Comer, B. (2004). Should “acculturation” be a variable in health research? A critical review of research on US Hispanics. *Social Science & Medicine*, 59(5), 973-986. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2003.12.009>
- Iceland, J. (2021). US disparities in affluence by household structure, 1959 to 2017. *Demographic Research*, 44(28), 653-698. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2021.44.28>
- Ichou, M., & Wallace, M. (2019). The Healthy Immigrant Effect : The role of educational selectivity in the good health of migrants. *Demographic Research*, 40, 61-94. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2019.40.4>
- Ikram, U. Z., Mackenbach, J. P., Harding, S., Rey, G., Bhopal, R. S., Regidor, E., Rosato, M., Juel, K., Stronks, K., & Kunst, A. E. (2016). All-cause and cause-specific mortality of different migrant populations in Europe. *European Journal of Epidemiology*, 31(7), 655-665. <https://doi.org/10.1007/s10654-015-0083-9>
- INAMI, Kluwer, & Médecins du Monde. (2014). *Livre vert sur l'accès aux soins en Belgique* (Wolters Kluwer Belgium SA). chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcgclefindmkaj/https://eurotox.org/wp/wp-content/uploads/BE_Livre-vert-sur-l%E2%80%99acc%C3%A8s-au-soin-en-Belgique-2014.pdf [Consulté, le 20/03/2024]
- Insee. (2018). *La mortalité infantile est stable depuis dix ans après des décennies de baisse—Insee Focus—117*. Insee. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3560308> [Consulté, le 04/08/2021]
- Insee. (2019). *Immigrés, étrangers*. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3633212> [Consulté, le 04/08/2021]

- Insee. (2020). *La qualité des estimations de population dans le recensement*. [Consulté, le 17/03/2021]
- Insee. (2023a). *Acquisition de la nationalité française – Immigrés et descendants d’immigrés*. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/6793254?sommaire=6793391#tableau-figure2> [Consulté, le 09/03/2023]
- <https://www.insee.fr/fr/statistiques/6793254?sommaire=6793391#tableau-figure2>
- Insee. (2023b). *Histoire des migrations et diversité des origines géographiques des immigrés* [INSEE RÉFÉRENCES]. Immigrés et descendants d’immigrés. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/6793226?sommaire=6793391#consulter> [Consulté, le 09/03/2023]
- Insee. (2023c). *Naissances selon la nationalité et le pays de naissance des parents. Données annuelles de 1998 à 2022*. https://www.insee.fr/fr/statistiques/2381382#tableau-figure1_radio2. [Consulté, le 09/03/2023]
- Insee. (2024). *Population au 1er janvier-Données annuelles de 1990 à 2024*. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/5225246>. [Consulté, le 07/03/2024]
- Inusa, B. P. D., Jacob, E., Dogara, L., & Anie, K. A. (2021). Racial inequalities in access to care for young people living with pain due to sickle cell disease. *The Lancet Child & Adolescent Health*, 5(1), 7-9. [https://doi.org/10.1016/S2352-4642\(20\)30318-7](https://doi.org/10.1016/S2352-4642(20)30318-7)
- InVS. (2006). *Analyse de la mortalité et des causes de décès par secteur d’activité de 1968 à 1999 à partir de l’Échantillon démographiques permanent* (p. 1-158). InVS.
- IUSSP. (2018). *Demography of Refugee and Forced Migration* (Springer). Springer International Publishing. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-67147-5>
- Izambert, C. (2010). 30 ans de régressions dans l’accès aux soins. *Plein droit*, 86(3), 5-9. <https://doi.org/10.3917/pld.086.0005>
- Jadalla, A. A., Hattar, M., & Schubert, C. C. (2015). *Acculturation as a Predictor of Health Promoting and Lifestyle Practices of Arab Americans : A Descriptive Study*. *Journal of Cultural Diversity*, 22(1), 15-22.
- Janeczko, D., Hołowczuk, M., Orzeł, A., Klatka, B., & Semczuk, A. (2020). Paternal age is affected by genetic abnormalities, perinatal complications and mental health of the offspring. *Biomedical Reports*, 12(3), 83-88. <https://doi.org/10.3892/br.2019.1266>
- Janevic, T., Zeitlin, J., Egorova, N. N., Hebert, P., Balbierz, A., Stroustrup, A. M., & Howell, E. A. (2021). Racial and Economic Neighborhood Segregation, Site of Delivery, and Morbidity and Mortality in Neonates Born Very Preterm. *The Journal of Pediatrics*, 235, 116-123. <https://doi.org/10.1016/j.jpeds.2021.03.049>
- Jann, B. (2008a). FAIRLIE : Stata module to generate nonlinear decomposition of binary outcome differentials. In *Statistical Software Components*. Boston College Department of Economics. <https://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456727.html>
- Jann, B. (2008b). *The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models*. *The Stata Journal*, 8(4), 453-479.
- Janoski, T. (2010). *The Ironies of Citizenship: Naturalization and Integration in Industrialized Countries*. Cambridge University Press, p.353.

- Jayaweera, H., & Quigley, M. A. (2010). Health status, health behaviour and healthcare use among migrants in the UK : Evidence from mothers in the Millennium Cohort Study. *Social Science & Medicine*, 71(5), 1002-1010. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2010.05.039>
- Joyce, T., Bauer, T., Minkoff, H., & Kaestner, R. (2001). Welfare Reform and the Perinatal Health and Health Care Use of Latino Women in California, New York City, and Texas. *American Journal of Public Health*, 91(11), 1857-1864. <https://doi.org/10.2105/AJPH.91.11.1857>
- Juárez, S. P., Honkaniemi, H., Dunlavy, A. C., Aldridge, R. W., Barreto, M. L., Katikireddi, S. V., & Rostila, M. (2019). Effects of non-health-targeted policies on migrant health : A systematic review and meta-analysis. *The Lancet Global Health*, 7(4), e420-e435. [https://doi.org/10.1016/S2214-109X\(18\)30560-6](https://doi.org/10.1016/S2214-109X(18)30560-6)
- Jugnot, S. (2014). *La constitution de l'échantillon démographique permanent de 1968 à 2012* (Document de travail N° F1406; p. 1-83). Insee.
- Jusot, F., Tubeuf, S., & Trannoy, A. (2009). *Tel père, tel fils : L'influence de l'origine sociale et familiale sur la santé des descendants en Europe. Retraite et société 2009*, 2(58), 63-85.
- Kadawathagedara, M., Ahluwalia, N., Dufourg, M., Forhan, A., Charles, M. A., Lioret, S., & Lauzon-Guillain, B. (2021). Diet during pregnancy: Influence of social characteristics and migration in the ELFE cohort. *Maternal & Child Nutrition*, 17(3). <https://doi.org/10.1111/mcn.13140>
- Kalmijn, M. (1998). Intermarriage and Homogamy : Causes, Patterns, Trends. *Annual Review of Sociology*, 24(1), 395-421. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.24.1.395>
- Kanas, A., Chiswick, B. R., van der Lippe, T., & van Tubergen, F. (2012). Social Contacts and the Economic Performance of Immigrants : A Panel Study of Immigrants in Germany. *International Migration Review*, 46(3), 680-709. <https://doi.org/10.1111/j.1747-7379.2012.00901.x>
- Kaufman, J. S., Dole, N., Savitz, D. A., & Herring, A. H. (2003). Modeling community-level effects on preterm birth. *Annals of Epidemiology*, 13(5), 377-384. [https://doi.org/10.1016/s1047-2797\(02\)00480-5](https://doi.org/10.1016/s1047-2797(02)00480-5)
- Kawachi, I., Kennedy, B. P., Lochner, K., & Prothrow-Stith, D. (1997). Social capital, income inequality, and mortality. *American Journal of Public Health*, 87(9), 1491-1498. <https://doi.org/10.2105/ajph.87.9.1491>
- Khlat, M., & Darmon, N. (2003). Is there a Mediterranean migrants mortality paradox in Europe? *International Journal of Epidemiology*, 32(6), 1115-1118. <https://doi.org/10.1093/ije/dyg308>
- Kihal-Talantikite, W., Le Nouveau, P., Legendre, P., Zmirou Navier, D., Danzon, A., Carayol, M., & Deguen, S. (2019). Adverse Birth Outcomes as Indicators of Poor Fetal Growth Conditions in a French Newborn Population—A Stratified Analysis by Neighborhood Deprivation Level. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(21), 1-14. <https://doi.org/10.3390/ijerph16214069>
- Kim, D., & Saada, A. (2013). The Social Determinants of Infant Mortality and Birth Outcomes in Western Developed Nations : A Cross-Country Systematic Review.

- International Journal of Environmental Research and Public Health*, 10(6), 2296-2335. <https://doi.org/10.3390/ijerph10062296>
- Kinge, J. M., & Kornstad, T. (2013). *Assimilation effects on infant mortality among immigrants in Norway*. Statistics Norway, Research Department.
- Koelet, S., Van Mol, C., & De Valk, H. A. G. (2017). Social embeddedness in a harmonized Europe : The social networks of European migrants with a native partner in Belgium and the Netherlands. *Global Networks*, 17(3), 441-459. <https://doi.org/10.1111/glob.12123>
- Korenbrot, C. C., Dudley, R. A., & Greene, J. D. (2000). Changes in Births to Foreign-born Women after Welfare and Immigration Policy Reforms in California. *Maternal and Child Health Journal*, 4(4), 10.
- Krieger, N. (2012). Methods for the Scientific Study of Discrimination and Health : An Ecosocial Approach. *American Journal of Public Health*, 102(5), 936-944. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2011.300544>
- Krieger, N., Smith, K., Naishadham, D., Hartman, C., & Barbeau, E. M. (2005). Experiences of discrimination : Validity and reliability of a self-report measure for population health research on racism and health. *Social Science & Medicine* (1982), 61(7), 1576-1596. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2005.03.006>
- Kröger, H., & Hartmann, J. (2021). *xtoaxaca—Extending the Kitagawa-Oaxaca-Blinder Decomposition Approach to Panel Data*. *The Stata Journal*, 21(2), 360-410. <https://doi.org/10.31235/osf.io/egj79>
- Krystallidou, D., Vaes, L., Devisch, I., Wens, J., & Pype, P. (2020). Study protocol of OncoTolk : An observational study on communication problems in language-mediated consultations with migrant oncology patients in Flanders (Belgium). *BMJ Open*, 10(6), e034426. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2019-034426>
- Kulu, H., & González-Ferrer, A. (2014). Family Dynamics Among Immigrants and Their Descendants in Europe : Current Research and Opportunities. *European Journal of Population*, 30(4), 411-435. <https://doi.org/10.1007/s10680-014-9322-0>
- Lacroix, J., Gagnon, A., & Lortie, V. (2017). À l'intersection du genre et de l'origine nationale : Quels sont les parcours professionnels des immigrants sélectionnés au Québec ? *Population*, 72(3), 435-462. <https://doi.org/10.3917/popu.1703.0435>
- Lacroix, J., Gagnon, A., & Wanner, P. (2020). Family changes and residential mobility among immigrant and native-born populations : Evidence from Swiss administrative data. *Demographic Research*, 43, 1199-1234. <https://www.jstor.org/stable/26967838>
- Lafleur, J.-M., & Marfouk, A. (2017). *Pourquoi l'immigration? 21 questions que se posent les Belges sur les migrations internationales au XXIe siècle* (Academia-L'Harmattan). Academia L'Harmattan. <http://hdl.handle.net/2268/215503>
- Laine, A., & Braud, R. (2012). *Les migrants face à leur santé : La réappropriation de soi*. *Migration et santé*, 144/145, 10.

- Lam, B., Jamieson, L. M., & Mittinty, M. (2021). Black Lives Matter : A Decomposition of Racial Inequalities in Oral Cancer Screening. *Cancers*, 13(848), 1-14. <https://doi.org/10.3390/cancers13040848>
- Lamy, S., Laqueille, X., & Thibaut, F. (2015). Conséquences potentielles de la consommation de tabac, de cannabis et de cocaïne par la femme enceinte sur la grossesse, le nouveau-né et l'enfant : Revue de littérature. *L'Encéphale*, 41(716), S13-S20. <https://doi.org/10.1016/j.encep.2014.08.012>
- Le Penven, E. (2020). *Le nouveau recensement français : Un déficit de jeunes enfants ! Population & Avenir*, 1-34.
- Le Roux, G., Bonvalet, C., & Arnaud, B. (2021). *Apports et limites de l'Échantillon Démographique Permanent à l'analyse des trajectoires résidentielles et des inégalités spatiales (1968- 2014)* (Document de travail n°261 n°261; p. 54). INED.
- Leboutte, R., & Obotela, R. (1988). Les registres de population en Belgique. Genèse d'une technique administrative et d'une source de démographie historique. *Bulletin de la Commission royale d'histoire. Académie royale de Belgique*, 154(1), 285-305. <https://doi.org/10.3406/bcrh.1988.1303>
- Lecocq, A., Ammi, M., & Bellarbre, É. (2016). Le score de propension : Un guide méthodologique pour les recherches expérimentales et quasi expérimentales en éducation. *Mesure et évaluation en éducation*, 37(2), 69-100. <https://doi.org/10.7202/1035914ar>
- Lefèvre, M., Bouckaert, N., Camberlin, C., Devriese, S., Pincé, H., de Meester, C., Fricheteau, B., & Van de Voorde, C. (2019). *Organisation des maternités en Belgique. KCE Reports 323B*. <https://doi.org/10.57598/R323BS>
- Lerch, M. (2020). International Migration and City Growth in the Global South : An Analysis of IPUMS Data for Seven Countries, 1992–2013. *Population and Development Review*, 46(3), 557-582. <https://doi.org/10.1111/padr.12344>
- Leung, L. A. (2014). Healthy and unhealthy assimilation : Country of origin and smoking behavior among immigrants. *Health Economics*, 23(12), 1411-1429. <https://doi.org/10.1002/hec.2992>
- Lewis, C. M., & Vassos, E. (2020). Polygenic risk scores : From research tools to clinical instruments. *Genome Medicine*, 12(1), 44. <https://doi.org/10.1186/s13073-020-00742-5>
- Lhuissier, A., Giacomani, C., Ferrant, C., Devilat, D., Leal, D., Ayala, P., Torres, G., & Chauvin, P. (2019). Meal times and synchronization : A cross-metropolitan comparison between Santiago (Chile) and Paris (France). *The Social Science Journal*, 1-15. <https://doi.org/10.1016/j.sosci.2019.02.007>
- Linden, A. (2015). Conducting Interrupted Time-series Analysis for Single- and Multiple-group Comparisons. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 15(2), 480-500. <https://doi.org/10.1177/1536867X1501500208>

- Link, B. G., & Phelan, J. (1995). Social Conditions As Fundamental Causes of Disease. *Journal of Health and Social Behavior*, 80-94. <https://doi.org/10.2307/2626958>
- Lu, Y. (2008). Test of the 'healthy migrant hypothesis' : A longitudinal analysis of health selectivity of internal migration in Indonesia. *Social Science & Medicine*, 67(8), 1331-1339. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2008.06.017>
- Lu, Y., & Qin, L. (2014). Healthy migrant and salmon bias hypotheses : A study of health and internal migration in China. *Social Science & Medicine*, 102, 41-48. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2013.11.040>
- Lundberg, O. (2018). The next step towards more equity in health in Sweden : How can we close the gap in a generation? *Scandinavian Journal of Public Health*, 46(22_suppl), 19-27. <https://doi.org/10.1177/1403494818765702>
- Ma, S. (2008a). Paternal Race/Ethnicity and Birth Outcomes. *American Journal of Public Health*, 98(12), 2285-2292. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2007.117127>
- Ma, S. (2008b). Paternal Race/Ethnicity and Birth Outcomes. *American Journal of Public Health*, 98(12), 2285-2292. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2007.117127>
- Machado, J. A. F., & Mata, J. (2005). Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. *Journal of Applied Econometrics*, 20(4), 445-465. <https://doi.org/10.1002/jae.788>
- Mackenbach, J. P. (2012). The persistence of health inequalities in modern welfare states : The explanation of a paradox. *Social Science & Medicine*, 75(4), 761-769. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2012.02.031>
- Maeda, A., Bateman, B. T., Clancy, C. R., Leffert, L. R., & Creanga, A. A. (2014). Opioid Abuse and Dependence during Pregnancy. *Anesthesiology*, 121(6), 1158-1165.
- Maika, A., Mittinty, M. N., Brinkman, S., Harper, S., Satriawan, E., & Lynch, J. W. (2013). Changes in Socioeconomic Inequality in Indonesian Children's Cognitive Function from 2000 to 2007 : A Decomposition Analysis. *PLoS ONE*, 8(10), 1-9. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0078809>
- Malmusi, D. (2015). Immigrants' health and health inequality by type of integration policies in European countries. *European Journal of Public Health*, 25(2), 293-299. <https://doi.org/10.1093/eurpub/cku156>
- Mariani, E., Özcan, B., & Goisis, A. (2017). Family Trajectories and Well-being of Children Born to Lone Mothers in the UK. *European Journal of Population*, 33(2), 185-215. <https://doi.org/10.1007/s10680-017-9420-x>
- Martiniello, M., Rea, A., Timmerman, C., & Wets, J. (Éds.). (2010). *Nouvelles migrations et nouveaux migrants en Belgique = : Nieuwe migraties en nieuwe migranten in België*. Academia Press.
- Mascha, E. J., & Sessler, D. I. (2019). Segmented Regression and Difference-in-Difference Methods : Assessing the Impact of Systemic Changes in Health Care. *Anesthesia & Analgesia*, 129(2), 618-633. <https://doi.org/10.1213/ANE.00000000000004153>
- Massey, D. S., & Denton, N. A. (1988). The dimensions of residential segregation. *Social Forces*, 67(2), 281-315. <https://doi.org/10.1093/sf/67.2.281>

- McCaffrey, D. F., Ridgeway, G., & Morral, A. R. (2003). *Propensity Score Estimation With Boosted Regression for Evaluating Causal Effects in Observational Studies. Psychological Methods*, 9(4), 403-425.
- Mehta, N. K., Lee, H., & Ylitalo, K. R. (2013). Child health in the United States : Recent trends in racial/ethnic disparities. *Social Science & Medicine*, 95, 6-15. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2012.09.011>
- Méjean, C., Traissac, P., Eymard-Duvernay, S., El Ati, J., Delpuech, F., & Maire, B. (2007). Influence of socio-economic and lifestyle factors on overweight and nutrition-related diseases among Tunisian migrants versus non-migrant Tunisians and French. *BMC Public Health*, 7(265), 1-11. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-7-265>
- Menashe-Oren, A., Bocquier, P., Ginsburg, C., Compaoré, Y., & Collinson, M. (2023). The dynamic role of household structure on under-5 mortality in southern and eastern sub-Saharan Africa. *Demographic Research*, 49, 249-294. <https://www.demographic-research.org/articles/volume/49/11/>
- Mendoza, F. S. (2009). Health Disparities and Children in Immigrant Families : A Research Agenda. *Pediatrics*, 124(Supplement 3), S187-S195. <https://doi.org/10.1542/peds.2009-1100F>
- Meng, X., & Meurs, D. (2009). Intermarriage, language, and economic assimilation process : A case study of France. *International Journal of Manpower*, 30(1/2), 127-144. <https://doi.org/10.1108/01437720910948447>
- Minnes, S., Lang, A., & Singer, L. (2011). *Prenatal Tobacco, Marijuana, Stimulant, and Opiate Exposure : Outcomes and Practice Implications. Addict Sci Clin Pract*, 6, 57-70.
- Minsart, A.-F., Englert, Y., & Buekens, P. (2013). Naturalization of immigrants and perinatal mortality. *The European Journal of Public Health*, 23(2), 269-274. <https://doi.org/10.1093/eurpub/cks032>
- Misra, D. P., O'Campo, P., & Strobino, D. (2001). Testing a sociomedical model for preterm delivery. *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 15(2), 110-122. <https://doi.org/10.1046/j.1365-3016.2001.00333.x>
- Mitha, A., Foix-L'Hélias, L., Arnaud, C., Marret, S., Vieux, R., Aujard, Y., Thiriez, G., Larroque, B., Cambonie, G., Burguet, A., Boileau, P., Rozé, J. C., Kaminski, M., Truffert, P., & Ancel, P.-Y. (2013). Neonatal Infection and 5-year Neurodevelopmental Outcome of Very Preterm Infants. *Pediatrics*, 132(2), e372-e380. <https://doi.org/10.1542/peds.2012-3979>
- Monden, C., Pison, G., & Smits, J. (2021). Twin Peaks : More twinning in humans than ever before. *Human Reproduction*, 36(6), 1666-1673. <https://doi.org/10.1093/humrep/deab029>
- Montesi, L., Caletti, M. T., & Marchesini, G. (2016). Diabetes in migrants and ethnic minorities in a changing World. *World Journal of Diabetes*, 7(3), 34-44. <https://doi.org/10.4239/wjd.v7.i3.34>

- Monti, A., Drefahl, S., Mussino, E., & Härkönen, J. (2020). Over-coverage in population registers leads to bias in demographic estimates. *Population Studies*, 74(3), 451-469. <https://doi.org/10.1080/00324728.2019.1683219>
- Moullan, Y., & Jusot, F. (2014). Why is the « healthy immigrant effect » different between European countries? *The European Journal of Public Health*, 24(suppl 1), 80-86. <https://doi.org/10.1093/eurpub/cku112>
- Muchow, A., & Bozick, R. (2022). Exploring the role of legal status and neighborhood social capital on immigrant economic integration in Los Angeles. *Demographic Research*, 46(1), 1-36. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2022.46.1>
- Murdie, R., & Ghosh, S. (2010). Does Spatial Concentration Always Mean a Lack of Integration? Exploring Ethnic Concentration and Integration in Toronto. *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 36(2), 293-311. <https://doi.org/10.1080/13691830903387410>
- Musterd, S., Andersson, R., Galster, G., & Kauppinen, T. M. (2008). Are Immigrants' Earnings Influenced by the Characteristics of Their Neighbours? *Environment and Planning A*, 40(4), 785-805. https://econpapers.repec.org/article/saeenvira/v_3a40_3ay_3a2008_3ai_3a4_3ap_3a785-805.htm
- Mustillo, S., Krieger, N., Gunderson, E. P., Sidney, S., McCreath, H., & Kiefe, C. I. (2004). Self-Reported Experiences of Racial Discrimination and Black–White Differences in Preterm and Low-Birthweight Deliveries : The CARDIA Study. *American Journal of Public Health*, 94(12), 2125-2131. <https://doi.org/10.2105/AJPH.94.12.2125>
- Myria. (2021). *Nationalité* (La migration en chiffres et en droits, p. 1-11) [Cahier du rapport annuel]. Myria. www.myria.be [Consulté, le 01/05/2024]
- Myria. (2022). *Population et mouvements* (Cahier du rapport annuel 2022; La migration en chiffres et en droit, p. 1-19). [Consulté, le 01/03/2024]
- Nakamura, A., El-Khoury Lesueur, F., Sutter-Dallay, A.-L., Franck, J.-ève, Thierry, X., Melchior, M., & van der Waerden, J. (2020). The role of prenatal social support in social inequalities with regard to maternal postpartum depression according to migrant status. *Journal of Affective Disorders*, 272, 465-473. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.04.024>
- Neves, P. A. R., Vaz, J. S., Maia, F. S., Baker, P., Gatica-Domínguez, G., Piwoz, E., Rollins, N., & Victora, C. G. (2021). Rates and time trends in the consumption of breastmilk, formula, and animal milk by children younger than 2 years from 2000 to 2019 : Analysis of 113 countries. *The Lancet Child & Adolescent Health*, 5(9), 619-630. [https://doi.org/10.1016/S2352-4642\(21\)00163-2](https://doi.org/10.1016/S2352-4642(21)00163-2)
- Niel, X. (2011). *Les facteurs explicatifs de la mortalité infantile en France et leur évolution récente. L'apport de l'échantillon démographique permanent*. (Documents de travail - F2011/06 | série des documents de travail F1106; Série des documents de travail, p. 1-35). Direction des statistiques démographiques et sociales, Insee. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1380997>
- Nierkens, V., Krumeich, A., de Ridder, R., & van Dongen, M. (2002). The future of intercultural mediation in Belgium. *Patient Education and Counseling*, 46(4), 253-259. [https://doi.org/10.1016/S0738-3991\(01\)00161-6](https://doi.org/10.1016/S0738-3991(01)00161-6)

- Nørredam, M. (2015). *Migration and health. Exploring the role of migrant status through register-based studies*. Danish Medical Journal, 64(2), 1-31.
- Norredam, M., Olsbjerg, M., Petersen, J. H., Bygbjerg, I., & Krasnik, A. (2012). Mortality from infectious diseases among refugees and immigrants compared to native Danes : A historical prospective cohort study: Infectious diseases mortality among migrants. *Tropical Medicine & International Health*, 17(2), 223-230. <https://doi.org/10.1111/j.1365-3156.2011.02901.x>
- Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14(3), 693-709. <https://doi.org/10.2307/2525981>
- Obućina, O., & Ilmakunnas, I. (2020). Poverty and Overcrowding among Immigrant Children in an Emerging Destination : Evidence from Finland. *Child Indicators Research*, 13(6), 2031-2053. <https://doi.org/10.1007/s12187-020-09743-7>.
- OCDE. (2019). *Quelles évolutions des migrations africaines vers les pays de l'OCDE ?* [Consulté, le 26/01/2023]
- OCDE. (2024). *Base de données sur les migrations internationales », Statistiques de l'OCDE sur les migrations internationales (database)* [Jeu de données]. <https://doi.org/10.1787/data-00342-fr> [Consulté, le 07/03/2024]
- OCDE/Commission européenne. (2023). *Les indicateurs de l'intégration des immigrés 2023 : Trouver ses marques* (OCDE). <https://doi.org/10.1787/a946be87-fr> [Consulté, le 11/08/2024]
- OCDE-SOPEMI. (2010). Naturalisation et intégration des immigrés sur le marché du travail. In *Perspectives des migrations internationales* (OECD Publishing, p. 175-208). <http://dx.doi.org/10.1787/887160414761> [Consulté, le 08/02/2024]
- O'Donnell, O., Nicolás, Á. L., & Van Doorslaer, E. (2009). Growing richer and taller : Explaining change in the distribution of child nutritional status during Vietnam's economic boom. *Journal of Development Economics*, 88(1), 45-58. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2008.01.004>
- OIM. (2016). *Le nombre d'arrivées de migrants et de réfugiés en Europe atteint le million en 2015*. International Organization for Migration. <https://www.iom.int/fr/news/le-nombre-darrivees-de-migrants-et-de-refugies-en-europe-atteint-le-million-en-2015>
- Osypuk, T. L., & Acevedo-Garcia, D. (2008). Are Racial Disparities in Preterm Birth Larger in Hypersegregated Areas? *American Journal of Epidemiology*, 167(11), 1295-1304. <https://doi.org/10.1093/aje/kwn043>
- Ouanhnon, L., Astruc, P., Freyens, A., Mesthé, P., Pariente, K., Rougé, D., Gimenez, L., & Rougé-Bugat, M.-E. (2022). Women's health in migrant populations : A qualitative study in France. *European Journal of Public Health*, 33(1), 99-105. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckac133>
- Pager, D., & Shepherd, H. (2008). The Sociology of Discrimination : Racial Discrimination in Employment, Housing, Credit, and Consumer Markets. *Annual review of sociology*, 34, 181-209. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC2915460/>

- Palatnik, A., Garacci, E., Walker, R. J., Ozieh, M. N., Williams, J. S., & Egede, L. E. (2021). The Association of Paternal Race and Ethnicity with Adverse Pregnancy Outcomes in a Contemporary U.S. Cohort. *American journal of perinatology*, 38(7), 698-706. <https://doi.org/10.1055/s-0039-3400995>
- Payne-Sturges, D. C., Puett, R., & Cory-Slechta, D. A. (2022). Both parents matter : A national-scale analysis of parental race/ethnicity, disparities in prenatal PM2.5 exposures and related impacts on birth outcomes. *Environmental Health*, 21(1), 47. <https://doi.org/10.1186/s12940-022-00856-w>
- Pearl, M., Braveman, P., & Abrams, B. (2001). The Relationship of Neighborhood Socioeconomic Characteristics to Birthweight Among 5 Ethnic Groups in California. *American Journal of Public Health*, 91(11), 1808-1814. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC1446884/>
- Pérez Ramírez, F., García-García, I., & Peralta-Ramírez, M. I. (2013). The Migration Process as a Stress Factor in Pregnant Immigrant Women in Spain. *Journal of Transcultural Nursing*, 24(4), 348-354. <https://doi.org/10.1177/1043659613493328>
- Pestre, É., Baligand, P., & Wolmark, L. (2016). Ségrégations à l'hôpital. De quelques figures de l'étranger dans la relation de soin. *Cliniques méditerranéennes*, 94(2), 51-68. <https://doi.org/10.3917/cm.094.0051>
- Phelan, J. C., Link, B. G., & Tehranifar, P. (2010). Social Conditions as Fundamental Causes of Health Inequalities : Theory, Evidence, and Policy Implications. *Journal of Health and Social Behavior*, 51(1_suppl), S28-S40. <https://doi.org/10.1177/0022146510383498>
- Pian, A. (2012). De l'accès aux soins aux « trajectoires du mourir ». Les étrangers atteints de cancer face aux contraintes administratives. *Revue européenne des migrations internationales*, 28(2), 101-127. <https://doi.org/10.4000/remi.5915>
- Pinto, S. M., Dodd, S., Walkinshaw, S. A., Siney, C., Kakkar, P., & Mousa, H. A. (2010). Substance abuse during pregnancy : Effect on pregnancy outcomes. *European Journal of Obstetrics & Gynecology and Reproductive Biology*, 150(2), 137-141. <https://doi.org/10.1016/j.ejogrb.2010.02.026>
- Poulain, M., & Herm, A. (2013). Le registre de population centralisé, source de statistiques démographiques en Europe. *Population*, 68(2), 215-247. <https://doi.org/10.3917/popu.1302.0215>
- Poulain, M., Riandey, B., Firdion, J.-M., & Riandey, B. (1991). Enquête biographique et registre belge de population : Une confrontation des données. *Population (French Edition)*, 46(1), 65. <https://doi.org/10.2307/1533610>
- Powers, D. A. (2016). Erosion of Advantage : Decomposing Differences in Infant Mortality Rates Des. *Population Research and Policy Review*, 35(1), 23-48. <https://doi.org/10.1007/s11113-015-9370-0>
- Priebe, S., Sandhu, S., Dias, S., Gaddini, A., Greacen, T., Ioannidis, E., Kluge, U., Krasnik, A., Lamkaddem, M., Lorant, V., Riera, R. P., Sarvary, A., Soares, J. J., Stankunas, M., Straßmayr, C., Wahlbeck, K., Welbel, M., & Bogic, M. (2011). Good practice in health care for migrants : Views and experiences of care professionals in 16 European countries. *BMC Public Health*, 11(187), 1-12. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-11-187>

- Putnam, R. D. (1993). *The prosperous community social capital and public life*. *The American Prospect*, 4(13), 1-11.
- Quantin, S. (2018). *Estimation avec le score de propension sous R*. Insee, série des documents de travail « Méthodologie Statistique ».
- Quesada, O., Gotman, N., Howell, H. B., Funai, E. F., Rounsaville, B. J., & Yonkers, K. A. (2012). Prenatal hazardous substance use and adverse birth outcomes. *The Journal of Maternal-Fetal & Neonatal Medicine*, 25(8), 1222-1227. <https://doi.org/10.3109/14767058.2011.602143>
- Racape, J., De Spiegelaere, M., Alexander, S., Dramaix, M., Buekens, P., & Haelterman, E. (2010). High perinatal mortality rate among immigrants in Brussels. *The European Journal of Public Health*, 20(5), 536-542. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckq060>
- Racape, J., Schoenborn, C., Sow, M., Alexander, S., & De Spiegelaere, M. (2016). *Are all immigrant mothers really at risk of low birth weight and perinatal mortality? The crucial role of socio-economic status*. *BMC Pregnancy and Childbirth*, 16(75), 1-10. <https://doi.org/10.1186/s12884-016-0860-9>
- Rahimi, E., & Hashemi Nazari, S. S. (2021). A detailed explanation and graphical representation of the Blinder-Oaxaca decomposition method with its application in health inequalities. *Emerging Themes in Epidemiology*, 18(1), 1-15. <https://doi.org/10.1186/s12982-021-00100-9>
- Reagan, P. B., & Salsberry, P. J. (2005). Race and ethnic differences in determinants of preterm birth in the USA : Broadening the social context. *Social Science & Medicine* (1982), 60(10), 2217-2228. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2004.10.010>
- Régnier-Loilier, A., & Wierup, L. (2019). La monoparentalité à l'accouchement : Une réalité plurielle. Approche statistique à partir de l'Enquête nationale périnatale. *Revue des politiques sociales et familiales*, 133(1), 21-36. <https://doi.org/10.3406/caf.2019.3371>
- Reichman, N. E., & Teitler, J. O. (2006). Paternal Age as a Risk Factor for Low Birthweight. *American Journal of Public Health*, 96(5), 862-866. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2005.066324>
- Reus-Pons, M., Vandenheede, H., Janssen, F., & Kibele, E. U. B. (2016). Differences in mortality between groups of older migrants and older non-migrants in Belgium, 2001–09. *The European Journal of Public Health*, 26(6), 992-1000. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckw076>
- Rich-Edwards, J., Krieger, N., Majzoub, J., Zierler, S., Lieberman, E., & Gillman, M. (2001). Maternal experiences of racism and violence as predictors of preterm birth : Rationale and study design. *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 15(s2), 124-135. <https://doi.org/10.1046/j.1365-3016.2001.00013.x>
- Rios-Avila, F. (2019). A Semi-Parametric Approach to the Oaxaca–Blinder Decomposition with Continuous Group Variable and Self-Selection. *Econometrics*, 7(2), 28. <https://doi.org/10.3390/econometrics7020028>
- Riswick, T., & Hsieh, Y.-H. (2020). Between rivalry and support : The impact of sibling composition on infant and child mortality in Taiwan, 1906–1945. *Demographic Research*, 42(21), 615-656. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2020.42.21>

- Rodríguez García, D., & Miguel Luken, V. de. (2015). Matrimonis mixtos i fills de la barreja a Catalunya : Dels xarnegos als «café amb llet»? *Recerca i immigració VII: migracions dels segles XX i XXI: una mirada candeliana*, 193-218. <https://ddd.uab.cat/record/168429>
- Rodríguez-García, D. (2015). Intermarriage and Integration Revisited : International Experiences and Cross-Disciplinary Approaches. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 662(1), 8-36. <https://doi.org/10.1177/0002716215601397>
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). *The central role of the propensity score in observational studies for causal effects*. *Biometrika*, 70(1), 41-55.
- Rosenberg, L., Palmer, J. R., Wise, L. A., Horton, N. J., & Corwin, M. J. (2002). Perceptions of Racial Discrimination and the Risk of Preterm Birth: *Epidemiology*, 13(6), 646-652. <https://doi.org/10.1097/00001648-200211000-00008>
- Rovillé-Sausse, F., & Prado Martinez, C. (2009). *Alimentation et santé des femmes migrantes chinoises et de leurs enfants en Europe occidentale : L'exemple de la France et de l'Espagne*. *Antropo*, 19, 47-56.
- Rowe, F., Bell, M., Bernard, A., Charles-Edwards, E., & Ueffing, P. (2019). Impact of Internal Migration on Population Redistribution in Europe : Urbanisation, Counterurbanisation or Spatial Equilibrium? *Comparative Population Studies*, 44, 201-234. <https://doi.org/10.12765/CPoS-2019-18>
- Saarela, J., & Finnäs, F. (2014). Infant mortality and ethnicity in an indigenous European population : Novel evidence from the Finnish population register. *Scientific Reports*, 4(1), Article 1. <https://doi.org/10.1038/srep04214>
- Safon, M.-O. (2018). *La santé des migrants. Bibliographie thématique*. Irdes
- Salmasi, L., & Pieroni, L. (2015). Immigration policy and birth weight : Positive externalities in Italian law. *Journal of Health Economics*, 43, 128-139. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2015.06.009>
- Sanderson, J.-P., Vandeschrick, C., & Eggerickx, T. (2023). *La mesure des inégalités sociales de mortalité : Construction d'un indicateur de positionnement social à l'échelle individuelle à partir des données de recensements belges (1991-2011)* (Document de travail DT 33 (n°33); Démographie et société, p. 33). Centre de recherche en démographie/ IACCHOS.
- Saurel-Cubizolles, M.-J., Prunet, C., & Blondel, B. (2014). Cannabis use during pregnancy in France in 2010. *BJOG: An International Journal of Obstetrics & Gynaecology*, 121(8), 971-977. <https://doi.org/10.1111/1471-0528.12626>
- Saurel-Cubizolles, M.-J., Saucedo, M., Drewniak, N., Blondel, B., & Bouvier-Colle, M.-H. (2017). *Santé périnatale des femmes étrangères en France*. *Bulletin Épidémiologique Hebdomadaire*, 19, 389-395. <https://www.santepubliquefrance.fr/docs/sante-perinatale-des-femmes-etrangeres-en-france>
- Schaut, C. (2001). Les nouveaux dispositifs de lutte contre l'exclusion sociale et l'insécurité en Belgique francophone:orientations, mise en oeuvre et effets concrets. *Sociologie et sociétés*, 33(2), 67-91. <https://doi.org/10.7202/008312ar>
- Scheidegger, S., & Vilain, A. (2007). *Disparités sociales et surveillance de grossesse-Études et Résultats*. 552, 8.

- Scholey, J. (2019). *The Age-Trajectory of Infant Mortality in the United States: Parametric Models and Generative Mechanisms*. PAA Annual Conference 1-27. <http://paa2019.populationassociation.org/uploads/192664>
- Shorette, K., & Burroway, R. (2022). Consistencies and contradictions : Revisiting the relationship between women's education and infant mortality from a distributional perspective. *Social Science Research*, 1-13. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2022.102697>
- Siedlecki, K. L., Salthouse, T. A., Oishi, S., & Jeswani, S. (2014). The Relationship Between Social Support and Subjective Well-Being Across Age. *Social Indicators Research*, 117(2), 561-576. <https://doi.org/10.1007/s11205-013-0361-4>
- Silvestre, J., & Reher, D. S. (2014). The Internal Migration of Immigrants : Differences between One-Time and Multiple Movers in Spain. *Population, Space and Place*, 20(1), 50-65. <https://doi.org/10.1002/psp.1755>
- Sinning, M., Hahn, M., & Bauer, T. K. (2008). The Blinder–Oaxaca Decomposition for Nonlinear Regression Models. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 8(4), 480-492. <https://doi.org/10.1177/1536867X0800800402>
- Skeldon, R. (2018). *International migration, internal migration, mobility and urbanization : Towards more integrated approaches*. *International Organization for Migration*, 53, 1-9.
- Śloczyński, T. (2018). *Average Gaps and Oaxaca–Blinder Decompositions : A Cautionary Tale about Regression Estimates of Racial Differences in Labor Market Outcomes* [Discussion paper series].
- Small, R., Roth, C., Raval, M., Shafiei, T., Korfker, D., Heaman, M., McCourt, C., & Gagnon, A. (2014). Immigrant and non-immigrant women's experiences of maternity care : A systematic and comparative review of studies in five countries. *BMC Pregnancy and Childbirth*, 14(152), 1-17. <https://doi.org/10.1186/1471-2393-14-152>
- Smith-Greenaway, E. (2020). *The child health benefits of parents' education in diverse African families*. <https://www.niussp.org/article/the-child-health-benefits-of-parents-education-in-diverse-african-familiesbenefices-de-leducation-des-parents-sur-la-sante-des-enfants-dans-diverses-familles-africaines/?print=print>
- Solignac, M. (2018). *L'émigration des immigrés, une dimension oubliée de la mobilité géographique*. *Population-F*, 73(4), 693-718. <https://doi.org/10.3917/popu.1804.0693>
- Sopena, P. (2012). Accès aux soins pour tous : Rien n'est jamais acquis. *Le sujet dans la cité*, n° 3(2), 108-119. <https://doi.org/10.3917/lsdlc.003.0108>
- Sow, M., Schoenborn, C., Spiegelare, M. D., & Racape, J. (2019). *Influence of time since naturalisation on socioeconomic status and low birth weight among immigrants in Belgium. A population-based study*. *PLoS ONE*, 14(8), 11-15. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0220856>
- Sow, M., Spiegelare, M. D., Sylvestre, M.-P., & Raynault, M.-F. (2021). *Are Newborns of Immigrant Mothers More at Risk of Poorer Perinatal Health Than Those of Natives-*

- born Mothers? One Size Does Not Fit All. A Population-based Study, Montreal, Quebec.* [Preprint]. In Review. <https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-256614/v1>
- Spallek, J., Zeeb, H., & Razum, O. (2011). What do we have to know from migrants' past exposures to understand their health status? A life course approach. *Emerging Themes in Epidemiology*, 8(1), 1-8. <https://doi.org/10.1186/1742-7622-8-6>
- Spencer, N. J., Logan, S., & Gill, L. (1999). Trends and social patterning of birthweight in Sheffield, 1985-94. *Archives of Disease in Childhood. Fetal and Neonatal Edition*, 81(2), F138-140. <https://doi.org/10.1136/fn.81.2.f138>
- Spiers, P. S. (1972). Father's age and infant mortality. *Social Biology*, 19(3), 275-284. <https://doi.org/10.1080/19485565.1972.9987995>
- Stanek, M., Requena, M., & del Rey, A. (2021). Impact of Socio-economic Status on Low Birthweight: Decomposing the Differences Between Natives and Immigrants in Spain. *Journal of Immigrant and Minority Health*, 23(1), 71-78. <https://doi.org/10.1007/s10903-020-01027-0>
- Stanek, M., Requena, M., del Rey, A., & García-Gómez, J. (2020). Beyond the healthy immigrant paradox : Decomposing differences in birthweight among immigrants in Spain. *Globalization and Health*, 16(1), 87. <https://doi.org/10.1186/s12992-020-00612-0>
- Statbel. (2019). *Structure de la population*. <https://statbel.fgov.be/fr/themes/population/structure-de-la-population> [Consulté, le 24/01/2020]
- Statbel. (2023a). Feto-infant mortality. *Mortality, Life expectancy and causes of death*. <https://statbel.fgov.be/en/themes/population/mortality-life-expectancy-and-causes-death/feto-infant-mortality> [Consulté, le 21/03/2023]
- Statbel. (2023b). *Solde migratoire internationale de 116.544 personnes en 2022*. Migrations. <https://statbel.fgov.be/fr/themes/population/mouvement-de-la-population/migrations> [Consulté, le 07/05/2024]
- Statbel. (2023c). *Structure de la population*. <https://statbel.fgov.be/fr/themes/population/structure-de-la-population#news> [Consulté, le 07/03/2024]
- Statbel. (2024). *Origine par groupe de nationalités détaillé par province*. <https://statbel.fgov.be/fr/themes/population/structure-de-la-population/origine#figures> [Consulté, le 07/03/2024]
- Statistics Flanders. (2023). International migration. *Population*. <https://www.vlaanderen.be/en/statistics-flanders/population/international-migration> [Consulté, le 21/03/2024]
- Štípková, M. (2016). Immigrant disadvantage or the healthy immigrant effect? Evidence about low birth weight differences in the Czech Republic. *The European Journal of Public Health*, 26(4), 662-666. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckw029>
- Susmann, H., Alexander, M., & Alkema, L. (2021). Temporal models for demographic and global health outcomes in multiple populations : Introducing a new framework to

- review and standardize documentation of model assumptions and facilitate model comparison. *arXiv:2102.10020 [Stat]*, 1-32. <http://arxiv.org/abs/2102.10020>
- Tan, H., Wen, S. W., Walker, M., & Demissie, K. (2004). Missing paternal demographics : A novel indicator for identifying high risk population of adverse pregnancy outcomes. *BMC Pregnancy and Childbirth*, 4(1), 21. <https://doi.org/10.1186/1471-2393-4-21>
- Tanneau, P. (2024). *Flux migratoires-Des entrées en hausse en 2022 dans un contexte de normalisation sanitaire et de guerre en Ukraine* [Insee Première - 1991]. Insee Première - 1991. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/8066271> [Consulté, le 07/05/2024]
- Theil, H., & Finizza, A. J. (1971). A note on the measurement of racial integration of schools by means of informational concepts†. *The Journal of Mathematical Sociology*, 1(2), 187-193. <https://doi.org/10.1080/0022250X.1971.9989795>
- Thomson, M. D., & Hoffman-Goetz, L. (2009). Defining and measuring acculturation : A systematic review of public health studies with Hispanic populations in the United States. *Social Science & Medicine*, 69(7), 983-991. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2009.05.011>
- Trinh, N. T. H., de Visme, S., Cohen, J. F., Bruckner, T., Lelong, N., Adnot, P., Rozé, J.-C., Blondel, B., Goffinet, F., Rey, G., Ancel, P.-Y., Zeitlin, J., & Chalumeau, M. (2022). Recent historic increase of infant mortality in France : A time-series analysis, 2001 to 2019. *The Lancet Regional Health - Europe*, 16(100339), 1-8. <https://doi.org/10.1016/j.lanepe.2022.100339>
- Turck, D. (2005). Allaitement maternel : Les bénéfices pour la santé de l'enfant et de sa mère. *Archives de Pédiatrie*, 12(Supplement 3), S145-S165. <https://doi.org/10.1016/j.arcped.2005.10.006>
- UN DESA. (2019a). *International migrant stock 2019 : Country Profiles*. International migrant stock 2019. <https://www.un.org/en/development/desa/population/migration/data/estimates2/countryprofiles.asp> [Consulté, le 04/01/2021]
- UN IGME. (2019). *Levels & Trends in Child-Report 2019* (p. 1-52). [Consulté, le 15/01/2021]
- UNFPA. (2023). *Maternal Health Analysis of Women and Girls of African Descent in the Americas* (p. 27 p.). <https://www.unfpa.org/publications/maternal-health-analysis-women-and-girls-african-descent-americas> [Consulté, le 29/07/2023]
- Väisänen, H., Remes, H., & Martikainen, P. (2022). Perinatal health among migrant women : A longitudinal register study in Finland 2000-17. *SSM - Population Health*, 20(101298), 1-11. <https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2022.101298>
- van der Waerden, J., Nakamura, A., Pryor, L., Charles, M.-A., El-Khoury, F., & Dargent-Molina, P. (2019). Domain-specific physical activity and sedentary behavior during pregnancy and postpartum depression risk in the French EDEN and ELFE cohorts. *Preventive Medicine*, 121, 33-39. <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2019.02.012>

- Van Kemenade, S., Roy, J.-F., & Bouchard, L. (2006). *Réseaux sociaux et populations vulnérables : Résultats de l'enquête sociale générale*. *Santé Canada*, 12, 16-20.
- Van Kippersluis, H., O'Donnell, O., & Van Doorslaer, E. (2011). Long-Run Returns to Education : Does Schooling Lead to an Extended Old Age? *Journal of Human Resources*, 46(4), 695-721. <https://doi.org/10.3368/jhr.46.4.695>
- Van Leeuw, V., & Leroy, C. (2020). *Santé périnatale en Région bruxelloise* [Centre d'Épidémiologie Périnatale, 2021].
- Vang, Z. M., Sigouin, J., Flenon, A., & Gagnon, A. (2017). Are immigrants healthier than native-born Canadians? A systematic review of the healthy immigrant effect in Canada. *Ethnicity & Health*, 22(3), 209-241. <https://doi.org/10.1080/13557858.2016.1246518>
- Vang, Z., Sigouin, J., Flenon, A., & Gagnon, A. (2015). *The Healthy Immigrant Effect in Canada : A Systematic Review," Population Change and Lifecourse Strategic Knowledge Cluster*. 3(1), 1-43. <https://ir.lib.uwo.ca/pclc/vol3/iss1/4>
- van San, M. (2004). Des quartiers de mauvaise réputation. L'image de la criminalité dans deux quartiers en Belgique. *Déviance et Société*, 28(2), 211-231. <https://doi.org/10.3917/ds.282.0211>
- Vanthomme, K., & Vandenheede, H. (2019). Trends in Belgian cause-specific mortality by migrant origin between the 1990s and the 2000s. *BMC Public Health*, 19(410), 1-16. <https://doi.org/10.1186/s12889-019-6724-2>
- Vink, M. P. (2013). *Immigrant integration and access to citizenship in the European Union : The role of origin countries* (INTERACT, 2013/05; Migration Policy Centre). Migration Policy Centre. <https://cadmus.eui.eu/handle/1814/29567>
- Wagner, A. K., Soumerai, S. B., Zhang, F., & Ross-Degnan, D. (2002). Segmented regression analysis of interrupted time series studies in medication use research. *Journal of Clinical Pharmacy and Therapeutics*, 27(4), 299-309. <https://doi.org/10.1046/j.1365-2710.2002.00430.x>
- Wagner, S., Kersuzan, C., Gojard, S., Tichit, C., Nicklaus, S., Geay, B., Humeau, P., Thierry, X., Charles, M.-A., Lioret, S., & Lauzon-Guillain, B. (2015). *Durée de l'allaitement en France selon les caractéristiques des parents et de la naissance. Résultats de l'étude longitudinale française Elfe, 2011*. *Bull Epidemiol Hebd*, 29, 522-530.
- Wagstaff, A., & Nguyen, N. N. (2002). *Poverty and Survival Prospects of Vietnamese Children under Doi Moi*. The World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-2832>
- Wallace, M., Khlát, M., & Guillot, M. (2019). Mortality advantage among migrants according to duration of stay in France, 2004–2014. *BMC Public Health*, 19(1), 327. <https://doi.org/10.1186/s12889-019-6652-1>
- Wallace, M., Khlát, M., & Guillot, M. (2020). Infant mortality among native-born children of immigrants in France, 2008–17 : Results from a socio-demographic panel survey. *European Journal of Public Health*, 1-8. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckaa186>

- Wallace, M., & Kulu, H. (2014). Low immigrant mortality in England and Wales : A data artefact? *Social Science & Medicine*, 120, 100-109. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.08.032>
- Wallace, M., & Wilson, B. (2021). Age variations and population over-coverage : Is low mortality among migrants merely a data artefact? *Population Studies*, 1-18. <https://doi.org/10.1080/00324728.2021.1877331>
- Watson, T. (2006). Public health investments and the infant mortality gap : Evidence from federal sanitation interventions on U.S. Indian reservations. *Journal of Public Economics*, 90(8), 1537-1560. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2005.10.002>
- Weitoft, G. R., Gullberg, A., Hjern, A., & Rosèn, M. (1999). Mortality statistics in immigrant research : Method for adjusting underestimation of mortality. *International Journal of Epidemiology*, 28(4), 756-763. <https://doi.org/10.1093/ije/28.4.756>
- WHO Regional Office for Europe. (2007). *Fatherhood and Health outcomes in Europe* (Summary E91129).
- Willson, A. E., Shuey, K. M., & Elder, Jr., G. H. (2007). Cumulative Advantage Processes as Mechanisms of Inequality in Life Course Health. *American Journal of Sociology*, 112(6), 1886-1924. <https://doi.org/10.1086/512712>
- Yun, M.-S. (2004). Decomposing differences in the first moment. *Economics Letters*, 82(2), 275-280. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2003.09.008>
- Yun, M.-S. (2005). A simple solution to the identification problem in detailed wage decompositions. *Economic Inquiry*, 43(4), 766-772. <https://doi.org/10.1093/ei/cbi053>
- Zeitlin, J., Combier, E., Levallant, M., Lasbeur, L., Pilkington, H., Charreire, H., & Rivera, L. (2011). Neighbourhood socio-economic characteristics and the risk of preterm birth for migrant and non-migrant women : A study in a French district: Neighbourhood characteristics and preterm birth. *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 25(4), 347-356. <https://doi.org/10.1111/j.1365-3016.2011.01201.x>
- Zeitlin, J., Mortensen, L., Prunet, C., Macfarlane, A., Hindori-Mohangoo, A. D., Gissler, M., Szamotulska, K., van der Pal, K., Bolumar, F., Andersen, A.-M. N., Ólafsdóttir, H. S., Zhang, W.-H., Blondel, B., Alexander, S., & Euro-Peristat Scientific Committee. (2016). Socioeconomic inequalities in stillbirth rates in Europe : Measuring the gap using routine data from the Euro-Peristat Project. *BMC Pregnancy and Childbirth*, 16(1), 15. <https://doi.org/10.1186/s12884-016-0804-4>

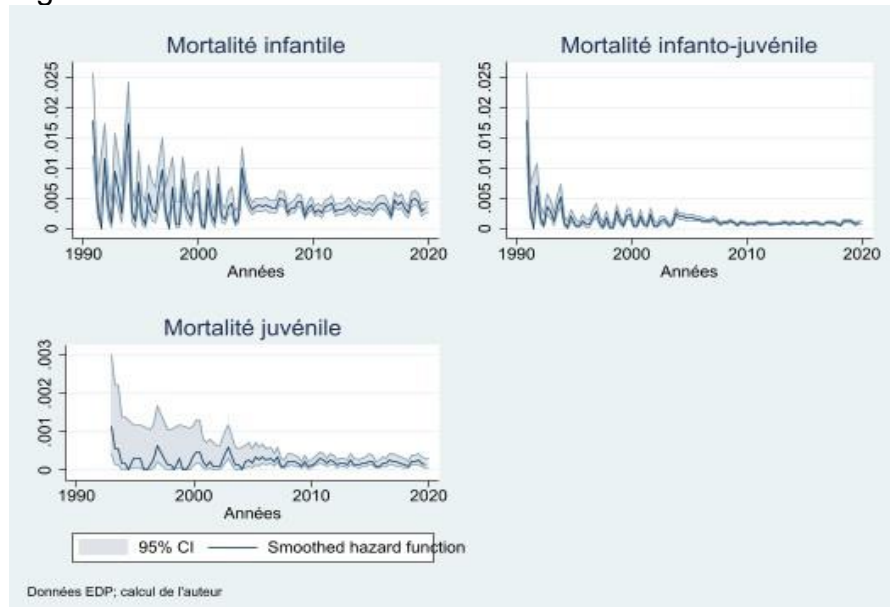
- Zhao, J., Xue, L., & Gilkinson, T. (2010). *État de santé et capital social des nouveaux immigrants. Données probantes issues de l'Enquête longitudinale auprès des immigrants du Canada*. Recherche et Evaluation.
<https://www.canada.ca/content/dam/ircc/migration/ircc/francais/pdf/recherche-stats/donnees-immigrants.pdf>
- Zufferey, J. (2017). *Pourquoi les migrants vivent-ils plus longtemps ? Les inégalités face à la mort en Suisse (1990–2008)*. (Editions scientifiques internationales, Vol. 24). Die Deutsche Nationalbibliothek.

ANNEXES GENERALES

- **Tendances de la mortalité des enfants en France pendant la période 1990-2020**

La figure AG-1 est une courbe de risque de décès infantile, juvénile et infanto-juvénile de la période allant de 1990 à 2020. Cette courbe décrit les tendances de la mortalité des enfants pendant cette période. On observe une variation assez forte de la mortalité des enfants avant 2005 quel que soit l'indicateur considéré. Au-delà de cette période et surtout à partir de 2010, on note une stagnation dans l'évolution de la mortalité des enfants (tout indicateur compris). Ce graphique montre également que le risque de décéder est plus élevé dans le cas infantile et une baisse de mortalité à ce niveau entraîne évidemment une baisse dans les autres indicateurs. Cela se comprend aisément dans la mesure où la petite enfance est une période de forte fragilité qui concentre la plupart de la mortalité des enfants. Comparée aux autres groupes d'âge, la mortalité juvénile (entre 1 et 5 ans) est la moins forte mais également la moins précise possible en termes d'estimations du fait d'un intervalle de confiance souvent plus éloigné de l'estimation ; surtout pour la période d'avant 2010.

Figure AG. 1: Tendances de la mortalité des enfants en France, 1990-2020



- **Analyse comparative de la mortalité infantile et infanto-juvénile en France**

En comparant la mortalité infantile et celle infanto-juvénile, il ressort quelques différences notamment en ce qui concerne la mortalité des enfants de mère immigrée et de père natif et les enfants nés de mère immigrée d'Europe de l'Est. En effet, on observe une surmortalité infanto-juvénile chez les enfants nés de de mère immigrée et de père natif alors que dans le cas de la mortalité infantile, aucune différence significative n'a été mise en évidence. Chez les enfants d'immigrés d'Europe de l'Est, on observe la surmortalité infantile contrairement à la mortalité infanto-juvénile pour laquelle aucune différence statistique n'a été observée.

Tableau AG-1:Analyse comparative de la mortalité infantile et infanto-juvénile en France

Origine des parents	Mortalité infantile		Mortalité infanto-juvénile	
	HR		HR	
Parents immigrés	1,46***	(1,26-1,68)	1,50***	(1,32-1,72)
Mère immigrée & père natif	1,17	(0,98-1,40)	1,27**	(1,11-1,46)
Père immigré & Mère native	1,26**	(1,09-1,46)	1,24**	(1,05-1,45)
Parents natifs	Réf		Réf	
Origine de la mère				
Afrique Subsaharienne	1,96***	(1,65-2,34)	1,97***	(1,69-2,29)
Afrique du Nord	1,38***	(1,19-1,61)	1,37***	(1,18-1,58)
Europe de l'Est	1,64*	(1,08-2,50)	1,28	(0,89-1,84)
Autre Europe	0,92	(0,65-1,33)	1,10	(0,84-1,45)
Asie	1,24	(0,97-1,59)	1,13	(0,90-1,42)
Autres	1,80***	(1,79-2,55)	1,99***	(1,55-2,55)
Native	Réf		Réf	

Note : IC 95% entre parenthèse : ***p<0.001; **p<0.01 ; *p<0.05,

Modèles ajustés aux caractéristiques des parents et de l'enfant

Source : Nos calculs à partir des données EDP, 1990-2020

- **Qualité des données**

Tableau AG-1: EDP, valeurs manquantes par variable

Variables	Valeurs manquantes (%)
Origine de la mère	1,21
Origine du père	4,79
Sexe de l'enfant	0,00
Naissance jumélaire	1,06
Region de naissance en France	0,00
CSP de la mère	25,74
CSP du père	14,83
Age de la mère	0,96
Age du père	4,79
Soutien paternel	4,41
Parents mariés	0,00
Proportion de naissance d'enfants d'immigrés dans la commune	0,00

Tableau AG-2: Données belges, valeurs manquantes par variable

Variables	Valeurs manquantes (%)
Origine de la mère	2,91
Origine du père	4,55
Sexe de l'enfant	0,00
Naissance jumélaire	0,63
Region de naissance en Belgique	0,63
Indice de positionnement socioéconomique de la mère	3,23
Indice de positionnement socioéconomique du père	5,00
Age de la mère	(0,10) 7,87
Age du père	(0,10) 7,87
Sexe de l'enfant	0,00
Statut matrimonial des parents	5,03

Note : Les valeurs manquantes entre parenthèse sont calculées par la méthode d'imputation.

Source : Nos calculs à partir des données belges

- **Participation aux conférences**

Communication orale intitulée : « Les deux parents comptent : une analyse en décomposition des inégalités de mortalité infanto-juvénile selon le statut migratoire en Belgique », XXIIème Colloque de l'AIDELF : Démographie et mobilités, du 27 au 30 août 2024, Aveiro (Portugal).

Oral communication on “Excess under-5 mortality of children born to immigrants: longitudinal evidence from France” (Enhanced version of a previous communication), Wittgenstein Centre Conference (WIC) 2023 on Exploring Population Heterogeneities, 06-07 December 2023, Vienna (Austria).

Oral communication on “Excess under-5 mortality of children born to immigrants: longitudinal evidence from France”, Second Migrantlife Symposium, 29-30 June 2023, St Andrews (Scotland).

Oral communication on “Under-5 mortality according to migratory origin in France and Belgium. Some lessons to be learned”, Workshop on “Health and Mortality Among Immigrants and their Descendants in Europe and the US”, 07 June 2023, Ined, Paris.

Oral communication on “What drives the gap? Applying the Oaxaca-Blinder decomposition method to examine immigrant-native difference in under-5 mortality in France”, The 28th Annual Population Postgraduate Conference-PopFest, 26-28 October 2022, Florence (Italy).

Poster entitled “Inequalities in under-5 mortality. What about parental origin?” presented on the VI Portuguese Demography Conference, the 13th - 14th October 2022, Lisbon (Portugal)

- **Séjour de recherche doctorale**

French Institute for Demographic Studies (Ined), June 06-August 05, 2022, Paris (France).

French Institute for Demographic Studies (Ined), October 04-November 11, 2021, Paris (France).

- **Cours / Formation**

IneqKill workshop (with Sean Clouston) in the Fundamental Cause Theory on the VUB Campus, Brussel, 19/09/2023.

IUSSP online training: Machine learning tools for the analysis of migration trajectories, 13 and 15 June 2023.

9th KOSTAT-UNFPA Summer Seminar (online) on Population, workshop 1: R in Demography, July 27-August 5, 2022.

Online course in Data Visualization, International Max Planck Research School for Population, June 14-18, 2021.

Colloque “Publish or perish”, Louvain-la-Neuve (Belgium), December 6th, 2021

Online seminar “Publish or perish...What about your mental health?” organized by the international researchers WG of the CORSI, June 03, 2021.

Online Summer Institutes of Computational Social Science (SICSS)-Montréal, June 7-25, 2021.

Online seminars of Flanders Training Network for Methodology and Statistics: Handling Missing Data: the BASICS (October 21st, 2020), Missing data (November 16, 17, 19 & 20, 2020), resampling method (February 17th, 2021), Limited Dependent Variable Models (May 12th, 2021), Data Visualization (November 18th, 2020), Data transformation: the Good, the Bad, the Ugly (December 15th, 2020), Structural Equation Modeling (November 25th, 2020), Scraping tables from PDFs with pdftools package in R (February 10th & 17th, 2021).

Cours intitulés Introduction à la réalisation d'enquêtes en ligne avec LimeSurvey (14/12/2020-15/12/2020), Introduction au calcul de taille d'échantillon (24/09/2021-24/09/2021), Introduction aux modèles mixtes avec R - Formation organisée via Teams (14/06/2021-18/06/2021), Préparation et mise en place d'une enquête (24/01/2022-25/01/2022), Write and publish your work in an R-package (26/11/2021) organisés par SMCS (Support en Méthodologie et Calcul Statistique), Louvain-la-Neuve.

1er Symposium International FAB.ISS « La fabrique des inégalités sociales de santé passée au crible de toutes les sciences sociales » Institut Fédératif d'Etudes et de Recherches Interdisciplinaires Santé Société, du 10 décembre 2020 au 28 janvier 2021.

Participation à l'atelier « Introduction aux sondages de courbes » dans le cadre du 11ème Colloque International Francophone sur les Sondages, organisé par la Société France De Statistique à Bruxelles, 06-08 octobre 2021.

Online course “Introduction to curve sampling” as part of the 11th International Francophone Conference on Survey, Brussels, October 06-08, 2021.

Séminaire (en ligne) sur les plans de gestion des données (PGD) organisé par la Plateforme Universitaire des Données de Poitiers (PUD-UP), le 11/02/2021.

Colloque « Panels et cohortes statistiques, quels nouveaux outils pour éclairer le débat public ? » organisé par le CNIS (Conseil National français de l'Information Statistique), le 24 novembre 2020.

Atelier méthodologique en ligne organisé par la PUD (Plateforme Universitaire de données) de Dijon, Maison des Sciences de l'Homme, le 25 septembre 2020.

Research training on Fundamentals of Digital and Computational Demography – online course organized by the International Advanced Studies in Demography Research Training Program and the International Max Planck Research School for Population, Health and Data Science, November 09-13, 2020.

Certificate of completion in Digital and Computational Demography, International Advanced Studies in Demography Research Training Program and the International Max Planck Research School for Population, Health and Data Science, November 18, 2020.

- **Autres**

Intervention au cours « Théories sociodémographiques », présentation intitulée « Théorie de l'effet immigrant en bonne santé », Louvain-la-Neuve, 29 avril 2024.

Oral communication on “Both Parents Matter: Under-5 mortality and integration through internal migration”, March 2024, Ineqkill trimestral in-person meetings, Louvain-la-Neuve.

Oral communication on “Both Parents Matter: A Decomposition Analysis of Under-5 Mortality according to Parental Migratory Origin in Belgium”, December 2023, Ineqkill trimestral in-person meetings, Ghent.

Oral communication on “U5M according to migration background in Belgium”, Vrije Universiteit Brussel (VUB), Brussels, September 22, 2023, Annual Meeting Advisory Board INEQKILL.

Member of the organization committee of the Belgian Demography Day (organized in Louvain-la-Neuve on April 26, 2023).

Intervention au cours « Enjeux et défis démographiques au 21^e siècle », présentation intitulée « Nous ne sommes pas tous égaux en termes de santé », Louvain-la-Neuve, 10 décembre 2020.

Communication on “Under-5 mortality according to parental origin in France & Belgium” IneqKill online meeting, February 27, 2023.

Communication on “Under-five Mortality (U5M) of children born to native and immigrant mothers in France & Belgium, Internal Seminar of Unité « Mortalité, Santé Epidémiologie », June 2022, Ined (Paris).

Communication on “What drives the gap? Applying the Oaxaca-Blinder decomposition method to examine immigrant-native difference in under-5 mortality in France”, Midi de la Recherche Seminar, September 29, 2022, Louvain-la-Neuve.

Communication on “Under-five Mortality (U5M) of children born to native and immigrant mothers in France & Belgium”, PhD seminar, February 2021, Louvain-la-Neuve.

