

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

Comment la séparation parentale affecte-t-elle les intentions d'avoir un premier enfant chez les enfants adultes en Allemagne ?

Analyse quantitative à partir des données PAIRFAM

Auteur : Sacha Van Duyse
Promoteur(s) : Ester Rizzi
Lecteur(s) : Alice Rees
Année académique 2022-2023
Master en science de la population et du développement à finalité
démographique

Déclaration de déontologie

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

Signature :

A handwritten signature in black ink, appearing to read 'Druye'. The letters are cursive and somewhat stylized, with a large initial 'D'.

Avant-propos

Je tiens tout d'abord à exprimer ma profonde gratitude à Ester Rizzi pour avoir accepté de reprendre la supervision de mon mémoire en cours de route. Sa disponibilité, sa bienveillance et les nombreuses heures passées à répondre à mes questions et à mes préoccupations ont été d'une valeur inestimable. J'ai eu la chance d'être encadrée de manière exceptionnelle.

Je souhaite également remercier chaleureusement Alice Rees d'avoir accepté, à la dernière minute, de devenir lectrice de mon mémoire. Son dévouement envers ses étudiants est admirable et j'en suis très reconnaissante.

Un sincère merci à l'ensemble du corps professoral du département de recherche DÉMO pour votre présence et votre investissement envers vos étudiants. Votre passion et vos connaissances transmises avec enthousiasme ont été une source d'inspiration.

Mes remerciements vont également à Damiano Ucheddu pour son précieux soutien dans la création de graphiques clairs et concis dans STATA, contribuant ainsi à rendre la lecture de mon mémoire plus compréhensible.

Je souhaite exprimer ma reconnaissance envers Sophie Lambert, Marie Gilot et toute l'équipe du secrétariat PSAD, qui accomplit un travail colossal dans l'ombre et est toujours présente pour répondre à nos questions.

Un grand merci à mes proches, à tous ceux qui ont pris de mes nouvelles et m'ont soutenue tout au long de ce parcours. Je souhaite particulièrement remercier ma maman et Amadéo, qui ont été d'un soutien infaillible tout au long de mon cursus, ont cru en moi et m'ont permis d'accomplir l'écriture de ce mémoire aujourd'hui.

Enfin, je tiens à remercier ma cohorte, et plus particulièrement Naji Anfar, d'avoir partagé ces deux années de master avec moi. Votre présence et votre joie de vivre ont illuminé nos deux années d'étude.

À ma chère cousine Marine, une étoile brillant en plus dans le Ciel. Ta vivacité d'esprit, ta réussite exemplaire et ta joie de vivre ont été une source d'inspiration pendant l'écriture de ce mémoire.

Table des matières

<i>Liste des tableaux</i>	11
<i>Liste des figures</i>	11
<i>Liste des tableaux en annexe</i>	12
<i>Introduction</i>	13
<i>Chapitre 1 : cadre contextuel</i>	17
1. Contexte en Allemagne	17
<i>Chapitre 2 : Revue de la littérature</i>	19
1. Confrontation de la première hypothèse.....	20
2. Confrontation de la deuxième hypothèse	23
3. Confrontation de la troisième hypothèse	25
4. Conclusion.....	27
<i>Chapitre 3 : Données et méthode</i>	29
1. Les données utilisées	29
2. Identification de l'échantillon	32
3. Description des variables	33
3.1. Variable dépendante	34
3.2. Variable indépendante	35
3.3. Potentielles variables intermédiaires	38
3.4. Variables de contrôle	39
3.5. Autres variables	42
3.6. Tableau récapitulatif des variables	44
4. Méthodologie	46
4.1. Littérature scientifique et choix de la méthode d'analyse.....	46
4.2. La régression linéaire.....	48
4.3. Choix méthodologiques	52
<i>Chapitre 4 : Résultats</i>	55
1. Test d'homoscédasticité	55

2. Effets bruts.....	55
3. Effets bruts et modèles multivariés.....	61
3.1. Effets de la variable indépendante	61
3.2. Effets des autres variables	64
<i>Chapitre 5 : Analyses de la robustesse des résultats.....</i>	71
1. Intention d’avoir un deuxième enfant	71
1.1. Description des données	72
1.2. Effets bruts et modèles multivariés.....	73
2. Sélection des individus en couple	79
2.1. Description des données	80
2.2. Effets bruts et modèles multivariés.....	80
3. Changement dans la variable dépendante	85
3.1. Effets bruts et modèles multivariés.....	86
<i>Conclusion, limites et discussion.....</i>	93
<i>Bibliographie.....</i>	103
Site	108
<i>Annexes</i>	111

Liste des tableaux

<i>Tableau 1 — description des variables et des données.....</i>	<i>45</i>
<i>Tableau 2 – Effets bruts des différentes variables sur la variable dépendante.....</i>	<i>60</i>

Liste des figures

<i>Figure 1 — schématisation de ce travail.....</i>	<i>20</i>
<i>Figure 2 — modèles de probabilité linéaire principale</i>	<i>69</i>
<i>Figure 3 — modèles de probabilité linéaire sur les intentions d'avoir un deuxième enfant</i>	<i>78</i>
<i>Figure 4 — modèle de probabilité linéaire sur la sélection des individus en couple.....</i>	<i>84</i>
<i>Figure 5 — schéma de l'architecture de la variable « int_first_k_2Y »</i>	<i>86</i>
<i>Figure 6 — modèle de probabilité linéaire sur le changement de la variable dépendante.....</i>	<i>91</i>

Liste des tableaux en annexe

<i>Annexe 1 — Modèle de probabilité linéaire principale.....</i>	<i>112</i>
<i>Annexe 2 — Échantillon des individus ayant un enf.....</i>	<i>113</i>
<i>Annexe 3 — modèle de probabilité linéaire sur les intentions d’avoir un deuxième enfant.....</i>	<i>114</i>
<i>Annexe 4 — Échantillon sur la sélection des individus en couple ...</i>	<i>115</i>
<i>Annexe 5 — modèle de probabilité linéaire sur la sélection des individus en couple.....</i>	<i>116</i>
<i>Annexe 6 — modèles de probabilité linéaire sur la modification variable dépendante.....</i>	<i>117</i>

Introduction

Depuis 1970, le « faire famille » se transforme et se complexifie (Déchaux & Le Pape, 2021). Les normes familiales évoluent, se redéfinissent et se multiplient. En effet, la famille est en constante évolution et se construit parallèlement à l'évolution de la société (Devreux, 1985 ; Wunsch, 2003). À la suite de la première transition démographique (qui explique la baisse de fécondité et de mortalité), la deuxième transition démographique apparaît. Celle-ci survient après la Seconde Guerre mondiale (Van de Kaa, 1987) et cherche à expliquer les changements dans les dynamiques familiales qui s'effectuent conjointement aux changements sociétaux (Lesthaeghe, 2014). La seconde transition démographique est caractérisée par une dissolution du lien entre mariage et procréation, une démocratisation de la contraception, une baisse des mariages et une augmentation de la cohabitation (Zaidi & Morgan, 2017). Cette seconde transition est également caractérisée, et ce, toujours selon le même auteur, par une augmentation du nombre de divorces et de séparations, mais aussi par le fait que le niveau de fécondité soit désormais sous le seuil de remplacement ou encore par le fait que l'âge à la première maternité ait augmenté. Toutes ces nouvelles caractéristiques vont venir bousculer la manière de faire famille augmentant par conséquent la complexité des dynamiques familiales (Andersson & al., 2017 ; Quintart, 2018).

C'est précisément parce que le faire famille se modifie et qu'il se décline d'une multitude de manière qu'il est intéressant d'étudier toutes les dynamiques qui tournent autour. Il serait prétentieux de vouloir tout expliquer, néanmoins à travers ce travail nous allons tenter d'étudier un petit morceau de cet univers complexe. Dans ce cas précis, l'objet de ce travail sera d'étudier comment la séparation parentale, caractéristique clé de la seconde transition démographique et enjeu sociétal actuel, influence les intentions d'avoir un premier enfant. L'étude portera plus précisément sur la population allemande âgée de 24 à 49 ans en 2018-2019. La question de recherche est

donc la suivante : « **Comment la séparation parentale influence-t-elle les intentions d'avoir un premier enfant chez les enfants adultes en Allemagne ?** » Afin de pouvoir répondre correctement à cette question, nous allons poser trois hypothèses que nous chercherons à tester tout au long de ce travail. *La première consiste à penser qu'avoir ses parents séparés a un effet négatif sur les intentions de devenir parent pour la première fois (H1). La deuxième s'interroge sur le fait que le niveau de bonheur a un effet intermédiaire sur la relation entre l'effet d'avoir ses parents séparés et les intentions d'avoir un premier enfant (H2). Et, la troisième hypothèse postule qu'être ou non en couple a un effet intermédiaire sur la relation étudiée dans ce travail, c'est-à-dire, l'effet de la séparation parentale sur les intentions d'avoir un premier enfant (H3).*

Ce travail prendra la structure suivante : le chapitre un sera bref, mais posera les bases du contexte démographique allemand. Il nous semblait pertinent d'insérer un rappel sur le sujet afin d'asseoir les bases et mieux appréhender la suite du travail. Le chapitre deux sera destiné à faire l'état des lieux en ce qui concerne la littérature existante sur les sujets abordés par les trois hypothèses présentes ci-dessus. Dans ce chapitre, vous pourrez tout d'abord trouver un schéma permettant de visualiser la recherche et les dynamiques entre les différentes variables mobilisées dans ce travail. Ensuite, toujours dans le chapitre deux, vous trouverez trois sous-parties traitant chacune d'une des trois hypothèses. Le troisième chapitre sera consacré à la méthodologie. Dans cette partie, vous découvrirez une description fine de la recodification des différentes variables, une brève revue de la littérature méthodologique, une justification des choix concernant la démarche et un exposé théorique du fonctionnement de la méthode. Le quatrième chapitre portera sur l'analyse principale de ce travail et sera divisé en deux parties. La première étudiera les effets bruts de chaque variable sur la variable dépendante. Et la deuxième sera consacrée à l'analyse de quatre modèles statistiques obtenus par le biais de modèles de probabilité linéaires. Et enfin, avant la conclusion, la présentation des limites et la discussion un cinquième chapitre comprenant les tests de robustesses sera présenté. Ce dernier chapitre aura pour but de faire varier l'échantillon ou les variables de l'analyse

principale afin de voir si les résultats obtenus dans celle-ci sont robustes. Ce chapitre sera divisé en trois sous parties où chacune d'elle représente un test de robustesse.

Ce travail de recherche sera axé sur l'analyse quantitative des données provenant des répondants de référence de la vague 11 de la base de données PAIRFAM. L'échantillon étudié sera composé d'individus allemands âgés de 24 à 48 ans en 2018/2019. Les données de cette base seront analysées et traitées à l'aide du logiciel Stata 17 afin d'obtenir des résultats significatifs et exploitables. Tout au long de ce travail, des choix méthodologiques vont être posés et réfléchis afin de faire des choix cohérents et privilégier les méthodes d'analyses adéquates. En effet, la question de recherche, les hypothèses, l'échantillonnage, la recodification des variables, la méthode d'analyse utilisée et la structure du travail sont le fruit de longues réflexions mesurant les différentes options et privilégiant celles qui semblaient les plus adaptées. Par ailleurs, divers types de statistiques seront mobilisés dans ce travail tels que des statistiques descriptives et des méthodes d'analyses multivariées comme les modèles de probabilité linéaire.

Chapitre 1 : cadre contextuel

1. Contexte en Allemagne

En Allemagne, comme dans les autres pays de l'Europe, les configurations familiales ont profondément changé (Ayerbe, 2016) depuis 1950. D'une part, le nombre de mariages est en chute libre et passe de 11 mariages pour 1000 habitants en 1950 à 6,3 en 1980 puis à 5,1 en 2000 et tourne aujourd'hui autour des 4,3 (Destatis, consulté le 3 janvier 2023). Par ailleurs, le nombre de divorces prononcés par an pour 1000 habitants a d'abord augmenté passant de 0,93 en 1951 à 1,65 en 1985 pour ensuite atteindre les 2,62 divorces par 1000 habitants en 2003 et finalement redescendre autour des 1,72 pour l'année 2021 (Destatis, consulté le 3 janvier 2023). Ces chiffres témoignent du fait que l'Allemagne soit dans la seconde transition démographique. En effet, on peut observer ici une diminution du nombre de mariages témoignant du fait que le nombre de cohabitations augmente. Et, parallèlement à cela, le nombre de divorces augmente également. Sa diminution après les années 2000 est la conséquence de la baisse du nombre de mariages qui entraîne la baisse des divorces. En effet, selon Ayerbe (2016), l'union libre est en pleine expansion et, lors de l'année de sortie de son article, c'était même devenu la norme pour les cohortes allemandes de 35 ans et moins. En revanche, pour les cohortes âgées de plus de 50 ans, cette situation est nettement plus rare. Dès lors, dans notre cas, nous allons étudier les conséquences des divorces survenus au début de la seconde transition démographique sur les individus devenus maintenant adultes.

En ce qui concerne la fécondité, l'Allemagne connaît un taux de fécondité relativement faible et hérite d'une longue tradition de basse fécondité (Ruckdeschel, 2011). En effet, le pays observait 1,45 enfant par femme en 1990 touchant ensuite le 1,25 enfant par femme en 1995 et remontant petit à petit en atteignant les 1,5 en 2015 et, pour finir, comptant

en moyenne 1,58 enfant par femme en 2021 (Destatis, consulté le 3 janvier 2023). À titre de comparaison, la moyenne européenne était de 1,56 en 2019 (Insee, consulté le 3 janvier 2023).

Par ailleurs, en ce qui concerne le taux de dépendance des personnes âgées, celui-ci est de 39,7 pour 100 travailleurs. Il est projeté à 58 % pour 2050 et 63 % en 2070 (OCDE, consulté le 4 janvier 2023). L'Allemagne voit donc sa population vieillir fortement. De plus, la part de la population âgée de moins de 15 ans représente seulement 14 % de la population totale en 2021 alors que la moyenne des pays de l'OCDE est de 17,6 %. Dès lors, en 2021, la population en âge de travailler est seulement de 46 %. Et cette proportion risque de diminuer dans les années à venir. L'Allemagne, le pays avec la plus grande population en Europe, 83 millions d'habitants en 2021 (OCDE, consulté le 4 janvier 2023), est donc, due à sa population vieillissante, face à un défi démographique de taille (Stark & Wissmann, 2017). Deux solutions peuvent être mises en place pour limiter le vieillissement de la population : ouvrir la migration ou favoriser les naissances. Dans ce travail, nous allons nous concentrer sur la deuxième option. Nous allons tenter de mieux comprendre les répercussions des séparations et des divorces sur les intentions de fécondité. Par conséquent, ce travail pourra peut-être apporter sa pierre à l'édifice afin de mieux comprendre la population et ainsi, faire face au vieillissement de la population d'une manière plus adéquate.

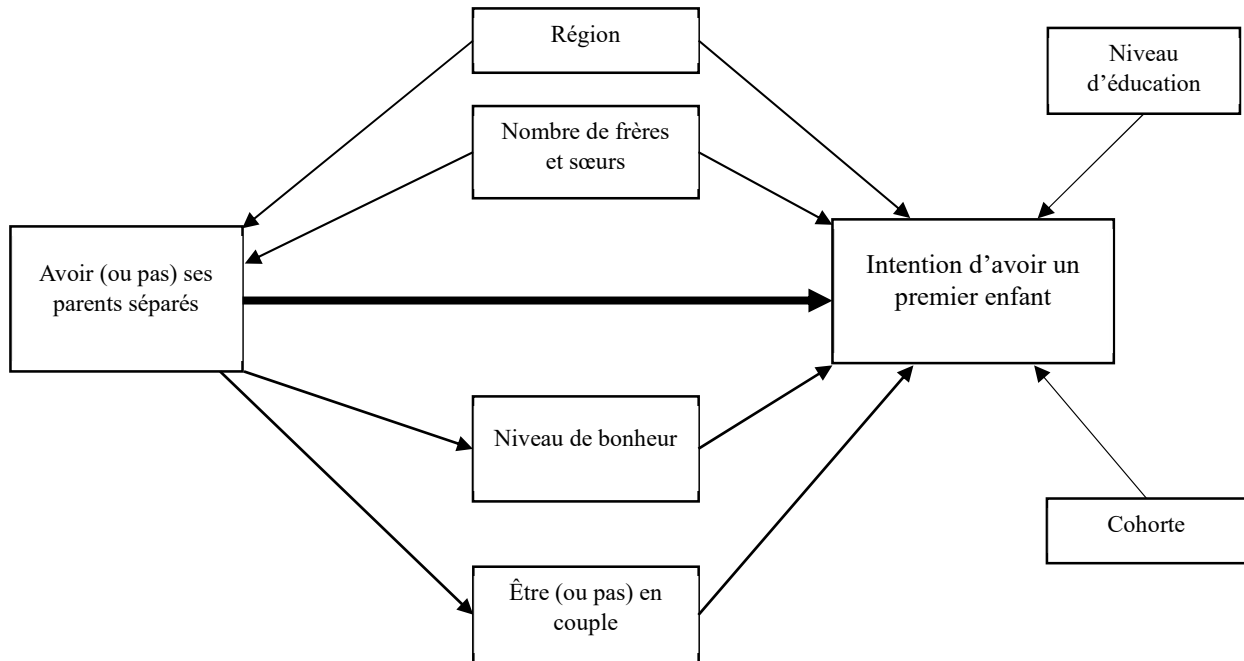
Chapitre 2 : Revue de la littérature

Cette partie consistera à faire un exposé de ce qui a déjà été fait d'un point de vue scientifique sur les sujets abordés dans ce travail. Pour rappel, l'objectif de ce travail est de répondre à la question de recherche suivante : **« comment la séparation parentale influence-t-elle les intentions d'avoir un premier enfant chez les enfants adultes en Allemagne ? »** Afin de pouvoir répondre correctement à cette question, 3 hypothèses seront posées et chercheront à être testées dans la suite du travail. *La première consiste à penser qu'avoir ses parents séparés a un effet négatif sur les intentions de devenir parent pour la première fois (H1). La deuxième s'interroge sur le fait que le niveau de bonheur a un effet intermédiaire sur la relation entre l'effet d'avoir ses parents séparés et les intentions d'avoir un premier enfant (H2). Et, la troisième hypothèse postule qu'être ou non en couple a un effet intermédiaire sur la relation étudiée dans ce travail, c'est-à-dire, l'effet de la séparation parentale sur les intentions d'avoir un premier enfant (H3).*

Dans le chapitre 4, quatre modèles de probabilité linéaire seront réalisés afin de tester ces trois hypothèses. Toutes les variables décrites dans le chapitre 3 seront incluses dans ces modèles. C'est-à-dire l'intention d'avoir un premier enfant (variable dépendante), avoir ou non ses parents séparés (variable indépendante), le niveau de bonheur (possible variable intermédiaire), être ou non en couple (possible variable intermédiaire), des variables de contrôles ; la région, le nombre de frères et sœurs ainsi que trois variables explicatives importantes : le sexe, l'âge et le niveau d'éducation.

Voici un schéma permettant de visualiser les relations que nous cherchons à étudier entre les différentes variables.

Figure 1 — schématisation de ce travail



Cependant, avant d'étudier les relations décrites ci-dessus, voici ce qu'il existe d'un point de vue théorique sur les différentes hypothèses. C'est grâce à la littérature et à un processus itératif qu'il a été possible de créer des hypothèses qui seront testées dans la suite du travail.

1. Confrontation de la première hypothèse

La première hypothèse sera, dans cette partie, confrontée et réfléchi à l'aide de la littérature. Celle-ci postule qu'avoir ses parents séparés a un effet négatif sur les intentions de fécondité et plus spécifiquement sur celle d'avoir un premier enfant. Pour commencer, nous allons nous concentrer sur les conséquences qu'un événement survenant durant l'enfance peut avoir sur le parcours de vie d'un enfant devenu adulte. Ensuite, nous étudierons plus spécifiquement les conséquences de la séparation parentale sur les comportements des individus devenus adultes. Et pour terminer, nous nous

concentrerons sur le lien direct entre la séparation parentale et les intentions d'avoir un premier enfant.

Pour commencer, nous savons que la famille et le milieu de naissance ont un rôle primordial dans la construction de l'individu et son parcours de vie. En effet, la famille d'origine et le milieu de naissance influencent la réussite scolaire et professionnelle ainsi que l'âge de la première maternité et la probabilité d'agrandissement des familles (Ekert-Jaffé, 2002 ; Samuel, 2008 ; Henri-Panabière, 2010). Diverses études ont examiné l'influence à l'âge adulte d'évènements survenus durant l'enfance. Par exemple, Blanpain (2010) s'est intéressé à la perte d'un parent durant l'enfance, Gélinas-Beaulieu (2011) a examiné l'effet de la maltraitance subie au début de sa vie et Paugam et al. (2010) ont montré que le fait d'être placé durant l'enfance peut influencer les comportements à l'âge adulte.

Par conséquent, nous pouvons penser que la séparation parentale survenant durant l'enfance affecte également le parcours de vie des individus devenus adultes. D'ailleurs, la séparation des parents durant l'enfance a été étudiée pour ses conséquences à court et long terme. Par exemple dans les articles de Rutter (1974), de Clarke-Stewart et al. (2000) ou encore de Bastaits, Mortelmans et Pasteels (2013) évaluant les conséquences de la séparation parentale sur le niveau d'éducation. De plus, certains auteurs, tels que Amato et James (2010), évoquent des conséquences à long terme de la séparation parentale : la séparation parentale peut entraîner une moins bonne santé physique, un niveau d'éducation plus faible, des difficultés dans les relations et un risque plus élevé de divorce. Ou encore Lin (2018), Kaufman & Uhlenberg (1998) qui expliquent que la relation parents-enfants à l'âge adulte est affectée par la séparation parentale. Mais également Savoie (2019) qui a découvert lors d'entretiens semi-directifs avec des adultes âgés de 24 à 38 ans que la séparation parentale peut affecter leur capacité à s'engager dans des relations sérieuses. Yu et Adler (2007) ont également montré que les enfants de parents séparés ont moins tendance à se marier ou à vivre en cohabitation. Ils ont aussi un risque accru de divorcer ou de rompre leur relation de couple, même si ce risque peut être atténué par le remariage des parents (Yu & Adler, 2007 ; Amato & James, 2010).

Chapitre 2 : Revue de la littérature

À l'aide des auteurs mentionnés ci-dessus, nous pouvons donc constater que la séparation parentale entraîne des conséquences sur le parcours de vie des individus à court et long terme. Et, bien que l'effet sur la parentalité de manière générale et plus particulièrement sur les intentions d'avoir un premier enfant ne soit pas mentionné ci-dessus, il est possible qu'un lien existe entre ces deux phénomènes. Nous explorerons cela dans le paragraphe suivant. En effet, nous avons souligné certaines conséquences de la séparation parentale et nous pouvons observer dans la littérature que ces conséquences semblent corrélées avec les intentions d'avoir un premier enfant.

Selon l'étude de Härkönen et Dronkers (2006), les enfants de parents divorcés ont tendance à avoir un niveau d'éducation plus faible — élément négativement corrélé avec la fécondité dans certains pays. Par ailleurs, toujours selon les mêmes auteurs, les enfants de parents séparés peuvent être moins susceptibles de se marier en raison de leur expérience de la séparation parentale vécue. En effet, les attitudes des enfants de parents séparés envers le mariage et la parentalité peuvent être différentes de celles des enfants de parents mariés. Cela peut affecter directement leurs intentions de fécondité. De plus, Merz (2012) explique que les individus ayant vécu un divorce parental durant leur enfance ont tendance à avoir des intentions négatives en matière de fécondité. Ceci s'expliquerait par leur confiance plus faible dans les relations et une stabilité moindre au sein de leur couple. Autre point notable : les femmes ayant des parents séparés ont leur premier enfant (si ce dernier existe) plus tôt que les femmes dont les parents ne sont pas séparés (Ongaro & Mazzuco, 2009).

Bien qu'à notre connaissance aucun article excepté Merz (2012) ne traite directement du lien entre la séparation parentale et les intentions d'avoir un premier enfant, nous pouvons poser l'hypothèse qu'un lien existe dans la littérature entre le fait d'avoir ses parents séparés et le fait de devenir parent. Ce travail pourra donc fournir des informations qui, à notre connaissance, n'existent pas sur la conséquence d'une séparation parentale sur les intentions d'avoir un premier enfant et plus spécifiquement en Allemagne. De plus, dans ces articles, les auteurs traitent principalement des séparations survenues durant l'enfance. En effet, à notre connaissance, aucun auteur ne s'est penché

sur les conséquences d'une séparation survenant à l'âge adulte sur l'enfant adulte. Il est donc important de noter que nous étudierons tous les individus ayant connu une séparation, que celle-ci survienne durant l'enfance ou à l'âge adulte.

2. Confrontation de la deuxième hypothèse

Il est maintenant temps d'examiner la seconde hypothèse en la confrontant à la littérature. Cette hypothèse questionne si le niveau de bonheur est une variable intermédiaire de la relation étudiée. Par conséquent, elle aborde à la fois les conséquences négatives de la séparation parentale sur le niveau de bonheur et l'effet du niveau de bonheur sur les intentions d'avoir un premier enfant. Nous allons tenter de confronter cette hypothèse à la littérature en analysant d'abord la première partie de l'hypothèse qui étudie l'impact négatif de la séparation parentale sur le niveau de bonheur. Dans un deuxième temps, nous allons nous concentrer sur la seconde partie, à savoir celle qui examine l'effet du niveau de bonheur sur les intentions d'avoir un premier enfant.

Dans la première partie, l'effet d'une séparation parentale durant l'enfance sur le bonheur de l'enfant à court terme sera d'abord abordé et ensuite, nous examinerons les conséquences à long terme sur le bonheur des adultes qui ont connu une rupture parentale durant l'enfance. Bien que ce travail ne s'intéresse pas directement à l'impact de la séparation parentale sur les enfants, il est important de comprendre les effets à court terme pour avoir une vue d'ensemble sur le sujet.

Ce paragraphe traite de l'effet de la séparation parentale sur le bien-être des enfants. Les auteurs mobilisés dans ce travail ont été publiés il y a 20-30 ans, mais sont mentionnés, car ils sont encore aujourd'hui une référence pour de nombreux articles et parce que le sujet a été beaucoup plus étudié à cette époque. Selon Amato & Keith (1991), la séparation parentale peut avoir des conséquences importantes sur le bien-être des enfants, mais cela dépend de nombreux facteurs tels que des problèmes de comportement, de santé mentale et de résultats scolaires. Cependant, si les parents soutiennent

Chapitre 2 : Revue de la littérature

émotionnellement leurs enfants pendant cette période difficile, les effets négatifs peuvent être atténués. Booth & Amato (2001) précisent également que l'effet sur le bien-être de l'enfant peut varier selon la manière dont les parents ont entretenu leurs relations avant le divorce et la manière dont ils entretiennent celle-ci après le divorce.

En ce qui concerne l'impact à long terme, Spruijt & de Goede (1997) expliquent que les enfants issus de familles monoparentales ont le niveau de bien-être le plus faible, suivis des enfants issus de familles recomposées, et ceux avec le niveau de bien-être le plus élevé proviennent de familles biparentales intactes. Ce constat est confirmé par l'article de Louis et Zalho (2002) qui montre que les individus issus de familles biparentales intactes ont un niveau de bonheur plus élevé que ceux issus de familles recomposées ou monoparentales. Cependant, les auteurs soulignent également que d'autres caractéristiques familiales peuvent influencer le niveau de bonheur des individus une fois arrivés à l'âge adulte, telles que la conflictualité entre les parents. De plus, nous avons vu plus haut que la séparation parentale peut donner lieu à des difficultés de s'engager (Yu & Adler, 2007 ; Savoie, 2009) et des risques accrus de divorces (Yu & Adler, 2007), ce qui, d'après Lucas (2005), Zimmermann et Easterlin (2006) et Grover et Helliwell (2014), est corrélé négativement au niveau de bonheur des individus. Il est donc imaginable que les deux phénomènes étudiés soient indirectement corrélés.

Et, pour finir, en ce qui concerne les conséquences d'une séparation parentale survenant à l'âge adulte sur le niveau de bonheur des enfants adultes, peu d'articles traitent de ce sujet, nous n'en avons d'ailleurs trouvé aucun.

Il est donc possible, à l'aide de la littérature, de penser qu'avoir ses parents séparés affecte négativement le niveau de bonheur des individus et, par conséquent, soutenir la première partie de notre deuxième hypothèse.

En ce qui concerne cette deuxième partie, elle se concentrera sur la deuxième moitié de notre hypothèse postulant qu'un niveau élevé de bonheur exerce une influence positive sur les intentions d'avoir des enfants, notamment l'intention d'avoir un premier enfant.

Il est bien établi que le niveau de bonheur est un facteur important dans la décision de procréer, cependant, peu d'études se sont penchées sur le lien précis entre ces deux concepts (Billari et al., 2009). Toutefois, quelques articles ont abordé le sujet et ont conclu qu'il existait une corrélation positive entre le niveau de bonheur et les intentions de fécondité. Par exemple, Billari et al. (2009) ont constaté une relation entre le niveau de bonheur et les intentions d'avoir un premier enfant au niveau national (au niveau macroscopique) et au niveau microscopique, suggérant que les personnes les plus heureuses sont les plus susceptibles d'avoir l'intention d'avoir des enfants. De même, Aassve et al. (2016) ont expliqué que le niveau de bonheur des femmes influençait leur décision d'avoir un deuxième enfant. Spéder et Kapitány (2009) ont également montré que les individus les plus heureux avaient l'intention de devenir parents plus jeunes que les autres et étaient plus enclins à réaliser leurs intentions de fécondité.

Bien que ces articles ne traitent pas directement du lien entre le niveau de bonheur et l'intention d'avoir un premier enfant, ils fournissent une compréhension globale de la relation entre les deux concepts. Cette connaissance est importante pour notre analyse, car très peu d'études portent sur notre sujet spécifique.

Cependant, nous avons également trouvé des articles qui remettent en question notre deuxième partie d'hypothèse. Friedman et al. (1994) ont expliqué que les individus peuvent avoir des intentions positives de fécondité pour donner du sens à leur vie lorsqu'ils ont peu confiance en eux. Selon ces auteurs, notre hypothèse serait donc infirmée et même controversée. Nous devons donc confronter ces résultats contradictoires lors de notre analyse.

3. Confrontation de la troisième hypothèse

L'objectif de cette section est de faire état de la littérature existante sur les sujets que traite de la troisième hypothèse. D'une part, celle-ci postule que le fait d'avoir ses parents séparés impacte négativement le fait d'être en couple et de connaître une relation stable. D'autre part, la deuxième partie de l'hypothèse avance que le fait d'être en couple influence positivement les

intentions d'avoir un premier enfant. Dans un premier temps, la littérature concernant la première partie de l'hypothèse sera évoquée et ensuite, la deuxième partie de celle-ci sera également étudiée. Il a été possible de voir plus haut qu'avoir ses parents séparés pouvait influencer les relations que l'individu a à l'âge adulte. En effet, selon Amato & James (2010), avoir vécu une séparation parentale peut entraîner des difficultés dans les relations amoureuses et engendre un risque accru de divorce. Par conséquent, cela provoque une instabilité dans les relations et dans le couple et donc affecte le fait d'être ou non en couple ainsi que la manière de faire couple. Parallèlement à cela, Savoie (2019) a découvert à travers des entretiens semi-directifs auprès d'adultes que la séparation parentale influençait les capacités des individus ayant vécu l'évènement à s'engager dans des relations sérieuses. De plus, Yu et Adler (2007) ont également montré que les enfants de parents séparés ont moins tendance à se marier ou à vivre en cohabitation. Ils ont aussi un risque accru de divorcer ou de rompre leur relation de couple, même si ce risque peut être atténué par le remariage des parents (Amato & James, 2010 ; Yu & Adler, 2007). Bref, les auteurs s'accordent pour dire qu'avoir ses parents séparés affecte négativement la manière de faire couple et la stabilité des couples et donc, par conséquent, le fait d'être en couple.

En ce qui concerne la deuxième partie de notre hypothèse, c'est-à-dire l'effet d'être en couple sur les intentions de devenir parent, nous avons pu trouver dans la littérature que la stabilité de la relation a un rôle à jouer sur les intentions de fécondité (Hanappi & al., 2017) et que, par conséquent, être avec quelqu'un (et donc être marié ou cohabitant) fait augmenter les intentions de fécondité (Spéder & Kapitany, 2009 ; Hashemzadeh & al., 2021). Ici, il est possible d'observer que la manière de faire couple influence les intentions de fécondité et, donc, les intentions d'avoir un premier enfant. En revanche, l'objectif ici n'est pas de rechercher la manière dont la stabilité de la relation affecte les intentions d'avoir des enfants, mais plutôt d'analyser si le fait d'être ou non en couple affecte ces dernières. Dans la méta-analyse de Hashemzadeh & al (2021), il est indiqué que les individus célibataires ont moins tendance à avoir un enfant et que, de manière générale, les individus

célibataires ne réalisent pas leurs intentions de fécondité (Timæus & Moultrie, 2020).

La littérature scientifique parle de l'influence du type de relation sur les intentions de fécondité, de la réalisation de ces intentions chez les personnes célibataires, ainsi que du nombre d'enfants qu'ont les personnes célibataires. Cependant, à notre connaissance, il n'existe pas de comparaison dans la littérature concernant les intentions d'avoir un enfant entre les individus en couple et ceux qui sont célibataires.

Il est tout de même possible de penser qu'il existe une différence selon le statut, car Merz (2012) constate à l'aide d'un modèle statistique que les individus ayant vécu une séparation parentale ont tendance à avoir des intentions négatives en matière de fécondité, en lien avec leur manière de former un couple. Dans cette étude comme pour ce travail, le fait d'être en couple est également une variable intermédiaire de la relation étudiée et conclue que la relation est un effet intermédiaire entre la séparation parentale et les intentions de fécondité.

4. Conclusion

C'est à l'aide de la littérature et par un processus itératif que les trois hypothèses de ce travail ont été construites. Les voici à nouveau : *la première consiste à penser qu'avoir ses parents séparés a un effet négatif sur les intentions de devenir parent pour la première fois. La deuxième s'interroge sur le fait que le niveau de bonheur a un effet intermédiaire sur la relation entre l'effet d'avoir ses parents séparés et les intentions d'avoir un premier enfant et la troisième hypothèse postule qu'être ou non en couple a un effet intermédiaire sur l'effet de la séparation parentale sur les intentions d'avoir un premier enfant.* Par conséquent, à travers les trois sections précédentes de ce deuxième chapitre, il a été possible d'observer que la littérature et les hypothèses vont dans le même sens et se confirment mutuellement. Cette partie a permis de construire, sur base de la littérature, des hypothèses robustes qui seront testées dans les chapitres 4 et 5 de ce travail.

Chapitre 3 : Données et méthode

Après avoir abordé la littérature afin de soutenir les hypothèses, il est nécessaire d'aborder la méthodologie de recherche avant de passer aux analyses. Par conséquent, ce troisième chapitre sera consacré à la réflexion sur le choix des données utilisées, l'échantillon privilégié, la description et le recodage des différentes variables et les méthodes mobilisées.

1. Les données utilisées

En ce qui concerne les données PAIRFAM, elles visent à étudier de manière longitudinale les trajectoires familiales. L'objectif est d'observer la complexité des dynamiques familiales à long terme en matière de relations, de fécondité et d'intentions au travers d'une approche pluridisciplinaire (économique, sociale, juridique, culturel, psychologique) (Huinink & al., 2011). Les données sont pertinentes pour cette recherche, car elles fournissent des informations sur l'évolution des parcours familiaux en matière de fécondité. Les participants sont interrogés sur la séparation/divorce de leurs parents, ainsi que sur leurs intentions et réalisations en matière de fécondité. D'autres questions diverses sont posées et celles-ci pourront être mobilisées dans le but de mesurer les facteurs influençant le changement d'intention de fécondité. Par ailleurs, les données PAIRFAM sont particulières, car elles sont longitudinales : c'est-à-dire que les données sont collectées de manière annuelle auprès des mêmes répondants. Chaque année, des bases de données sont créées avec les résultats des répondants selon le fait qu'ils soient répondants principal, conjoint ou enfants. Les données sont récoltées par le biais d'entretiens face à face d'une durée moyenne de 60 minutes durant lesquels un questionnaire fermé est soumis aux individus concernés (Huinink & al., 2011). Étant donné que c'est une étude multicohorte, PAIRFAM a sélectionné pour la première vague des individus de référence à partir d'un tirage aléatoire à deux degrés dans le registre de population, en sélectionnant

d'abord des communes et ensuite des adresses (Huinink & al., 2011, Brüderl & al., 2018) sur trois cohortes différentes (1991-93, 1981-83, 1971-73). Ainsi, pour la première vague, environ 4000 entretiens ont été menés dans chaque cohorte. Précisons néanmoins qu'à partir de la 11^e vague, la cohorte 2001-2003 a été ajoutée et des effectifs ont été joints pour les autres cohortes afin de compenser la perte des enquêtés au fil des années. Par ailleurs, étant donné que PAIRFAM souhaite retracer les dynamiques familiales, ils n'interrogent pas seulement les personnes de référence, mais soumettent également le questionnaire à leurs parents, leur partenaire ainsi qu'à leurs enfants âgés de plus de 15 ans (Huinink & al., 2011). Ainsi, l'étude suit au fil du temps tous ces individus afin de pouvoir comprendre en profondeur les dynamiques familiales et les enjeux de celles-ci. Les données qui seront utilisées ici sont destinées à la recherche et sont l'initiative de plusieurs universités en Allemagne. De plus, depuis 2010, les recherches sont financées par « German Research Foundation (DFG) ». Cela témoigne de l'utilité pour laquelle les données sont récoltées. Par ailleurs, leur qualité est garantie par le fait que les données mobilisées dans ce travail respectent les principes de l'Open Data et des Fair Data. En effet, les données se trouvent aisément et sont disponibles assez facilement malgré le fait qu'il faille remplir un document pour les obtenir (PAIRFAM, consulté le 4 janvier 2023). Ensuite, une quantité importante de métadonnées entourent ses données. PAIRFAM a mis en place un grand nombre d'informations sur la méthode des collectes de données, sur les méthodes d'encodage ainsi que sur les données et les variables elles-mêmes. Par ailleurs, PAIRFAM accorde un point d'honneur à la transparence : ils ont mis en place un conseil de scientificité et un comité d'éthique des données. De plus, le retour sur investissement est important et tout est numérisé (PAIRFAM, consulté le 4 janvier 2023). En ce qui concerne la confidentialité, les données, bien qu'anonymisées, ne sont pas en accès libre au niveau microscopique. Les demandes d'accès sont traitées avant l'octroi des données et il est donc nécessaire de préciser dans quel cadre et à quelles fins les données sont utilisées (PAIRFAM, consulté le 4 janvier 2023). De surcroît, les données PAIRFAM sont octroyées seulement à des fins de recherche ou pour poursuivre un but académique.

Chapitre 3 : Données et méthode

La base de données sur laquelle se base ce travail est la 11^e vague du PAIRFAM. Celle-ci est une source pertinente à explorer, non seulement parce qu'elle inclut une nouvelle cohorte, mais également parce qu'elle ajoute des individus aux cohortes déjà existantes, ce qui conduit à un échantillon plus important (PAIRFAM, consulté le 4 janvier 2023). Cette caractéristique est particulièrement intéressante, car un échantillon de grande taille garantit des résultats plus significatifs. Nous aborderons plus en détail cet aspect dans la section consacrée à l'échantillon de ce mémoire.

En guise de conclusion, cette base de données est adéquate pour ce travail, car, d'une part, elle reprend les données nécessaires pour effectuer cette étude. D'autre part, l'organisme en question travaille avec des questions fermées et les retranscrit dans la base de données sous forme de variables caractère ou numérique. Cela semble tout à fait pertinent, car il est préférable de mener des analyses statistiques à partir de catégories prédéfinies, ce qui sera d'ailleurs le cas dans ce travail. En ce qui concerne le format des données, elles ont été obtenues au format « Stata Data Format (. dta) », ce qui permet de les analyser à travers le logiciel Stata.

2. Identification de l'échantillon

Dans le cadre de ce travail, l'échantillon portera sur les individus n'ayant pas d'enfants, n'en attendant pas au moment de l'interview et étant âgés de plus de 18 ans et de maximum 45 ans pour les femmes et 50 ans pour les hommes.

Dans ce cas précis, il a été choisi de travailler sur les individus n'ayant pas encore d'enfants, car nous sommes justement intéressés par le passage dans la parentalité.

Par ailleurs, la limite d'âge fixée est de 45 ans pour les femmes, car, au-delà de cet âge, la stérilité définitive liée à la ménopause risque de fortement influencer les données. En effet, à 45 ans, environ 55 % des femmes ont une probabilité de ne plus pouvoir concevoir et 62 % de ne pas pouvoir donner lieu à une naissance vivante (Leridon, 2010). Dès lors, au-delà de 45 ans, même si une femme pense que c'est réaliste d'avoir un enfant, il est fort probable qu'elle soit touchée par l'infertilité et qu'elle ne puisse donc pas avoir l'enfant souhaité. De plus, les femmes ont en moyenne leur premier enfant vers l'âge de 30,5 ans, soit 15 ans avant la limite d'âge que nous imposons (Destatis, consulté le 3 janvier 2023). Il est donc fortement probable que la limite d'âge fixée dans ce travail ait très peu d'effet sur les résultats. Par ailleurs, 45 ans est une limite d'âge communément prise dans les études portant sur les intentions de fécondité telles que l'étude de Charton & al, datant de 2009.

Pour les hommes, la limite d'âge a été fixée à 50 ans, car, bien que ce soit plus progressif, la fertilité des hommes baisse également avec le temps (Löwy, 2009). En effet, le lien entre l'âge et la fertilité des hommes est plus flou et moins radical que pour les femmes. Ce phénomène est d'ailleurs beaucoup moins étudié que la fertilité féminine (Mazur, Lipshultz, 2018). Par ailleurs, dans ce même article, les auteurs indiquent qu'au-delà de 50 ans, les chances d'avoir un enfant sont plus faibles pour les hommes, et ce pour différentes raisons telles que, entre autres, la dégradation de la qualité du sperme et les difficultés à entrer en érection. Cette affirmation se confirme

dans la thèse de Bagayoko publiée en 2021 où l'auteur indique que les fonctions reproductives et hormonales, nécessaires à la conception, déclinent avec le vieillissement. Selon lui, les hommes connaîtraient une diminution de l'efficacité du sperme après l'âge de 45 ans et à 50 ans ceux-ci subiraient une nette diminution du volume spermatique et de la mobilité des spermatozoïdes.

Pour finir, lors de l'élaboration de ce travail, une hésitation persistait sur le fait de travailler uniquement sur les individus n'ayant pas de problèmes de fertilité connus, ou au contraire, de travailler sur toute la population, peu importe qu'ils aient ou non des problèmes de fertilité. Finalement, le choix s'est posé sur le fait de ne pas mobiliser ce critère dans notre échantillonnage, car la question concernant les intentions de fécondité était posée à tout le monde. En effet, celle-ci faisait également référence à l'adoption ou à des méthodes de procréation assistée. Par conséquent, il était plus adéquat de travailler sur toute la population.

D'un point de vue pratique, il a fallu supprimer tous les individus de 18 ans et moins (c'est-à-dire la cohorte d'individus la plus jeune). Il a également été nécessaire de supprimer toutes les femmes de plus de 45 ans et les hommes de plus de 50 ans à l'aide des variables « sex_gen » et « age » représentant respectivement le sexe et l'âge. Ensuite, toutes les personnes ayant déjà des enfants ont également été enlevées de la base de données via la variable « nkids » qui a comme libellé « nombre d'enfants nés avant l'entretien ». Et la dernière étape a été de supprimer les personnes qui attendaient un enfant au moment de l'enquête via la variable « fl » indiquant si le répondant ou le partenaire du répondant attend un enfant au moment de l'enquête. Toutes les personnes dans l'attente d'un enfant ont été éliminées. En effet, bien que l'enfant ne soit pas encore né, la question de savoir si l'individu a l'intention d'avoir un premier enfant ou non ne se pose plus. Avec toutes ces conditions, nous arrivons à un échantillon de 3029 individus dont 55 % sont des hommes, 45 % des femmes et où la moyenne d'âge des hommes est de 30,6 ans et celle des femmes de 28,9 ans.

3. Description des variables

3.1. Variable dépendante

La variable dépendante de ce travail est une variable dichotomique qui a été créée expressément pour celui-ci. Elle est nommée « int_first_k_rec » pour faire référence aux intentions concernant le premier enfant. Cette variable est codée et peut prendre deux valeurs : « oui » ou « non ». Ainsi, le « oui » représente les individus qui trouvent qu'il est réaliste d'avoir des enfants et le « non » ceux qui pensent le contraire. Dans la base de données PAIRFAM, plusieurs variables existent pour caractériser les intentions de fécondité des individus telles que « pensez-vous qu'il est réaliste d'avoir un enfant supplémentaire ? », « avez-vous l'intention d'avoir un enfant (supplémentaire) dans les deux prochaines années ? » et « Combien pensez-vous qu'il est réaliste d'avoir d'enfants si vous n'avez pas encore d'enfants ? ». L'organisme ne pose pas les mêmes questions aux personnes ayant des enfants et celles n'en ayant pas. Nous avons finalement décidé de prendre comme question de référence la question demandant aux individus s'ils pensent qu'il est réaliste d'avoir des enfants. En effet, la question demandant aux individus s'ils souhaitent avoir un enfant dans les deux prochaines années est posée à un nombre d'individus limité. C'est-à-dire que l'organisme questionne seulement les individus ayant répondu qu'ils pensaient qu'il était réaliste d'avoir un enfant (supplémentaire) et ceux n'ayant pas de problème de fécondité. Comme nous ne nous concentrons pas seulement sur les enfants biologiques dans notre échantillon, nous ne souhaitons pas éliminer les individus ayant des problèmes de fécondité. De plus, nous nous intéressons également aux individus n'ayant pas d'enfant. Or, cette question se concentre sur les individus qui pensent qu'il est réaliste d'avoir des enfants. Par ailleurs, la variable dépendante sélectionnée dans ce travail a également été choisie par Kuhnt & al (2021) qui ont étudié un sujet proche de celui-ci : les incertitudes dans les intentions de fécondité. Par conséquent, nous avons fait le choix de nous baser sur la dernière question, s'adressant donc aux personnes sans enfant, afin de pouvoir créer notre variable d'intérêt. La variable « int_first_k_rec » se base donc sur la variable PAIRFAM « frt26 » représentant le nombre d'enfants qu'une personne pense

qu'il est réaliste d'avoir et est codée : pas de réponse (1) — 1 enfant (2) — 2 enfants (3) — 3 enfants (4) — 4 enfants (5) — 5 enfants ou plus (6) — je ne suis pas sûr (7) — je n'y ai jamais pensé (8) — pas d'enfants (9). Cette question est posée à tous les individus n'ayant pas d'enfant biologique, adoptif, beaux-enfants et n'attendant pas d'enfants. Pour ce travail, il a été décidé de recoder cette variable sous forme dichotomique, car nous nous intéressons au passage à un premier enfant. Dès lors, tous les individus pensant qu'il est réaliste d'avoir 2 enfants ou plus devront, pour arriver à ce nombre-là, obligatoirement d'abord avoir un premier enfant et, par conséquent, ont l'intention d'avoir un premier enfant. Étant donné le fait que nous étudions l'intention de ce premier enfant, il nous a semblé pertinent de regrouper tous les individus voulant un enfant ou plus dans une seule et unique catégorie. Le recodage de la variable « frt26 » est donc fait comme ceci : nous avons mis la première, la septième et la huitième catégorie dans « données manquantes », la neuvième et dernière catégorie représente les « non » et les 5 catégories restantes dans « oui ».

Dès lors, sur les 3029 personnes présentes dans l'échantillon, 18 n'ont pas répondu et 445 ne savent pas. Ces individus ont donc été placés en données manquantes afin de ne pas biaiser l'analyse de ce travail. Ensuite, 2103 pensent que c'est réaliste d'avoir des enfants et 463 pensent le contraire. De ces chiffres, on peut apercevoir une tendance principale selon laquelle 80 % des hommes et 84 % des femmes répondent « oui ». Contrairement à cela, seulement 20 % des hommes et 16 % des femmes disent ne pas vouloir d'enfants. En outre, ces chiffres sont relativement similaires à l'étude menée par Ruckdeschel en 2011 qui indique qu'en moyenne 23,5 % des hommes et 14,5 % de femmes ne veulent pas d'enfants en Allemagne. La différence observée est relativement minime.

3.2. Variable indépendante

La variable indépendante de ce travail fait référence au fait d'avoir (ou non) ses parents séparés. La création de cette variable dichotomique s'est basée sur une variable PAIRFAM déjà existante et nommée « he1 », indiquant

si les parents sont ou non en couple. Pour cette variable, il est possible d'observer que 1757 individus de notre échantillon ont leurs parents qui sont encore en couple contre 1175 qui, eux, ont leurs parents séparés/divorcés. Pour cette même variable, nous comptons 97 données manquantes. Dans notre échantillon, 39 % des individus ont leurs parents séparés. À titre de comparaison, en Allemagne, le taux de séparation des couples varie selon les sources, mais, selon une étude menée en 2019 par l'Institut fédéral de la population, environ 16 % des couples non mariés se séparent au cours de leur première année de vie commune et, au cours des cinq premières années de vie commune, ce taux augmente à environ 33 %. Il est important de noter que ces chiffres ne prennent pas en compte les couples mariés, mais uniquement les couples non mariés vivant en union libre. Par ailleurs, en ce qui concerne le taux de séparation des couples mariés en Allemagne, celui-ci est généralement plus élevé que celui des couples non mariés, mais il est difficile d'établir un chiffre précis, car les résultats varient selon la méthodologie utilisée. Selon une première étude menée par l'Institut fédéral de la population en 2020, environ 40 % des mariages en Allemagne se soldent par un divorce. De plus, une deuxième étude menée par le Centre fédéral pour l'éducation politique en 2019, basée sur des données de l'année 2017, a révélé que le taux de divorce en Allemagne était d'environ 37 %, soit environ 4 mariages sur 10. En comparaison avec ces chiffres, le pourcentage d'individus ayant des parents séparés et/ou divorcés dans la base de données mobilisée dans ce travail, semble plus ou moins similaire avec les données d'autres études.

De plus, il est décidé de garder la variable PAIRFAM « he1 » telle quelle car cette variable correspond à ce qui est nécessaire pour ce travail. Nous la renommerons simplement « séparation ». En effet, il est possible de retrouver dans la catégorie « les parents ne sont pas en couple », toutes les personnes ayant des parents séparés ou divorcés peu importe l'âge auquel survient la séparation. Nous effectuons ce choix, car nous pensons que peu importe la forme de la séparation ou l'âge, cet événement peut avoir un effet sur le phénomène que nous allons étudier dans ce travail, c'est-à-dire les intentions de fécondité. Et ce, d'une part parce que même si la séparation des parents survient durant l'enfance, celle-ci peut avoir des conséquences sur le long

terme et donc affecter la vie d'un individu à l'âge adulte (Cantin, 2020 ; Amato & Keith, 1991). Et, d'autre part, parce qu'une séparation parentale, même si elle survient à l'âge adulte, peut également avoir des conséquences sur la vie de l'individu et ses choix (Fossati & al., 2014 ; Cigoli & al., 2012). Dès lors, étant donné que le but de ce travail est d'étudier l'effet de la séparation des parents sur l'intention de fécondité des individus n'ayant pas encore d'enfants, il semble pertinent de regrouper tous les individus ayant vécu une séparation ou un divorce dans une seule catégorie, peu importe l'âge auquel l'évènement a eu lieu.

Cependant, il est évident que selon l'âge auquel survient la séparation, l'effet de cet évènement, bien que présent à tout âge, ne sera pas le même (Cantin, 2020). Dès lors, dans notre analyse, il sera important de prendre cela en compte afin de limiter les biais d'interprétation.

3.3. Potentielles variables intermédiaires

Par ailleurs, dans les modèles statistiques de ce travail, nous allons intégrer des variables intermédiaires potentielles. Une variable intermédiaire est une variable pouvant expliquer un mécanisme sous-jacent reliant la variable indépendante et dépendante. En effet, celles-ci peuvent contenir une partie de l'effet de la variable indépendante sur la variable dépendante. Le but en les intégrant dans les modèles est de mesurer l'effet d'avoir ses parents séparés sur les intentions d'avoir un premier enfant de la manière la plus exacte possible.

3.3.1. Le niveau de bonheur

Une des variables intermédiaires potentielle est la variable ordinale faisant référence au niveau de bonheur, nommée « per2i2 » dans la base donnée PAIRFAM et comprenant six catégories : je ne veux pas répondre à cela — je ne sais pas — quasi jamais heureux — parfois – souvent – la plupart du temps. Dans le cadre de ce travail, nous nous sommes basées sur cette variable pour créer une nouvelle variable nommée « happy » reprenant les mêmes catégories avec comme seul changement, le fait que les catégories « je ne veux pas répondre à cela » et « je ne sais pas » soient regroupées dans une seule et unique catégorie nommée « données manquantes ». Ce choix a été posé dans le but de garder l'échelle du niveau de bonheur intacte tout en regroupant quand même les deux types de données manquantes pour limiter le nombre de catégories et surtout ne pas biaiser les résultats une fois arrivés à l'analyse. Dans notre nouvelle variable « happy », on peut observer 11 réponses placées en données manquantes, 66 individus ne sont quasiment jamais heureux, 608 le sont parfois, 1705 se sentent souvent heureux et 639 personnes le sont la plupart du temps. Dès lors, il est possible d'observer que dans l'échantillon de ce travail, les Allemands sont souvent heureux ou heureux la plupart du temps. Cela est représentatif de la population allemande, car ces chiffres collent avec ceux de l'étude sur le niveau de bonheur de Liton & al. (2021) indiquant que sur une échelle de 1 à 10, les

Allemands ont un score moyen de 7,15 sur 10. Dès lors, nous pouvons penser que les individus composant l'échantillon et la population allemande sont davantage heureux que malheureux.

3.3.2. Être ou non en couple

La deuxième variable intermédiaire fait référence au fait que l'individu soit ou non en couple. Pour ce faire, nous allons mobiliser une variable PAIRFAM nommée « hp ». Celle-ci a été créée afin d'indiquer si l'individu est oui ou non en couple. Dans le cadre de ce travail, cette variable sera préservée en la renommant simplement « couple ».

Par ailleurs, il est observé que 39 % de l'échantillon, soit 1182 individus, ne sont pas en couple et par conséquent 61 %, c'est-à-dire 1847 individus, le sont. Pour cette variable-ci, il a été difficile de trouver des chiffres d'autres études menées sur la population afin de comparer celles-ci avec les chiffres cités ci-dessus. En effet, il a été possible de trouver sur Destatis (consulté le 29 mars, 2023) des chiffres évoquant la proportion de personnes mariées et cohabitantes dans la population en couple. Cependant, aucun chiffre ne traitait de la proportion de la population totale en couple ni de la population à laquelle se référait ces chiffres. D'autres chiffres trouvés sur Statista évoquent la proportion par groupe d'âge de personnes mariées, divorcées, veuves ou célibataires. Cependant, ces informations font référence à l'état civil officiel et ne peuvent, par conséquent, pas être comparées avec les chiffres ci-dessus.

3.4. Variables de contrôle

Ce sont des variables qui vont être ajoutées dans le modèle lors des analyses afin de limiter les biais et d'ajuster les effets de la variable indépendante sur la variable dépendante. Le but en intégrant ces variables dans le modèle est de contrôler les effets que d'autres variables peuvent avoir sur la variable dépendante. Cela permet donc de mesurer la relation étudiée qui est, dans ce cas-ci, l'influence d'avoir ses parents séparés sur les

intentions d'avoir un premier enfant. Cela permet par ailleurs de renforcer le modèle.

3.4.1. L'âge

L'âge des individus va aussi être intégré dans ce modèle afin de contrôler l'effet que celui-ci a sur la relation entre la variable dépendante et indépendante. Avant de décrire la variable utilisée, il est intéressant de préciser que le questionnaire PAIRFAM qui est utilisé est proposé à 4 cohortes différentes : 2001-2003 ; 1991—1993 ; 1981—1983 ; 1971-1973. Par conséquent, le choix a été fait de créer des catégories d'âge sur base des cohortes représentées dans la variable « cohort ». La variable se nomme donc « age_cohort » et représente les individus âgés de 14-18 ans ; 24—28 ans, 34-38 ans et 44-48 ans. À partir de cette variable, il est possible de remarquer que dans l'échantillon aucun individu n'est représenté dans la plus jeune cohorte, ce qui est évident, car elle a été supprimée lors de l'échantillonnage. Ensuite, 68 % des individus de l'échantillon sont dans la cohorte âgée de 24 à 28 ans, 25 % dans celle âgée de 34 à 38 ans et 6 % dans la cohorte la plus âgée ayant entre 44 et 48 ans. À l'aide de la variable « age », il est possible de calculer la moyenne d'âge des individus présents dans l'échantillon. Celle-ci est de 30 ans.

À titre de comparaison, il est possible de récupérer l'âge moyen des Allemands âgés de 19 à 48 ans à partir d'une moyenne pondérée sur base des données présentes sur le site officiel des statistiques allemandes (consulté le 29 mars 2023) et celui-ci s'élève à 33,5 ans. Par conséquent, l'âge moyen entre la population de cet échantillon et celui observé dans la population allemande n'est pas significativement différent.

3.4.2. Le nombre de frères et sœurs

Pour finir, il semblait intéressant d'intégrer dans ce modèle le nombre de frères et sœurs que le répondant a. Cette variable était présente dans les bases de données PAIRFAM « sib1 ». Cependant, pour tous les individus ne faisant pas partie de l'échantillon de rafraichissement, la question avait été posée à

la vague cinq et n'a donc pas été reposée à la vague que nous étudions, c'est-à-dire, la vague 11. Par conséquent, la première étape a d'abord été d'aller rechercher l'information à la cinquième vague pour les individus ne faisant pas partie de l'échantillon de rafraîchissement. Pour cela, il a été nécessaire de fusionner la vague 5 et 11 à l'aide de la fonction « append » dans Stata. Ensuite, il a fallu récupérer l'information de la vague 5 en la mettant à la vague 11 en créant une variable `sib1bis` qui disait à Stata de mettre l'information de la ligne précédente de la variable « `sib1` » sur la ligne d'information de la vague 11 si l'individu avait deux lignes dans la base de données. Une fois cela réalisé, toutes les lignes faisant référence à la vague 5 ont été supprimées. Une fois cette première étape réalisée, il a fallu passer à la deuxième qui consistait à créer des catégories sur base de la variable continue que nommée « `sib1_rec` ». Pour se faire, il a été choisi de créer trois catégories en plus des données manquantes : 0 frère et sœur, 1 frère ou une sœur, 2 frères et/ou plus. Le choix a été fait de regrouper toutes les catégories des individus ayant au moins deux frères et sœurs afin de regrouper toutes les familles nombreuses dans une seule et unique catégorie. En effet, généralement c'est à partir de trois enfants qu'il est considéré qu'une famille est nombreuse (European Large FAMILIES Confederation, consulté le janvier 2023 ; Blanpin, 2007). Il sera intéressant d'observer dans le chapitre 4 « résultat » si le fait de provenir d'une famille nombreuse influence les intentions d'avoir un premier enfant.

Dans cet échantillon, nous pouvons observer que 11 % des individus n'ont pas de frères et sœurs, 44 % en ont un ou une et 44 % ont deux frères et sœurs ou plus. De plus, il a été possible à l'aide de la variable « `sib1` » de calculer le nombre de frères et sœurs moyens que les individus ont et celui-ci est de 1,65 pour notre échantillon. Pour comparer ces chiffres, il est nécessaire de se référer au nombre moyen d'enfants par femme vers la fin du 20^e siècle, car c'est dans ces alentours-là que les individus de l'échantillon sont nés et ont grandi. D'après la banque mondiale, en 1970, le nombre moyen d'enfants par femme était de 2,03, en 1980 de 1,44 et en 1990 de 1,45 (Banque mondiale, consulté le 29 mars 2023). Nous pouvons donc penser que les chiffres de l'échantillon sont légèrement supérieurs à la moyenne observée

durant la fin du 20^e siècle. Cependant, cela peut être expliqué par le fait que les variables « sib1 » prennent en considération tous les frères et sœurs qu'ils soient biologiques ou non en posant la question suivante : « Combien de frères et sœurs avez-vous ou avez-vous eus ? Nous entendons par là tous les frères et sœurs biologiques vivants ou décédés, les demi-frères et demi-sœurs, les demi-frères et demi-sœurs par alliance et les frères et sœurs adoptifs » (Codebook PAIRFAM, 2018). Par conséquent, le nombre de frères et sœurs peut-être gonflé par rapport aux moyennes de la banque mondiale qui font référence à l'indice synthétique de fécondité qui fait lui référence au nombre d'enfants biologiques. L'indice synthétique de fécondité selon l'office national de statistique canadien (consulté le 29 mars 2023) est le « nombre d'enfants qu'aurait hypothétiquement une femme au cours de sa vie reproductive si elle connaissait les taux de fécondité par âge observés au cours d'une année civile donnée ». Pour conclure, la moyenne de la banque mondiale fait référence au nombre d'enfants biologique, alors que la variable utilisée est plus large que cela.

3.5. Autres variables

3.5.1. Le sexe

Comme pour la variable âge, il est intéressant d'insérer le sexe dans les modèles présents dans le chapitre 4 « résultats ». Pour ce faire, nous allons recoder la variable PAIRFAM « sex_gen » en « sex_gen_rec ». Notre nouvelle variable est dichotomique et comprend 55 % d'hommes soit 1670 individus de sexe masculin et 45 % de femmes soit 1358 effectifs dans cette catégorie. Par ailleurs, il nous a été possible à partir des données de Destatis (consulté le 29 mars 2023), de calculer la proportion d'hommes et de femmes allemands âgés entre 19 et 48 ans en 2021 et celle-ci s'élève à 49,8 % pour les hommes et par conséquent, 50,2 % pour les femmes. Dès lors, dans notre échantillon, les femmes sont légèrement sous représentées et les hommes surreprésentés. Cette sous-représentation des femmes peut-être expliquée par l'échantillonnage, lors de celui-ci, seuls les femmes âgées de

45 ans ou moins et les hommes âgés de 50 ans ou moins ont été gardés. Les hommes sont échantillonnés dans un intervalle d'années plus conséquent et sont donc plus nombreux.

3.5.2. La région

Nous avons également fait le choix d'intégrer dans nos modèles la région de provenance des individus. Il y a eu une hésitation entre le fait d'utiliser la variable indiquant le länders (provinces allemandes) dans lequel les individus habitaient ou la variable indiquant la région selon l'Ouest et l'Est de l'époque. Finalement, nous avons choisi de le faire selon la division géographique de l'Allemagne de l'Est et l'Ouest, car beaucoup d'études allemandes traitent de la fécondité dans le pays et prennent les deux régions principales comme moyen de comparaison (Kreyenfeld & Konietzka, 2017). En effet, de nombreuses études évoquent le fait que la différence tend à se réduire entre l'Est et l'Ouest de l'Allemagne (Sobotka, 2002), cependant, la différence entre les deux régions est encore fortement étudiée.

Afin d'intégrer la région de résidence des individus dans les modèles présentés dans le chapitre quatre, la variable « east » de la base de données PAIRFAM sera mobilisée. Cette variable indique si les individus résident ou non dans l'Allemagne de l'Est. Cette variable sera conservée, mais légèrement modifiée. Elle sera renommée « ouest_est », répondra à la question : « où habitez-vous », avec comme catégories « ouest » et « est ».

Nous pouvons observer dans l'échantillon de ce travail que 80 % des individus habitent dans l'Allemagne de l'Est et 20 % dans l'Allemagne de l'Ouest. À titre de comparaison, selon Statista (2016), 80 % des Allemands vivaient dans l'Allemagne de l'Ouest contre 20 dans l'Allemagne de l'Est. Les chiffres de notre échantillon reflètent pour cette variable-ci parfaitement la réalité observée en Allemagne.

3.5.3. Le niveau d'éducation

Une autre variable pertinente à mettre dans les analyses de ce travail est le niveau d'éducation. Dans la base de données PAIRFAM, cette dernière se

nomme « isced », c'est-à-dire « International Standard Classification of Education » et est composée de plusieurs catégories représentant : (1) les données incomplètes, (2) en cours d'éducation, (3) pas d'éducation, (4) niveau secondaire inférieur, (5) niveau secondaire supérieur professionnalisant, (6) niveau secondaire supérieur général, (7) post-secondaire mais pas d'éducation tertiaire, (8) avoir un bachelier, (9) avoir un master. Pour faciliter l'analyse et limiter le nombre de catégories, nous avons fait le choix de composer deux catégories dans une nouvelle variable nommée « education_rec ». Il y a eu une hésitation sur le fait de faire deux ou trois catégories dans le cas où nous aurions opté pour trois, il y aurait eu : une première catégorie représente les individus qui sont encore en train d'étudier, la deuxième, tous les individus ayant un niveau d'éducation plus bas qu'un bachelier et, pour terminer, les individus ayant au moins un bachelier. Cependant, nous avons constaté que les individus présents dans la catégorie « en cours d'éducation » sont principalement issus de la cohorte la plus jeune (24-28 ans). Par conséquent, nous avons fait l'hypothèse que ces individus fussent probablement en train de réaliser un master ou une thèse de doctorat et nous avons donc fusionné la catégorie « en cours de scolarisation » avec la catégorie « niveau d'éducation supérieur ou équivalent au bachelier ». La variable « education_rec » est donc composée de 2 catégories : une première « niveau d'éducation inférieur au bachelier » qui représente 48 % de l'échantillon et une deuxième « niveau d'éducation supérieur ou équivalent au bachelier » représentant 52 % de l'échantillon.

3.6. Tableau récapitulatif des variables

Dans le tableau ci-dessous (Tableau 1) il est possible d'observer les effectifs selon les différentes catégories des variables décrites dans les sections précédentes. Il est également possible de voir la répartition par sexe.

Tableau 1 — description des variables et des données

	total			hommes			femmes		
	fréquences	%	% cumulé	fréquences	%	% cumulé	fréquences	%	% cumulé
intention d'avoir un premier enfant									
oui	2 103	69,43	69,43	1097	65,69	65,69	1006	74,08	74,08
non	463	15,29	84,71	276	16,53	82,22	186	13,70	87,78
données manquantes	463	15,29	100	297	17,78	100	166	12,22	100
<i>Total</i>	<i>3 029</i>	<i>100,00</i>		<i>1670</i>	<i>100,00</i>		<i>1358</i>	<i>100,00</i>	
avoir ou non ses parents séparés									
parents en couple	1757	58,01	58,01	952	57,01	57,01	805	59,28	59,28
parents séparés	1175	38,79	96,8	656	39,28	96,29	518	38,14	97,42
données manquantes	97	3,2	100	62	3,71	100	35	2,58	100
<i>Total</i>	<i>3029</i>	<i>100</i>		<i>1670</i>	<i>100</i>		<i>1358</i>	<i>100</i>	
niveau de bonheur									
quasi jamais heureux	66	2,18	2,18	48	2,87	2,87	18	1,33	1,33
parfois heureux	608	20,07	22,25	369	22,1	24,97	238	17,53	18,85
souvent heureux	1705	56,29	78,54	941	56,35	81,32	764	56,26	75,11
quasi tout le temps heureux	639	21,1	99,64	304	18,2	99,52	335	24,67	99,78
données manquantes	11	0,36	100	8	0,48	100	3	0,22	100
<i>Total</i>	<i>3029</i>	<i>100</i>		<i>1670</i>	<i>100</i>		<i>1358</i>	<i>100</i>	
les individus sont ils en couple?									
non	1182	39,02	39,02	764	45,75	45,75	417	30,71	30,71
oui	1847	60,98	100	906	54,25	100	941	69,29	100
données manquantes	0	0	100	0	0	100	0	0	100
<i>Total</i>	<i>3029</i>	<i>100</i>		<i>1670</i>	<i>100</i>		<i>1358</i>	<i>100</i>	
niveau d'éducation									
inférieur à un bachelier	1464	48,36	48,36	888	53,17	53,17	575	42,34	42,34
supérieur à un bachelier	1563	51,64	99,93	780	46,7	99,88	783	57,66	100
données manquantes	2	0,07	100	2	0,12	100	0	0	100
<i>Total</i>	<i>3029</i>	<i>100</i>		<i>1670</i>	<i>100</i>		<i>1358</i>	<i>100</i>	
nombre de frères et soeurs									
enfant unique	325	10,73	10,73	175	10,48	10,48	150	11,05	11,05
1 frère ou 1 soeur	1297	42,82	53,55	712	42,63	53,11	585	43,08	54,12
2 frères et soeurs ou plus	1306	43,12	96,67	737	44,13	97,25	569	41,9	96,02
données manquantes	101	3,33	100	46	2,75	100	54	3,98	100
<i>Total</i>	<i>3029</i>	<i>100</i>		<i>1670</i>	<i>100</i>		<i>1358</i>	<i>100</i>	
Région d'habitation									
Allemagne de l'ouest	2416	79,76	79,76	1298	77,72	77,72	1117	82,25	82,25
Allemagne de l'est	612	20,2	99,97	371	22,22	99,94	241	17,75	100
données manquantes	1	0,03	100	1	0,06	100	0	0	100
<i>Total</i>	<i>3029</i>	<i>100</i>		<i>1670</i>	<i>100</i>		<i>1358</i>	<i>100</i>	
l'âge selon la cohorte									
24-28 ans	2071	68,37	68,37	106	63,47	63,47	1010	74,37	74,37
34-38 ans	771	25,45	93,83	458	27,43	90,9	313	23,05	97,42
44-48 ans	187	6,17	100	152	9,1	100	35	2,58	100
données manquantes	0	0	100	0	0	100	0	0	100
<i>Total</i>	<i>3029</i>	<i>100</i>		<i>1670</i>	<i>100</i>		<i>1358</i>	<i>100</i>	
le sexe									
homme	1670	55,13	55,13						
femme	1358	44,83	100						
données manquantes	1	0,03	100						
<i>Total</i>	<i>3029</i>	<i>100</i>							

Réalisé à partir des données PAIRFAM, vague 11

4. Méthodologie

4.1. Littérature scientifique et choix de la méthode d'analyse

Cette section examine les méthodes utilisées dans d'autres études afin de positionner le présent travail et de prendre des décisions éclairées pour les analyses. La revue de la littérature a révélé que peu d'études abordent le même sujet que celui-ci, à savoir la relation entre le statut de séparation des parents et les intentions d'avoir un premier enfant. Par conséquent, l'accent sera mis sur les méthodes d'analyse utilisées dans les études portant sur les intentions de fécondité et la fécondité de manière plus générale.

Nous avons pu remarquer que la méthode la plus couramment utilisée est la régression logistique. Prenons par exemple le cas de l'étude de Merz (2012) mentionnée dans la revue de la littérature de ce travail et traitant de l'effet d'un divorce parental survenant durant l'enfance sur les intentions de fécondité à l'âge adulte. Cet auteur a décidé d'utiliser la régression logistique afin d'analyser le lien cité ci-dessus. Cependant, il n'est pas le seul, de nombreux auteurs mobilisent cette méthode tel que Kuhnt & Trappe (2016) qui étudie les déterminants influençant les individus à réaliser ou non leurs intentions de fécondité à court terme. Et ce, en utilisant les données PAIRFAM et en faisant des analyses séparées pour différents sous-groupes. Une autre étude mobilisant les données PAIRFAM utilise la régression logistique multinomiale et, cette fois, afin d'étudier les incertitudes dans les intentions de fécondités, c'est-à-dire ce qui va rendre le choix incertain d'avoir ou non plus d'enfants en se focalisant sur les individus disant être incertains quant à leurs intentions de fécondité (Kuhnt & al., 2021). Pour encore citer quelques exemples, il y a Lappegård, Neyer & Vignoli qui publient en 2021 une étude basant ses résultats sur une régression logistique et étudiant la relation entre les attitudes de genre et les intentions de fécondité. Ou encore de l'étude menée par Kapitány & Spéder (2012) traitant de la réalisation ou non des intentions de fécondité et des facteurs influençant

celles-ci dans quatre pays européens connaissant des régimes de basse fécondité.

Bref, le nombre d'études faisant le choix de réaliser leurs analyses à l'aide d'une régression logistique sont nombreuses dans ce domaine et à priori c'est ce qu'il serait logique de faire dans cette analyse, car nous avons une variable dépendante dichotomique. En effet, c'est ce que font la plupart des sociologues lorsqu'ils sont face au même type de variable dépendante qu'ici (Mood, 2010). Cependant, selon Mood, utiliser une régression logistique peut causer des problèmes dans l'analyse et par conséquent dans l'interprétation. En effet, il est rare de pouvoir intégrer dans le modèle toutes les variables explicatives et la plupart du temps certaines de celles-ci sont omises. Cette omission peut avoir trois conséquences selon l'auteur. La première est que les rapports des cotes peuvent être biaisés à cause de l'hétérogénéité qui n'est pas observée (variables de contrôles qui ne sont pas mesurées ou mesurables, ou simplement pas incluses dans le modèle). La deuxième conséquence réside dans le fait qu'il est difficile de comparer les risques relatifs entre plusieurs modèles comportant différentes variables indépendantes. En effet, l'hétérogénéité non observée peut varier d'un modèle à un autre. Et la troisième et dernière conséquence fait référence au fait qu'il est problématique de comparer entre plusieurs échantillons différents les risques relatifs. De nouveau, l'hétérogénéité non observée peut varier d'un échantillon à l'autre et cela pose dès lors un problème de comparer différents échantillons entre eux. Étant donné que nous souhaitons réaliser dans ce travail deux sous analyses, une pour les hommes et une pour les femmes, il nous semble pertinent de prendre en considération les biais d'interprétation soulignée par Mood car le cas échéant, il ne serait pas raisonnable de comparer les résultats entre nos deux sous échantillons.

Dès lors, Mood (2010) propose des solutions pour remédier à ce problème et l'une d'elles est d'utiliser une régression linéaire. En revanche, l'auteur met en garde sur trois problèmes pouvant survenir si on utilise cette solution. Le premier est le fait que les probabilités se situent au-delà ou en dessous des bornes 0-1. Cependant, l'auteur explique que ce n'est pas grave excepté si le problème est récurrent dans le modèle. De plus, il explique qu'il est fréquent

que des valeurs dites irréalistes soient également présentes dans des modèles où la variable dépendante n'est pas dichotomique. Le deuxième problème souligné par Mood est le fait qu'il risque d'y avoir de l'hétéroscédasticité. La méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) utilisée pour l'estimation des coefficients dans une régression linéaire s'appuie en effet sur une hypothèse d'homoscédasticité, selon laquelle la variance des erreurs quel que soit l'observation considérée. Et, le troisième problème fait référence à la forme que peut prendre le modèle. En effet, un modèle de régression linéaire est censé prendre la forme d'une droite linéaire, cependant, avec une variable dépendante dichotomique, cela risque de ne pas être le cas. Cependant, Mood dit qu'il est préférable d'avoir recourt à une régression linéaire malgré le fait que la forme ne soit pas parfaite tant que la forme du modèle ne modifie pas la pertinence des conclusions répondant à la question de recherche. L'auteur explique que tant que nous ne nous intéressons pas à la non-linéarité, mais à la signification d'une estimation ou d'un effet, la régression peut tout à fait être adéquate.

Par conséquent, la régression linéaire sera privilégiée plutôt que la régression logistique, car nous comparerons deux sous-groupes. Nous aborderons ultérieurement les stratégies mises en place pour limiter les problèmes associés à l'utilisation d'une régression linéaire avec une variable dépendante dichotomique, comme l'a souligné Mood. Avant de passer à la section suivante, il est important de préciser que lorsque la variable dépendante est dichotomique, un modèle de régression linéaire se nomme « modèle de probabilité linéaire ».

4.2. La régression linéaire

En ce qui concerne la régression linéaire multiple, celle-ci consiste à prédire à partir de plusieurs prédicteurs mX une variable Y (Rousson, 2013). Ici, m est le nombre de prédicteurs, X un prédicteur et Y la variable dépendante. Il est également possible de noter X_1 , X_2 , X_3 , X_m pour dénombrer chacun des prédicteurs. Dans ce modèle, chacun individu n_x aura des données associées à chaque prédicteur X_x . Dès lors chaque

observation x sera à la fois associée à un individu n et à un prédicateur X . Dans un graphique avec un axe x et un axe y , nous pourrions pour chaque observation associer un x_{ij} et un y_{ij} où le i correspond à un individu et j correspond à un prédicateur (Rousson, 2013). Il est possible de représenter cela via une équation. En effet, l'équation suivante représente la prédiction de la réponse pour la variable Y d'un individu x_i à partir de la constante β_0 et les pentes (coefficients) β_x associées à chaque prédicateur.

$$Y_i^* = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_m x_{im}$$

En revanche, il est évident que la prédication pour un individu Y_i^* ne correspond pas totalement à ce qui est observé dans le graphique (Rousson, 2013). Dès lors, la différence entre ce qui est observé pour un individu et la prédiction va se nommer « résidu » et correspond à l'équation suivante :

$$\varepsilon_i = Y_i - Y_i^*$$

Une régression linéaire multiple voulant expliquer une variable dépendante Y à partir de plusieurs autres variables et à partir de données sur un grand nombre d'individus correspond donc à l'équation suivante (Rousson, 2013) :

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_m X_m + \varepsilon$$

Ainsi, dans ce travail, la variable Y correspond à la variable faisant référence à l'intention d'avoir un premier enfant et les prédicateurs aux différentes variables vues dans la partie précédente. C'est-à-dire avoir ou non ses parents séparés (variable indépendante), le niveau de bonheur, être ou non en couple, le nombre de frères et sœurs que l'individu a, la région d'habitation, la cohorte de naissance et le niveau d'éducation.

De plus, chaque coefficient β est associé à une p-valeurs qui elle-même vérifie ou non des hypothèses. En effet, la régression linéaire répond à deux hypothèses où $H1$ signifie que le coefficient β associé à une variable est significativement différent de 0 (Université Paris La Défense, sd ;

Bourbonnais, 2003). Un coefficient différent de 0 implique une relation entre la variable explicative et expliquée. En effet, le coefficient peut varier entre -1 et 1 et plus le coefficient est proche de 0, moins la relation entre les variables est forte et plus il s'approche des extrémités plus la relation entre les variables est significative et forte. Par conséquent, H_0 signifie que le coefficient β n'est pas significativement différent de 0 et que la variable explicative n'a pas d'effet sur la variable dépendante. Pour vérifier si nous acceptons ou rejetons H_0 il faut faire référence à la p-valeur. En effet, la p-valeurs est une statistique associée au coefficient indiquant le pourcentage de chance que le coefficient β soit égale à 0. Donc plus la p-valeurs est élevée plus le pourcentage de chance que le coefficient β équivaut à 0 est élevé. Ainsi, si la p-valeurs est supérieur au seuil de 5 % nous acceptons H_0 postulant que le coefficient n'est pas significativement différent de 0 et nous rejetons H_1 exprimant le fait que la variable explicative a un effet significatif sur la variable dépendante et que par conséquent, le coefficient n'est pas égal à 0 (Université Paris La Défense, sd ; Bourbonnais, 2003). Voici les hypothèses écrites de manières schématiques facilitant la compréhension :

$$H_0 \rightarrow \beta = 0$$

$$H_1 \rightarrow \beta \neq 0$$

Dans la partie suivante de ce travail, seuls les coefficients associés aux catégories de chaque variable seront analysés si la p-valeurs est inférieur au seuil des 5 % nous permettant donc de rejeter H_0 . En effet, le seuil choisi dans ce travail est de 5 %, car c'est celui qui est communément choisi en statistique. En effet, différents seuils existent, tels que celui de 1 %, 10 % ou autre. En revanche, la plupart des auteurs prennent comme seuil celui de 5 % tels que Bourbonnais (2003) et Rakotomalala (2011). Il faut également savoir que dans ce travail, le modèle choisi est un modèle de probabilité linéaire. Cela veut dire que la variable dépendante est dichotomique et que par conséquent, les coefficients (β) représentent des variations de probabilités entre les différentes catégories et la catégorie de référence.

Maintenant que nous savons à quoi correspond une régression linéaire multiple et comment l'interpréter, nous allons nous pencher sur les hypothèses auxquelles le modèle doit répondre : l'hypothèse de linéarité, l'hypothèse d'homoscédasticité, de normalité et d'indépendance. La première hypothèse veut que les moyennes dans chacun des groupes de la variable Y soient alignées et correspondent à la droite de l'équation Y . Dès lors, cette hypothèse postule que les résidus dans chacun des groupes, mais également à l'échelle de l'ensemble des groupes soient pratiquement nuls. Et ce, afin de coller le plus parfaitement à la prédiction faite Y_i^* et respecter la forme linéaire du modèle.

$$\text{moyenne}(\varepsilon_i) = 0$$

La seconde hypothèse est celle de l'homoscédasticité. Ce concept s'oppose à celui d'hétéroscédasticité et cette hypothèse postule que la variance soit stable et reste parallèle à la droite linéaire c'est-à-dire que la moyenne des carrés des écarts à la probabilité moyenne (Y) doit rester constante dans le temps. La variance étant une mesure de dispersion de l'échantillon, cette hypothèse postule que la dispersion soit constante dans le graphique. Ainsi, la variance des résidus individuels doit correspondre à la variance des résidus.

$$\text{variance}(\varepsilon_i) = \sigma_\varepsilon^2$$

La troisième hypothèse postule que dans les différents groupes, la distribution de la variable Y doit suivre une loi normale. Dès lors, cette hypothèse postule également que les résidus individuels soient normalement distribués.

La quatrième et dernière hypothèse portant sur l'échantillon et non sur le phénomène étudié comme les hypothèses précédentes postulent que les résidus sont indépendants.

En théorie, nos modèles sont censés répondre à ces 4 hypothèses. En revanche, dans ce travail, nous allons exclusivement tester celle concernant l'homoscédasticité. En effet, selon Mood (2010) c'est la plus importante, car dans son ouvrage elle explique que si certaines hypothèses ne sont pas

respectées ça n'influencera pas fortement l'interprétation des résultats. Elle évoque également le fait que l'hypothèse d'homoscédasticité est très facilement corrigible. Dès lors, nous allons à l'aide de la fonction « predict » et « hettest » détecter les modèles pour lesquels les résidus sont hétéroscédastiques et ensuite corriger cela avec la fonction « robust » de Stata. De plus, pour éviter d'avoir des coefficients supérieurs à 1 ce qui peut arriver fréquemment lorsque la variable dépendante d'une régression linéaire est dichotomique, nous n'allons pas calculer les effets marginaux, mais parler en termes de points de pourcentage séparant la catégorie étudiée et la catégorie de référence.

4.3. Choix méthodologiques

Dans cette partie la procédure d'analyse sera décrite afin de justifier les choix qui ont été posés. Pour commencer, nous avons décidé de réaliser toutes les analyses du chapitre quatre et cinq en séparant l'échantillon en deux sous-groupes selon le sexe. En effet, de nombreux auteurs font cela, car il est possible que les résultats diffèrent selon le sexe. Par exemple, Kuhnt & al publient en 2021 un article parlant des incertitudes en matière de fécondité sur base de la base de données PAIRFAM et réalise des analyses différentes pour les hommes et pour les femmes. Ou encore Schoen & al qui en 1999 sortent un article questionnant l'effet des intentions de fécondité sur le comportement de fécondité et réalisent également des analyses séparées selon le sexe. Bien que cet article traite d'un sujet différent du nôtre, c'est une référence importante et donc il nous semblait pertinent de le citer ici pour sa méthodologie.

Ensuite, la première partie du chapitre 4 intitulé « résultats » montrera les effets bruts de chaque variable séparément sur la variable dépendante. Bien que ces résultats ne soient pas représentatifs de la réalité, car une variable à elle seule ne sait pas expliquer la variable dépendante, le but ici est d'observer l'effet d'une variable explicative sur la variable expliquée afin de voir comment l'effet de chaque variable individuellement se modifie lorsque celle-ci est implantée dans un modèle.

Une fois cela réalisé, la partie suivante sera consacrée à l'analyse des modèles. Nous avons décidé de réaliser quatre modèles différents afin d'étudier comment l'effet de notre variable indépendante varie sur la variable dépendante. Le premier modèle représente simplement l'effet brut de la variable indépendante sur la variable dépendante. Dans le deuxième modèle, nous avons ajouté toutes les autres variables excepté les variables intermédiaires potentielles. Ce deuxième modèle est donc composé des variables explicatives suivantes : avoir ou non ses parents séparés (variable dépendante), le nombre de frères et sœurs, la région d'habitation, l'âge selon la cohorte d'appartenance et le niveau d'éducation. Le but de ce modèle est donc d'étudier la variation de l'effet de la variable indépendante sur la variable dépendante une fois que les variables de contrôle et d'autres variables importantes sont ajoutées. En effet, si l'effet disparaît lorsqu'on ajoute les variables de contrôle, cela veut dire que celui-ci était fictif. Et, au contraire, si l'effet reste semblable, cela veut dire qu'il est robuste. Ensuite, le troisième modèle de ce travail sera similaire au deuxième, mais une variable intermédiaire potentielle sera ajoutée. Celle-ci se nomme « happy » et témoigne du niveau de bonheur des individus. Le but sera d'observer si la variable intermédiaire qui a été ajoutée fait varier l'effet de la variable indépendante sur la variable dépendante. Si l'effet de la variable indépendante varie, c'est un premier indice pour penser qu'il y a bien un effet intermédiaire. Et, le quatrième modèle est similaire au troisième et a été fait dans le même but que celui-ci, mais cherche à tester une autre variable intermédiaire potentielle, c'est le fait d'être ou non en couple. Dès lors, pour ce modèle, la variable « happy » est enlevée et la variable « couple » ajoutée.

Afin de pouvoir réaliser nos analyses correctement, nous avons utilisé la fonction « regress » de Stata qui permet de réaliser des régressions linéaires sur le programme. De plus, étant donné le fait que les différentes variables de ce travail soient catégorielles ou dichotomiques nous avons fait le choix d'utiliser la fonction « i.la_variable » qui permet d'associer un coefficient, une p-valeur et un intervalle de confiance pour toutes les catégories d'une variable exceptée la catégorie de référence. Étudier selon les catégories des différentes variables permet d'être plus précis dans l'analyse et étudier l'effet

de chaque catégorie sur la variable dépendante en comparaison avec la catégorie de référence. Par conséquent, la catégorie de référence pour chaque variable aura un coefficient de 0 et l'idée est d'observer l'effet des autres catégories par rapport à la catégorie de référence sur les intentions d'avoir un premier enfant. Le but sera d'étudier si selon les catégories d'une variable l'effet sur les intentions de fécondité par rapport à la catégorie de référence est positif, négatif ou nul. Cette manière de faire permet d'étudier plus en détail l'effet de chaque variable explicative sur la variable expliquée. Nous avons fait le choix de prendre comme catégorie de référence les premières catégories de chaque variable. Donc, la catégorie « les parents en couple » pour la variable « séparation parentale », « 0 frère et sœur » pour la variable « nombre de frères et sœurs », la catégorie « Allemagne de l'Ouest » pour la variable « région d'habitation », la cohorte âgée de « 24-28 ans » pour la variable « l'âge selon la cohorte de naissance », « inférieur au bachelier » pour la variable « niveau d'éducation » et pour finir, la catégorie « ne pas être en couple » pour la variable « être ou non en couple ». Excepté pour la variable indiquant « le niveau de bonheur », car il nous semblait peu pertinent de prendre les individus « presque jamais heureux » comme catégorie de référence étant donné le fait que les effectifs de cette catégorie soient fortement réduits (66 individus seulement). Dès lors, nous avons plutôt choisi de prendre la catégorie « presque toujours heureux » et donc de faire des individus les plus heureux la catégorie de référence. Lors de l'interprétation dans le chapitre quatre et le chapitre cinq, nous parlerons en termes de « point de pourcentage », c'est-à-dire que nous analyserons le nombre de points de pourcentage qui séparent la catégorie étudiée et la catégorie de référence.

Chapitre 4 : Résultats

Cette partie consistera à présenter les résultats obtenus lors de la réalisation des analyses faites avec Stata. Comme dit plus haut, la première partie sera consacrée aux résultats des effets bruts de chaque variable séparément sur la variable dépendante. La deuxième partie aux résultats obtenus par le biais des différents modèles. Mais, avant l'exposition de ces deux parties, voici quelques lignes sur l'homoscédasticité des résultats.

1. Test d'homoscédasticité

Comme il a été vu plus haut, un point important de la régression linéaire est l'homoscédasticité. Dans le cas de ce travail, aucun de nos modèles n'est homoscédastique. Il a donc été nécessaire de rajouter la fonction « robust » lors de l'application de la régression linéaire dans Stata (Ouellet, 2005).

2. Effets bruts

Dans cette partie, les effets bruts de chacune de nos variables explicatives sur la variable dépendante seront analysés, et ce à l'aide d'une probabilité linéaire simple. Ici, le but est d'étudier l'effet qu'a une variable sur la variable dépendante quand aucune autre variable n'entre dans le modèle. Et ce, pour pouvoir ensuite comparer l'effet brut d'une variable et l'effet que celle-ci a sur la variable dépendante lorsqu'elle est dans un modèle. Tous les chiffres indiqués dans cette section sont repris dans le tableau 2 intitulé « effets bruts des différentes variables sur la variable dépendante » présent à la fin de cette partie. Ce tableau indique les coefficients, les p-valeurs et les intervalles de confiance pour chaque catégorie des différentes variables en comparaison à la catégorie de référence et selon le sexe.

Premièrement, pour la première régression linéaire simple qui cherche à étudier la relation entre le fait d'avoir l'intention ou non d'avoir un premier

enfant (variable dépendante) et le fait d'avoir ses parents séparés (variable indépendante), on peut constater pour les hommes et les femmes que la p-valeurs est inférieur au seuil de cinq pour cent. Cela signifie que dans les deux cas le coefficient sera significatif et par conséquent, interprétable. Dans la régression linéaire, H0 signifie qu'il n'y a pas de relation linéaire significative entre la variable dépendante et indépendante et que, par conséquent, le coefficient n'est pas significativement différent de 0 et H1 postule le contraire. Ici, étant donné le fait que nos p-valeurs soient inférieurs à 5% nous rejetons H0 et acceptons H1 postulant que le coefficient est significativement différent de 0. Dès lors, la probabilité de se tromper est très faible dans ces cas-ci.

De plus, on peut observer que l'effet est relativement faible, car le coefficient est proche de 0. Un coefficient peut varier entre -1 et 1 où les extrémités signifient une relation parfaite entre la variable dépendante et indépendante où lorsque x augmente de 1, y augmente également ou baisse de 1. Contrairement à cela, un coefficient de 0 signifie qu'il n'y a pas de relation entre la variable explicative et la variable expliquée.

Donc dans ce cas-ci, pour les hommes, avoir ses parents séparés diminue significativement les intentions d'avoir un premier enfant de 10 points de pourcentage par rapport au fait de ne pas avoir ses parents séparés contre 8 points de pourcentage pour les femmes. Ces résultats vont dans le sens de notre hypothèse et de la revue de la littérature. En revanche, il sera intéressant de voir comment cette valeur évolue dans les différents modèles et donc comment la relation entre notre variable dépendante et indépendante se modifie lorsque d'autres variables intermédiaires et explicatives entrent dans le modèle.

Deuxièmement, la seconde probabilité linéaire cherche à mesurer l'influence du nombre de frères et sœurs que l'individu a sur les intentions d'avoir un premier enfant. On peut observer qu'aucune des catégories ne peut être interprétée, et ce, pour les hommes et pour les femmes. En effet, les p-valeurs associées aux coefficients des différentes catégories sont toutes supérieures au seuil de 5%, ce qui veut dire que H0 est acceptée (qu'il n'y a pas de relation linéaire significative entre les deux variables). De plus, cela

veut dire que la probabilité que les coefficients soient égaux à 0 est supérieure à 5%. Dans ce cas, nous n'allons donc pas prendre le risque d'interpréter des résultats avec une p-valeurs supérieur au seuil des 5%.

Troisièmement, nous examinons l'effet brut de la région de résidence sur les intentions d'avoir un premier enfant. Dans ce cas-ci, il est important de noter que la significativité des résultats varie en fonction du sexe. Pour les femmes, la p-valeur étant supérieure à 5%, les résultats ne diffèrent pas significativement de zéro et ne seront donc pas examinés. Cependant, pour les hommes, une probabilité inférieure au seuil de 5% est observée, ce qui indique qu'il y a moins de 5% de chances que le coefficient soit égal à zéro. Par conséquent, nous acceptons l'hypothèse nulle (H0). Il est donc possible d'avancer que la probabilité d'avoir l'intention d'avoir un premier enfant est de 5 points de pourcentage plus faible pour les hommes vivant en Allemagne de l'Est par rapport à ceux vivant en Allemagne de l'Ouest.

Quatrièmement, il est possible de conclure que pour les hommes et les femmes l'âge est statistiquement significatif, car toutes les p-valeurs sont inférieures à 5%. Nous pouvons donc passer à l'interprétation des résultats. Pour les hommes, les individus âgés entre 34 à 38 ans ont 28 points de pourcentage en moins que les individus âgés entre 24 à 28 ans de penser qu'il est réaliste d'avoir un premier enfant. Ce constat s'agrandit avec l'âge, les hommes ayant entre 44 et 48 ans ont 74 points de pourcentage de chance en moins d'avoir l'intention d'avoir un premier enfant que les individus âgés de 24 à 28 ans. En ce qui concerne les femmes, il est également possible d'observer que plus l'âge avance, plus la probabilité d'avoir l'intention d'avoir un premier enfant diminue. En effet, pour la catégorie d'âge des 34-38 ans, les femmes ont 30 points de pourcentage en moins que les femmes âgées de 24 à 28 ans d'avoir l'intention de devenir parent. Et pour les femmes âgées de 44 à 48 ans, cette même probabilité est de 90 points de pourcentage. Dès lors, pour les hommes et pour les femmes âgées de 34 à 38 ans, la probabilité diminue de manière assez similaire, cependant, pour les individus âgés de 44 à 48, la probabilité des femmes est bien plus extrême que celle des hommes. Cela peut également venir du fait que la limite d'âge de notre échantillon est de 45 ans pour les femmes et de 50 ans pour les hommes. Une

partie de la dernière cohorte des femmes a donc été enlevée, ce qui n'est pas le cas pour les hommes. L'échantillon est donc composé de seulement 35 femmes âgées de 44 à 48 ans contre 152 pour les hommes.

Cinquièmement, il est observé que le niveau d'éducation a une influence significative sur les hommes et sur les femmes. Les personnes les plus éduquées vont davantage penser qu'il est réaliste d'avoir un premier enfant. En effet, les hommes détenteur d'au moins un bachelier connaissent une probabilité de 9 points de pourcentage supérieure aux individus n'ayant pas atteint ce niveau de diplôme en ce qui concerne l'intention d'avoir un premier enfant. Bien que la tendance soit plus modérée, le constat va dans le même sens pour les femmes. Celles ayant un niveau d'étude équivalent ou supérieur au bachelier ont en moyenne 9 points de pourcentage en plus que les autres de penser qu'il est réaliste d'avoir un premier enfant. Par ailleurs, il est probable que cette variable soit fortement corrélée avec l'effet de l'âge étudié dans le paragraphe précédent. En effet, dans notre échantillon ce sont principalement les individus de la plus jeune cohorte qui composent la catégorie « supérieure ou égale au bachelier » et dans le paragraphe précédent, il était possible de constater que les individus les plus jeunes avaient davantage l'intention d'avoir un premier enfant. Par conséquent, ce sont les individus les plus jeunes et les plus éduqués qui ont le plus l'intention d'avoir un premier enfant.

Sixièmement, en ce qui concerne l'effet brut du niveau de bonheur sur les intentions d'avoir un premier enfant, il est possible d'observer dans le tableau (Tableau 2) ci-dessous que pour les hommes, la p-valeurs de la catégorie « souvent heureux » est supérieur au seuil des 5% et n'est donc pas statistiquement significative. En revanche, toutes les autres p-valeurs sont inférieures au seuil, il sera donc possible d'interpréter le coefficient de chacune de ces catégories. Pour tous les individus, les chances de souhaiter un enfant diminuent lorsque le niveau de bonheur diminue. Pour les hommes, les individus « parfois heureux » ont une probabilité de 19 points de pourcentage en moins d'avoir l'intention d'avoir un premier enfant comparé à la probabilité des individus qui sont « heureux la plupart du temps » contre 28 points de pourcentage en moins pour les individus « presque jamais

heureux ». En ce qui concerne les femmes, elles ont 6 points de pourcentage en moins d'avoir l'intention d'avoir un premier enfant si elles sont « souvent heureuses » comparée aux femmes « heureuse la plupart du temps » contre 12 points de pourcentage de chance en moins pour les femmes « parfois heureuses » et 34 points de pourcentage pour les femmes « presque jamais heureuses ». Cela est toujours comparé à la probabilité que connaît la catégorie de référence représentant les individus les plus heureux en ce qui concerne les intentions d'avoir un premier enfant. Les constats observés ici vont dans le sens de la revue de la littérature. Il sera cependant intéressant de réétudier l'effet de cette variable lorsqu'elle sera introduite dans un modèle comprenant d'autres variables.

Et, pour finir, en ce qui concerne l'effet brut d'être en couple sur les intentions d'avoir un premier enfant, pour les hommes et les femmes, les résultats sont statistiquement significatifs et le fait d'être en couple augmente légèrement les intentions de devenir parent. En effet, la probabilité d'avoir l'intention d'être parent pour la première fois augmente de 9 points de pourcentage pour les hommes et de 10 points de pourcentage pour les femmes en couple comparé aux hommes et aux femmes qui ne sont pas en couple.

En guise de synthèse de cette partie, voici à la page 61 un tableau (Tableau 2) représentant les résultats des effets bruts des variables explicatives sur la variable expliquée selon le sexe avec pour chaque coefficient la p-valeur et l'intervalle de confiance associé.

Tableau 2 – Effets bruts des différentes variables sur la variable dépendante

Intention d'avoir un premier enfant	Hommes			Femmes		
	coefficient	p-valeurs	CI	coefficient	p-valeurs	CI
separation						
parents en couple			référence			référence
parents séparés	-0.10	0.00	-0.14 ; -0.05	-0.08	0.00	-0.13 ; -0.04
nombre de frères et soeurs						
0 frère et soeurs			référence			référence
1 frères ou 1 soeur	-0.03	0.33	-0.10 ; 0.04	0.02	0.61	-0.05 ; 0.09
2 frères et soeurs ou plus	-0.02	0.35	-0.10 ; 0.04	-0.01	0.88	-0.08 ; 0.07
région (ouest-est allemand)						
Allemagne de l'ouest			référence			référence
Allemagne de l'est	-0.05	0.04	-0.11 ; -0.01	-0.02	0.58	-0.04 ; 0.07
l'âge selon la cohorte d'appartenance						
24-28 ans			référence			référence
34-38 ans	-0.28	0.00	-0.33 ; -0.23	-0.30	0.00	-0.36 ; -0.24
44-48 ans	-0.74	0.00	-0.81 ; -0.67	-0.90	0.00	-0.96 ; -0.84
niveau d'éducation						
< au bachelier			référence			référence
≥ au bachelier	0.09	0.00	0.05 ; 0.13	0.06	0.01	0.01 ; 0.10
niveau de bonheur						
presque jamais heureux	-0.28	0.00	-0.44 ; -0.12	-0.34	0.01	-0.59 ; -0.09
parfois heureux	-0.19	0.00	-0.26 ; -0.12	-0.12	0.00	-0.19 ; -0.05
souvent heureux	-0.34	0.18	-0.08 ; 0.02	-0.06	0.01	-0.10 ; -0.02
heureux la plus part du temps			référence			référence
être ou non en couple						
ne pas être en couple			référence			référence
être en couple	0.09	0.00	0.4 ; 0.13	0.10	0.00	0.05 ; 0.15

Réalisé à partir des données PAIRFAM, vague 11

3. Effets bruts et modèles multivariés

Dans cette partie, l'objectif est de comprendre l'effet de la variable indépendante sur la variable dépendante à travers l'utilisation de différents modèles. De plus, l'effet des différentes variables dans chaque modèle sera étudié afin de confirmer ou d'infirmer les hypothèses. Afin de soutenir et confirmer les propos avancés dans les différentes sections de cette partie, un tableau est disponible en annexe (Annexe 1). Celui-ci représente pour chaque catégorie des différentes variables, en comparaison avec la catégorie de référence : le coefficient, la p-valeurs et l'intervalle de confiance. De plus, à la fin de cette partie, se trouve un graphique illustrant les tendances (Figure 2). Celui-ci permet de visualiser et faciliter la compréhension des propos énoncés dans les sections suivantes.

3.1. Effets de la variable indépendante

Dans cette partie, l'effet de la variable indépendante sur la variable dépendante sera étudié, et ce à travers 4 modèles afin de voir comment l'effet cité ci-dessus se modifie lorsque d'autres variables sont ajoutées.

Dans le premier modèle, il est possible d'observer l'effet brut de la variable indépendante (avoir ou non ses parents séparés) sur la variable dépendante (avoir ou non l'intention d'avoir un premier enfant) (Annexe 1 ; Figure 2). L'analyse est stratifiée selon le sexe des interviewés. Cet effet a déjà été étudié dans la partie précédente, mais pour rappel, il est possible d'observer pour les hommes que les individus ayant leurs parents séparés ont 10 points de pourcentage en moins que la probabilité des hommes n'ayant pas leurs parents séparés d'avoir l'intention d'avoir un premier enfant. Ce même constat est fait pour les femmes, mais à la hauteur respectivement de 8 points de pourcentage en moins.

Toutefois, cet effet n'est plus significatif une fois que d'autres variables vont être insérées dans le modèle (Figure 2 ; Annexe 1). En effet, dans le deuxième modèle, il est observé que tant pour les hommes que pour les femmes, la p-valeur pour la variable séparation dépasse le seuil de 5 % ou équivaut à celui-ci avec des intervalles de confiances englobant l'axe du 0.

Par conséquent, le coefficient ne sera pas interprété pour ces catégories. Cette constatation est également confirmée par les intervalles de confiance. En effet, dans le deuxième modèle, les intervalles de confiance englobent la valeur 0 pour les hommes et les femmes, ce qui suggère que les individus ayant vécu une séparation parentale peuvent avoir des intentions similaires en ce qui concerne le souhait d'avoir un premier enfant comparé à ceux n'ayant pas vécu de séparation parentale. Ainsi, il est possible que la séparation des parents n'ait pas d'influence sur les intentions de fécondité. Le graphique ci-dessous (Figure 2) confirme cette tendance, où il est possible de remarquer que les intervalles de confiance dans les différents modèles sont très proches de zéro ou englobent l'axe du 0. Une exception à cette observation est constatée dans le premier modèle, où l'influence de la séparation a un effet négatif sur les intentions d'avoir un premier enfant. Cette tendance sera examinée plus en détail et évaluée statistiquement dans les modèles trois et quatre pour vérifier sa validité.

D'un point de vue statistique, dans le troisième modèle qui inclut en plus la variable sur le niveau de bonheur, la p-valeurs des hommes est significative, car inférieur au seuil des 5 % et le résultat est donc interprétable et significativement différent de la catégorie de référence. Par conséquent, il est possible d'avancer que les hommes ayant leurs parents séparés voient leurs probabilités d'avoir l'intention d'avoir un premier enfant baisser de 4 points de pourcentage comparé aux individus ayant encore leurs parents ensemble. La p-valeur est significative, cependant, étant donné que l'intervalle de confiance est très proche de zéro, il est préférable d'émettre des réserves quant à l'existence d'une réelle différence en ce qui concerne les intentions d'avoir un premier enfant entre les individus ayant connu une séparation parentale et ceux n'ayant pas vécu cet évènement. En ce qui concerne les femmes, dans le troisième modèle, il n'est pas possible de tirer les mêmes conclusions que pour les hommes. En effet, la p-valeur pour les femmes est de 8 %, ce qui dépasse le seuil des 5 % choisis dans ce travail. De plus, l'intervalle de confiance du coefficient varie de -7 à 0 point de pourcentage. Par conséquent, il n'est pas possible d'observer une différence significative en matière d'intentions de première parentalité entre les femmes

ayant connu une séparation parentale et les autres. La non-significativité des résultats (et le fait que la valeur ne change pas d'un modèle à un autre) nous porte à conclure que l'arrivée de la variable intermédiaire caractérisant le niveau de bonheur dans notre troisième modèle n'a pas d'effet intermédiaire. Cela signifie que le niveau de bonheur n'est pas une variable intermédiaire de la relation entre la séparation parentale et les intentions d'avoir un premier enfant.

En revanche, lorsqu'on examine le tableau (Annexe 1), on remarque que, malgré l'absence de différence majeure d'un point de vue graphique, l'ajout de la variable intermédiaire rend l'effet de la séparation parentale sur les intentions d'avoir un premier enfant significatif pour les hommes. Cela n'était pas le cas dans le deuxième modèle. Nous pouvons donc affirmer que les chances de souhaiter un premier enfant sont plus faibles (-4 pour cent) pour les individus ayant leurs parents séparés. Toutefois, l'ajout de la variable « niveau de bonheur » ne change pas le coefficient de la variable « séparation ». Elle ne peut donc pas être considérée comme une variable intermédiaire.

Dans le quatrième modèle, qui a comme particularité d'étudier la deuxième potentielle variable intermédiaire indiquant si l'individu est ou non en couple, les résultats observés dans le graphique et le tableau (Figure 2 ; Annexe 1) sont identiques à ceux du deuxième modèle. Le tableau (Annexe 1) révèle que la relation entre la variable dépendante et indépendante reste inchangée avec l'introduction de la variable « être ou non en couple » entre les modèles deux et quatre. Dès lors, la variable « être ou non en couple » n'a pas d'effet intermédiaire sur la relation entre la séparation parentale et les intentions d'avoir un premier enfant.

De manière générale, l'effet brut observé entre la variable dépendante et indépendante n'est pas robuste, car une fois que d'autres variables sont ajoutées, il n'est plus statistiquement significatif. De plus, l'effet de la séparation parentale sur les intentions d'avoir un premier enfant reste relativement constant à travers les trois derniers modèles, ce qui veut d'une part dire que l'effet est robuste et que, d'autre part, les variables intermédiaires potentielles n'ont pas un effet intermédiaire sur la relation

étudiée. En guise de conclusion de cette partie, il est possible de penser que la séparation n'a pas d'effet sur les intentions d'avoir un premier enfant, et que si elle en a un, il est plutôt négatif. En effet, lorsque les coefficients étaient significatifs, il était possible de constater que les individus ayant vécu une séparation parentale avaient moins de chances d'avoir des intentions positives en matière de première parentalité que les individus n'ayant pas leurs parents séparés. Il sera intéressant de voir comment la relation entre la variable dépendante et indépendante se présente dans les tests de robustesses dans une prochaine partie.

3.2. Effets des autres variables

3.2.1. Nombre de frères et sœurs — variable de contrôle

Le tableau (Annexe 1) montre que la présence de frères et sœurs n'a pas d'influence sur les intentions d'avoir un premier enfant. En effet, dans les trois modèles où la variable est présente, que ce soit pour les hommes et pour les femmes, aucune des p-valeurs n'est inférieure au seuil des 5 %. Cela signifie que pour toutes les catégories à travers les différents modèles, il n'y a pas de différence statistique entre la probabilité de souhaiter un premier enfant et la probabilité de la catégorie de référence. Par conséquent, dans ce travail, pour les hommes et surtout pour les femmes, la taille de la fratrie n'influence pas les intentions d'avoir un premier enfant.

3.2.2. Niveau d'éducation — variable explicative

Pour la variable représentant le niveau d'éducation, aucune différence n'est constatée en ce qui concerne les intentions d'avoir un premier enfant entre les individus ayant un niveau de diplôme inférieur au bachelier et ceux qui ont un niveau supérieur ou égal à celui-ci. En effet, toutes les p-valeurs sont supérieures au seuil de 5 %, seuil choisit dans ce travail, ce qui veut dire que les chances de se tromper en affirmant une différence entre les deux catégories sont supérieures à 5 %. Ces résultats sont fortement différents de ceux observés lors de l'analyse des effets bruts sur la variable dépendante. En

effet, dans cette section-là du travail, le fait d'avoir un niveau d'étude supérieur ou égale au bachelier faisait augmenter de 9 points de pourcentage pour les hommes et 6 pour les femmes le fait de penser qu'il est réaliste d'avoir un premier enfant comparé aux individus n'ayant pas atteint ce niveau de diplôme. Le fait d'intégrer cette variable dans un modèle où d'autres variables sont aussi présentes supprime totalement l'effet précédemment observé. Dans ce cas-ci, l'éducation n'a pas d'effet sur les intentions d'avoir un premier enfant, en revanche, il sera intéressant de voir si cela change dans le chapitre 5 consacré au test de robustesse.

3.2.3. Région d'habitation — variable de contrôle

La variable « région d'habitation » ne présente aucune différence en ce qui concerne les intentions d'avoir un premier enfant entre les individus vivant en Allemagne de l'Ouest ou en Allemagne de l'Est, indépendamment du sexe et du modèle. Les analyses ont été réalisées pour déterminer s'il existait une différence significative entre les deux régions en termes de probabilité de souhaiter entrer dans la première parentalité, mais toutes les p-valeurs étaient supérieures au seuil de 5 %, ce qui indique qu'il n'y a pas de différence statistiquement significative entre les deux régions. Les conclusions faites dans cette analyse-ci sont différentes de celles faites sur l'étude de l'effet brut. En effet, lors de la mesure de l'effet brut de la région d'habitation sur les intentions d'avoir un premier enfant, les hommes vivant dans l'Allemagne de l'Est avaient 5 points de pourcentage de chances en moins de souhaiter avoir un premier enfant que ceux vivant dans l'Allemagne de l'Ouest. Cet effet a totalement disparu lorsque la variable caractérisant la région d'habitation a été insérée dans un modèle où d'autres variables étaient également présentes.

3.2.4. L'âge — variable explicative ¹

Jusqu'à présent, les résultats n'étaient pas très significatifs, mais cela va changer avec l'analyse de la variable « âge ». Dans les trois derniers modèles, en comparant les hommes et les femmes âgés de 24 à 28 ans et ceux âgés de 34 à 38 ans, les individus âgés de 34 à 38 ans ont une probabilité qui baisse de 28 points de pourcentage par rapport aux individus de 24 à 28 ans en ce qui concerne les intentions d'avoir un premier enfant. Et, à propos de la cohorte la plus âgée (ayant entre 44 et 45 ans pour les femmes et 44 et 48 ans pour les hommes), les résultats varient selon le sexe. Effectivement, les hommes voient leurs intentions positives baisser entre 76 et 78 points de pourcentage selon les modèles par rapport à la plus jeune cohorte. Et, de leur côté, les femmes âgées de 44 à 45 ans ont une probabilité qui baisse de 91 points de pourcentage par rapport à la plus jeune cohorte de penser qu'il est réaliste d'avoir un premier enfant. Dans ce cas-ci, les résultats observés ici sont similaires à ceux observés lors de l'analyse de l'effet brut de chaque variable sur les intentions d'avoir un premier enfant. Nous pouvons conclure en disant que l'âge a un effet important sur le fait de penser qu'il est réaliste ou non d'avoir un premier enfant et que ce résultat est relativement robuste, car il ne change pas fortement d'un modèle à l'autre.

3.2.5. Le niveau de bonheur — potentielle variable intermédiaire

De plus, au sujet de l'effet de la variable caractérisant le niveau de bonheur, il est possible d'observer que les p-valeurs sont inférieures au seuil de 5 % excepté pour la catégorie « souvent heureux ». Dès lors, l'analyse des résultats est possible pour toutes les catégories excepté celle-là. Pour rappel,

¹ Il est important de noter que les données PAIRFAM sont basées sur des cohortes d'âge. Ainsi, lorsque l'âge sera mentionné dans cette étude, il fera référence à l'âge des trois cohortes au moment de l'enquête. La cohorte la plus jeune comprend des individus âgés de 24 à 28 ans, la deuxième cohorte regroupe des individus âgés de 34 à 38 ans et la troisième cohorte comprend des individus âgés de 44 à 48 ans. Sans oublier qu'une sélection au niveau de l'échantillon avec des restrictions au niveau de l'âge.

pour cette variable-ci, la catégorie de référence choisie n'est pas la première comme pour les autres variables, mais bien la dernière composée des individus les plus heureux. De manière générale, une tendance se dessine sur le graphique (Figure 2). Celle-ci met en évidence que les individus les moins heureux (c'est-à-dire presque jamais heureux ou parfois heureux) auraient moins tendance à avoir l'intention d'entrer dans la parentalité. Par ailleurs, le graphique (Figure 2) témoigne du fait que les intervalles de confiance sont plus grands pour la catégorie « presque jamais heureux » que pour les autres catégories. Cela est sans doute lié au fait que cette catégorie est composée de seulement 66 individus et plus le nombre d'effectifs est faible, plus l'étendue de l'intervalle sera grande, car moins la statistique est fiable. D'un point de vue statistique, selon les données du tableau (Annexe 1), on constate que les hommes ont une probabilité réduite de 14 points de pourcentage d'avoir une intention positive d'avoir un premier enfant s'ils sont rarement heureux. De même, s'ils sont parfois heureux, cette probabilité diminue de 10 points de pourcentage par rapport à ceux qui sont généralement heureux. En ce qui concerne les femmes, celles-ci voient leurs chances diminuer d'en moyenne 28 points de pourcentage si elles ne sont presque jamais heureuse et de 28 points de pourcentage si elles sont parfois heureuses comparé aux femmes qui ne sont quasiment jamais heureuses.

De plus, il est important de noter que le niveau de bonheur n'était pas une variable intermédiaire : son ajout dans le modèle n'a pas entraîné de changements significatifs dans les résultats. Par conséquent, le niveau de bonheur est plutôt une variable expliquant le phénomène qu'une variable intermédiaire entre la variable dépendante et indépendante.

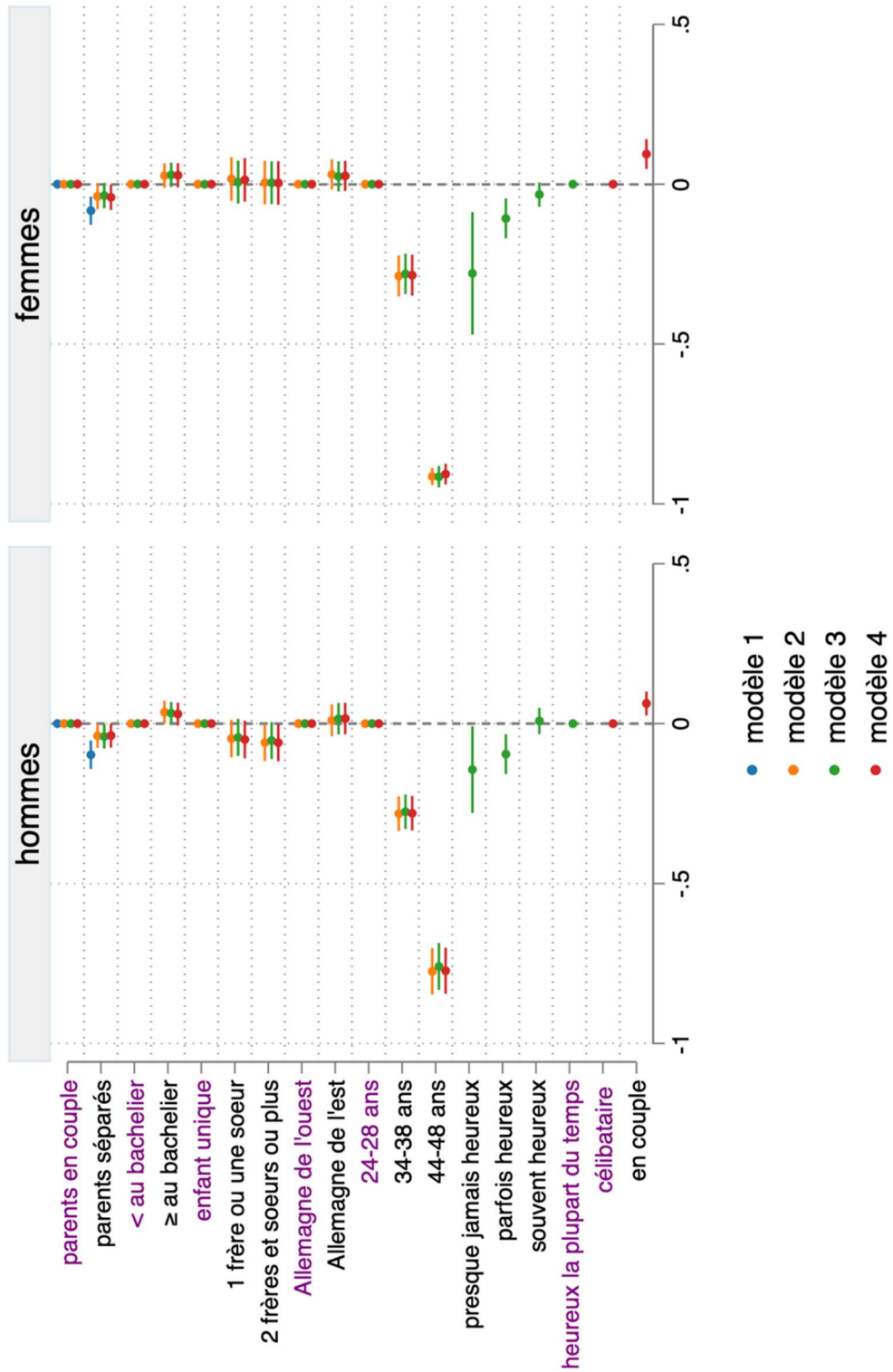
3.2.6. Être en couple — potentielle variable intermédiaire

En ce qui concerne la variable intermédiaire « être ou non en couple » présente dans le quatrième modèle et son effet sur la variable dépendante, nous pouvons constater que, aussi bien pour les hommes que pour les femmes, les individus en couple ont plus tendance à penser qu'il est réaliste d'avoir un premier enfant. Effectivement, on observe que les hommes en couple ont une probabilité de 6 points de pourcentage supplémentaire d'exprimer une

intention positive d'avoir un premier enfant. Au sujet des femmes, le constat est le même et de manière générale, les femmes en couple ont une probabilité de 9 points de pourcentage de plus de souhaiter avoir un premier enfant. Les hommes et les femmes voient donc leurs chances d'avoir l'intention d'avoir un premier enfant s'ils sont en couple légèrement augmenter. Ces résultats vont dans le sens de la littérature et des hypothèses. Il sera intéressant de voir dans le chapitre 5 si cet effet reste le même.

Tout comme pour la variable précédente, « être en couple » est une variable explicative des intentions d'avoir un premier enfant, mais elle n'est pas une variable intermédiaire de la relation étudiée dans ce travail.

Figure 2 — modèles de probabilité linéaire principale



Réalisé à partir des données PAIRFAM, vague 11

Chapitre 5 : Analyses de la robustesse des résultats

À travers cette partie, nous souhaitons comparer les résultats obtenus dans l'analyse principale (présente dans le chapitre 4) avec les résultats qu'on obtient en faisant les mêmes analyses ou des analyses très similaires avec des échantillons (légèrement) différents ou des variables modifiées afin d'observer si les changements sont notables entre les différentes analyses. Le but étant ici de mesurer si les effets observés dans la partie précédente sont robustes. Dans cette partie, 3 analyses différentes seront effectuées, une première étudiant la parité supérieure, c'est-à-dire l'intention d'avoir un deuxième enfant. La deuxième analyse se concentrera sur les individus en couple, et la troisième sur les intentions d'avoir un enfant dans les deux prochaines années. Pour chacune de ces trois analyses, les mêmes quatre modèles que dans le chapitre 4 seront testés.

1. Intention d'avoir un deuxième enfant

Dans cette partie, les mêmes analyses que dans l'analyse principale seront effectuées. En revanche, le sujet d'étude ne portera plus sur les intentions d'avoir un premier enfant chez les individus n'ayant pas d'enfants, mais l'intention d'avoir un deuxième enfant chez les parents ayant déjà un enfant. Pour se faire, l'échantillon sera modifié en sélectionnant seulement les individus ayant déjà un enfant. La nouvelle variable dépendante, qui détermine si les individus ont l'intention ou non d'avoir un second enfant, est basée sur la variable « frt27 » de la base de données PAIRFAM. Cette variable indique si les individus considèrent qu'il est réaliste ou non d'avoir un enfant supplémentaire et sera renommée « agrandissement2 » dans nos analyses. Cette nouvelle variable sera dichotomique et codée « non » — « oui ». Les propos avancés dans cette section seront illustrés par des tableaux

(Annexes 2 & 3) et un graphique à la fin de cette partie (Figure 3). Dans les tableaux, l'un représente les effectifs par catégorie de chaque variable et selon le sexe (Annexe 2) tandis qu'un autre montre les résultats obtenus pour chacun des quatre modèles de l'analyse sur la parité supérieure (Annexe 3). En ce qui concerne le graphique (Figure 3) à la fin de cette partie, il représente les données du tableau de la troisième annexe, mais de manière graphique.

1.1. Description des données

Étant donné que l'échantillon change, les effectifs pour chaque catégorie des différentes variables changent également. Il est possible de voir dans le tableau (Annexe 2) la répartition des effectifs pour chaque catégorie des différentes variables pour le nouvel échantillon.

Dans ce tableau, il est possible d'observer que parmi les individus de l'échantillon qui ont des enfants, il y a une proportion plus élevée de femmes que d'hommes. Cette constatation diffère de l'analyse principale qui se focalisait sur les individus sans enfants. Il est également possible d'observer ici que la grande majorité des individus de l'échantillon est en couple (84,23 %), alors que dans l'échantillon principal, seulement 60,98 % l'étaient. Cela peut s'expliquer par le fait que pour avoir un enfant il est en principe nécessaire d'avoir un partenaire et que donc, il est fort probable que les individus ayant déjà un enfant soient en couple. Par ailleurs, le tableau (Annexe 2) montre que la proportion des individus ayant leurs parents en couple et ceux ayant leurs parents séparés est presque la même. Cela n'était pas le cas pour l'analyse de référence. En effet, dans l'analyse précédente, 58 % des individus avaient leurs parents en couple et 39 % d'entre eux avaient leurs parents séparés. De plus, en ce qui concerne la région d'habitation, la différence entre la proportion de personnes vivant dans l'Allemagne de l'Ouest et de l'Est est plus petite. En effet, ici 68 % des individus habitent dans l'Allemagne de l'Ouest contre 32 % dans l'Allemagne de l'Est tandis que dans l'analyse principale, 80 % des individus vivaient dans l'Allemagne de l'Ouest et 20 % dans l'Allemagne de l'Est. Une dernière différence marquante est l'âge. Il est possible de voir que les individus ayant un premier

enfant sont nettement plus âgés que ceux qui n'ont pas d'enfants. En effet, ici seulement 24 % des effectifs ont entre 24 et 28 ans tandis que pour les individus n'ayant pas d'enfants cette catégorie représente 68 % des effectifs. Il est dès lors possible de penser que l'âge joue un rôle important dans l'explication des intentions de devenir parent pour la première fois. C'était d'ailleurs le cas pour la première analyse (chapitre 4) qui montrait que l'âge était très significatif dans l'explication des intentions d'avoir un premier enfant, nous pourrions donc voir si c'est encore le cas pour cette deuxième analyse.

1.2. Effets bruts et modèles multivariés

1.2.1. Effets de la variable indépendante

Dans le tableau (Annexe 3) et le graphique ci-dessous (Figure 3), il est clair que le fait d'avoir ses parents séparés n'est jamais significatif lorsqu'on étudie les intentions de passer à un deuxième enfant. En effet, dans tous les modèles, la p-valeurs est largement supérieur au seuil des 5 % ce qui signifie que le fait d'avoir ses parents séparés n'affecte pas les intentions d'avoir un deuxième enfant par rapport aux individus ayant leurs parents en couple. Excepté pour les femmes dans le premier modèle.

Lorsque l'effet brut du fait d'avoir ses parents séparés sur les intentions d'avoir un deuxième enfant est étudié, les femmes voient leur probabilité de souhaiter un deuxième enfant baisser de 10 points de pourcentage comparé aux femmes issues de familles non dissoutes. Cela est aussi observable via le graphique (Figure 3) indiquant que les intervalles de confiance englobent largement l'axe du 0 excepté pour les femmes dans le premier modèle. Cependant, il n'est pas possible de dire que le résultat des femmes dans le premier modèle soit robuste, car lorsque d'autres variables sont ajoutées, l'effet tend à disparaître. Effectivement, le fait d'ajouter des variables dans les modèles les rend plus fiables, et ce, parce qu'ils sont plus complets et que davantage de variables explicatives sont prises en compte. Il est possible de constater, en comparaison avec l'analyse principale, que le manque de

significativité statistique du fait d'avoir ses parents séparés est plus prononcé sur les intentions d'avoir un deuxième enfant que sur les intentions d'en avoir un premier. En effet, la significativité constatée dans le premier modèle et le troisième modèle de l'analyse principale (chapitre 4) pour les hommes n'est plus atteinte lors de l'étude des intentions d'avoir un deuxième enfant. De plus, les p-valeurs sont bien plus élevées dans cette analyse-ci que dans la précédente. Cela témoigne également du fait que la séparation parentale affecte encore moins les intentions d'avoir un deuxième enfant qu'en avoir un premier. Pour conclure, la séparation parentale n'influence pas les intentions d'avoir un premier enfant et encore moins celles d'en avoir un deuxième.

1.2.2. Effets des autres variables

D'abord, dans tous les modèles, le nombre de frères et sœurs n'a aucun effet sur les intentions d'avoir un premier enfant. Ce constat était déjà le même dans l'analyse principale (chapitre 4) et l'effet de cette variable reste inchangé.

En ce qui concerne le niveau d'éducation, cette variable est davantage significative dans ces modèles-ci que dans ceux de l'analyse de référence présente au chapitre 4. En effet, dans le chapitre précédent, être détenteur d'un bachelier ne modifiait pas les intentions d'avoir un premier enfant comparé aux individus n'ayant pas obtenu ce niveau de diplôme. Par conséquent, le niveau d'éducation n'affectait pas les intentions d'avoir un premier enfant. En revanche, dans cette analyse-ci, il est possible de voir dans le tableau (Annexe 3) que pour les hommes et les femmes, les p-valeurs sont égales à 0 %. Cela signifie qu'il n'y a aucune chance de se tromper en affirmant que le niveau d'éducation a un effet sur les intentions d'avoir un deuxième enfant. Les hommes et femmes détenteurs d'au moins un bachelier ont une probabilité plus grande d'avoir l'intention de devenir parent pour une deuxième fois que les individus n'ayant pas atteint ce niveau d'étude. Cet effet est davantage prononcé pour les femmes que pour les hommes. Les résultats des trois derniers modèles indiquent que les femmes ayant un niveau d'éducation plus élevé ont en moyenne une probabilité de penser qu'il est

réaliste d'avoir un second enfant supérieure de 30 points de pourcentage par rapport aux femmes moins éduquées. Pour les hommes, cette statistique s'élève à 19 points de pourcentage. Par ailleurs, comme le montre le graphique (Figure 3), les résultats des trois modèles reprenant cette variable explicative sont très stables pour les hommes et pour les femmes. Pour conclure sur l'éducation, lorsqu'on interroge les femmes ayant déjà un enfant, l'effet de l'éducation sur les intentions d'avoir un deuxième enfant augmente. En effet, un niveau d'éducation plus élevé engendre une augmentation des intentions de devenir parent, et ce particulièrement pour les femmes.

De plus, dans le graphique (Figure 3), on peut observer que chez les hommes, le fait de vivre en Allemagne de l'Est est associé à une légère baisse des intentions d'avoir un deuxième enfant par rapport aux hommes résidant en Allemagne de l'Ouest. Par conséquent, pour les hommes, la région d'habitation influence les intentions d'avoir un deuxième, ce qui n'était pas observé dans l'analyse précédente portant sur les intentions d'avoir un premier enfant. En ce qui concerne les femmes, la région d'habitation n'influence ni les intentions d'avoir un premier enfant ni les intentions d'avoir un deuxième.

Pour les hommes, l'âge influence de la même manière les intentions d'avoir un deuxième enfant que celles d'avoir un premier enfant (chapitre 4). Cela veut dire que les individus âgés de 34 à 38 ans ont en moyenne une probabilité de 28 points de pourcentage en moins de penser qu'il est réaliste d'avoir un premier ou un deuxième enfant par rapport à la plus jeune cohorte. Et la probabilité de souhaiter un deuxième enfant est réduite de 77 points de pourcentage pour les individus âgés de 44 à 48 ans comparé aux hommes âgés de 24 à 28 ans. Pour les femmes, les résultats entre l'analyse de référence (présente dans le chapitre 4) et cette analyse-ci ne sont pas aussi similaires. Les femmes âgées de 34 à 38 ans voient leurs probabilités de souhaiter un premier enfant diminuer de 28 points de pourcentage par rapport à la plus jeune cohorte (24 à 28 ans), et leurs probabilités de souhaiter un deuxième enfant diminuer de 40 points de pourcentage. Pour la cohorte la plus âgée, celles-ci ont une probabilité réduite de 91 points de pourcentage de souhaiter un premier enfant par rapport à la cohorte des femmes âgées de 24 à 28 ans.

Chapitre 5 : Analyses de la robustesse des résultats

Et pour les intentions d'avoir un deuxième enfant, les coefficients sont moins extrêmes. En effet, les femmes âgées de 44 à 48 ans ont en moyenne une probabilité de 75 points de pourcentage en moins de penser qu'il est réaliste d'avoir un deuxième enfant comparé aux plus jeunes femmes. Pour les hommes, l'âge a le même effet sur les intentions d'avoir un premier et un deuxième enfant. Et pour les femmes, l'effet de l'âge n'est pas le même selon la parité, mais garde une tendance similaire.

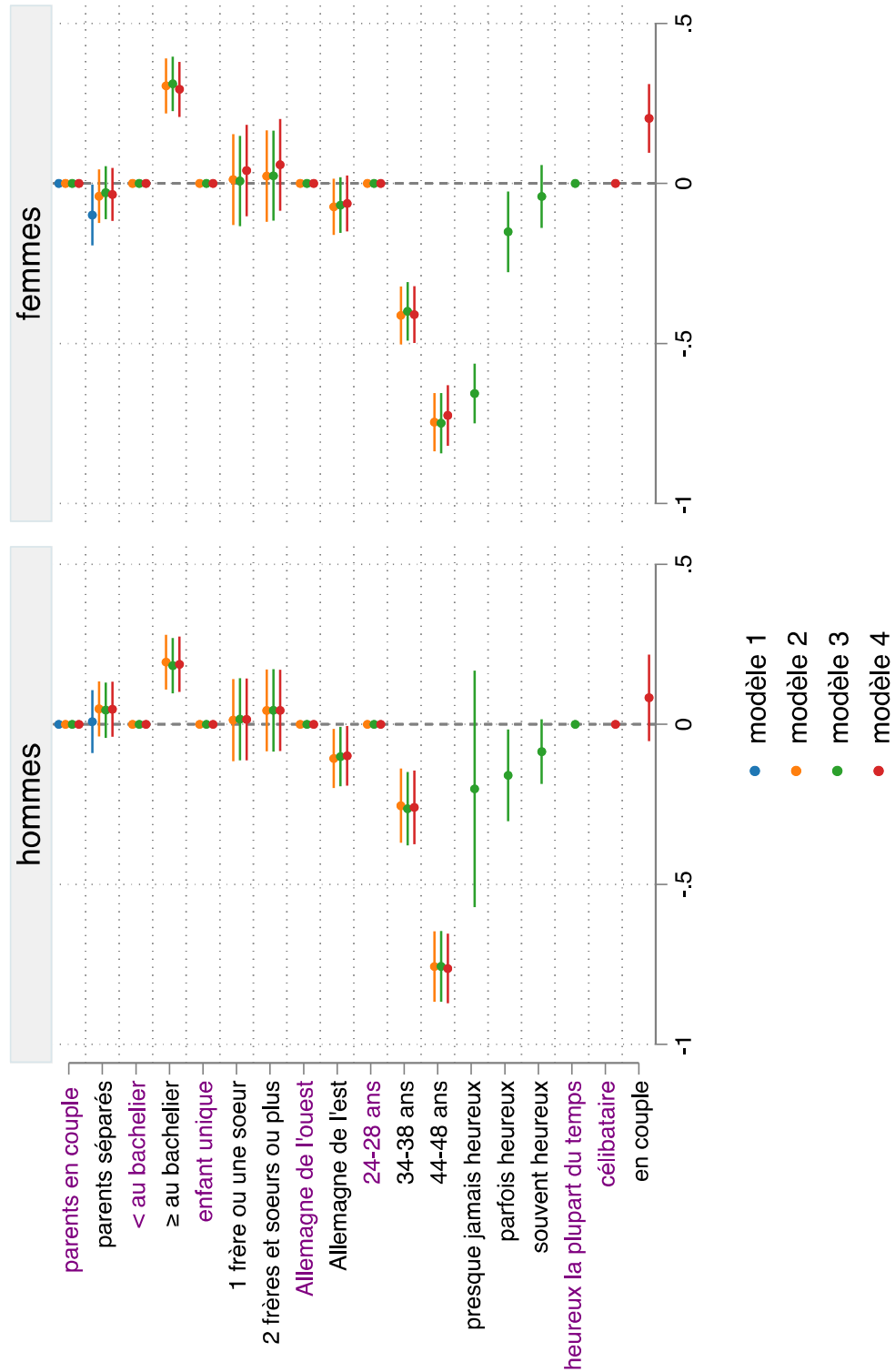
Il est également possible d'observer que le niveau de bonheur n'affecte pas les intentions d'avoir un deuxième enfant comme il influence les intentions d'avoir un premier enfant. En effet, pour les hommes, dans l'analyse principale présente au chapitre 4, les deux niveaux de bonheurs les plus faibles ont une probabilité significativement différente de celle des individus les plus heureux de souhaiter un premier enfant. Cependant, dans cette analyse qui se concentre sur les intentions d'avoir un deuxième enfant, seuls les hommes « parfois heureux » ont des intentions significativement différentes en matière de seconde parentalité par rapport aux hommes les plus heureux. Leur probabilité de vouloir un deuxième enfant est réduite de 16 points de pourcentage par rapport aux hommes les plus heureux. Ce même constat était fait dans l'analyse principale pour les intentions d'avoir un premier enfant, mais avec un effet plus modéré et une baisse de 10 points de pourcentage. Concernant les femmes, celles qui ne se déclarent presque jamais heureuses ont 66 points de pourcentage de moins que les femmes heureuses la plupart du temps de souhaiter avoir un deuxième enfant. Cette diminution était de 26 points de pourcentage pour la première parentalité. Pour les femmes parfois heureuses, l'effet du bonheur a un impact similaire entre la première et la deuxième parentalité. En effet, les femmes parfois heureuses ont respectivement 11 et 15 points de pourcentage de moins que les femmes les plus heureuses en ce qui concerne la réalisation d'un premier et d'un deuxième enfant. Par ailleurs, pour les hommes et les femmes, aucune différence n'est observée entre les individus souvent heureux et ceux heureux la plupart du temps en ce qui concerne le souhait d'une première ou d'une deuxième parentalité. Quelques différences existent quant à l'effet du niveau de bonheur sur les intentions d'avoir un premier ou un deuxième enfant, mais

Chapitre 5 : Analyses de la robustesse des résultats

les tendances restent relativement similaires, à l'exception des femmes presque jamais heureuses, où la différence avec les femmes les plus heureuses s'accroît considérablement lorsqu'il s'agit de la parité supérieure. De plus, il n'y a de nouveau pas d'effet intermédiaire du bonheur entre le fait d'avoir ses parents séparés et les intentions d'avoir un premier deuxième enfant.

Par ailleurs, en ce qui concerne le fait d'être en couple, cela n'a aucune différence pour les hommes. Dès lors, les hommes ont les mêmes intentions d'avoir un deuxième enfant qu'ils soient ou non en couple. Ce qui n'était pas le cas lors de l'analyse précédente (chapitre 4). En effet, pour celle-là, les hommes en couple voyaient leurs chances de penser qu'il était réaliste d'avoir un premier enfant plus élevées que les hommes célibataires. Pour les femmes, être en couple fait augmenter de 10 points de pourcentage les intentions d'avoir un premier enfant et de 20 points de pourcentage les intentions d'avoir un deuxième enfant. Être en couple n'a donc pas d'effets sur les intentions d'avoir un deuxième enfant pour les hommes, mais fait augmenter significativement le fait de penser qu'il est réaliste d'avoir un deuxième enfant pour les femmes.

Figure 3 — modèles de probabilité linéaire sur les intentions d'avoir un deuxième enfant



Réalisé à partir des données PAIRFAM, vague 11

2. Sélection des individus en couple

Il a été choisi dans cette partie de tester nos modèles auprès des individus en couple, car il est possible que les individus célibataires répondent de manière moins réfléchie à la question « pensez-vous qu'il est réaliste d'avoir un enfant (supplémentaire) ? », d'autant plus que la question ne comporte pas de limite dans le temps.

Par conséquent, les mêmes individus que dans l'analyse principale seront sélectionnés en excluant les individus célibataires. L'échantillon sera donc composé de femmes âgées de 24 à 45 ans et d'hommes âgés de 24 à 49 ans, tous en couple et n'ayant pas d'enfants ou n'en attendant pas au moment de l'enquête. De plus, au lieu de tester comme variable « en couple » dans le quatrième modèle, ce qui ne serait plus pertinent dans ce cas-ci, car la sélection est faite d'individus en couple, une variable appelée « relstat_rec » sera incluse, indiquant le type de relation vécu par chaque individu. Le but sera dès lors de voir d'une part si cette nouvelle variable a un effet intermédiaire et d'autre part, si celle-ci affecte les intentions d'avoir un premier enfant chez les individus en couple. Pour mener à bien cette analyse, il a été nécessaire de recoder la variable qui à l'origine s'appelle « reslstat » et comprend les catégories suivantes : en couple non cohabitant — en couple cohabitant — mariés cohabitant — mariés non cohabitant — divorcé non cohabitant — divorcé cohabitant. Étant donné le fait que les effectifs sont très réduits dans les trois dernières catégories, nous avons fait le choix de regrouper en trois sous-groupes « les individus cohabitant », « les individus mariés » et « les individus en couple mais non cohabitant ». Il a donc fallu faire abstraction du fait d'être divorcé ou non et pour les individus mariés et du fait d'habiter ou non ensemble. Par ailleurs, il est possible que cette variable ait mal été codée ou que la question posée aux individus n'ait pas été assez claire. Et, ce parce qu'il est surprenant que seulement 23 personnes sur 1857 soient divorcées. En effet, il aurait été intéressant d'analyser la manière dont le divorce des individus influe sur les intentions de devenir parent, mais ça ne sera malheureusement pas possible.

2.1. Description des données

Il est possible d'observer dans le tableau (Annexe 4) les différents effectifs pour chaque catégorie des différentes variables, et ce, à la fois pour la population entière et puis selon le sexe. En ce qui concerne les intentions d'avoir un premier enfant, lorsque seuls les individus en couple sont sélectionnés, la proportion d'individus souhaitant un premier enfant augmente. En effet, dans le nouvel échantillon, près de 76 % des individus ont l'intention d'avoir un premier enfant contre 69 % dans l'analyse principale (chapitre 4) reprenant à la fois les individus en couple et ceux qui ne sont pas en couple. Au-delà de cette différence, aucun changement notable n'est constaté entre l'analyse principale et cette analyse-ci dans la description des effectifs pour les différentes catégories des variables explicatives. En revanche, il est possible de remarquer que la proportion entre les hommes et les femmes s'équilibre au point que la tendance inverse peut être observée. En effet, dans l'analyse principale, la population était composée de 45 % de femmes contre 55 % d'hommes tandis qu'ici, elle est composée de 51 % de femmes contre 49 % d'hommes. Il était possible de constater cela dans l'analyse principale, car le nombre de femmes sélectionnées était plus réduit dû à l'intervalle d'âge choisi. Dans ce cas-ci, les mêmes tranches d'âges sont échantillonnées, mais il est possible de penser que davantage de femmes sont en couple, ce qui expliquerait ce renversement de tendance.

2.2. Effets bruts et modèles multivariés

2.2.1. Effets de la variable indépendante

Comme dit précédemment, dans cette analyse, l'effet de la séparation des parents sur les intentions d'avoir un premier enfant sera étudié auprès des individus en couple et sans enfants, et ce, en utilisant un modèle de probabilité linéaire avec plusieurs variables explicatives. Dans le premier modèle, il est possible d'observer à travers le graphique (Figure 4) et le tableau (Annexe 5) que l'effet direct de la séparation des parents sur les intentions d'avoir un

premier enfant est statistiquement significatif pour les hommes et les femmes. Les hommes dont les parents sont séparés ont 7 points de pourcentage de moins de penser qu'il est réaliste d'avoir un premier enfant par rapport à la probabilité de ceux dont les parents ne se sont pas séparés. Les femmes ayant vécu une séparation parentale présentent des résultats similaires avec une diminution de leur probabilité comparée à celles qui n'ont pas leurs parents séparés de 6 points de pourcentage en ce qui concerne l'intention d'avoir un premier enfant. Comparés à l'analyse principale qui inclut tous les individus, en couple ou non, les chiffres restent relativement similaires, bien que l'effet de la séparation parentale soit légèrement moins marqué dans ce cas-ci. Le fait d'avoir changé d'échantillon et de garder uniquement les individus en couple n'a pas considérablement modifié les résultats dans le premier modèle. Cependant, une fois que d'autres variables explicatives sont ajoutées dans les modèles suivants, la séparation parentale n'explique plus la variation des intentions d'avoir un premier enfant. L'effet brut initial n'est pas robuste dans ce cas-ci, car il disparaît avec l'introduction des autres variables. Dans les trois derniers modèles, nous ne constatons pas de différence significative en ce qui concerne les intentions d'avoir un premier enfant selon le fait que les parents soient ou non séparés. Cela était déjà le cas pour les femmes dans l'analyse principale. Cependant, pour les hommes, dans le troisième modèle de l'analyse principale (chapitre 4), il était possible de constater un léger effet négatif de la séparation parentale sur les intentions d'avoir un premier enfant. Il est donc possible d'observer un changement uniquement dans le troisième modèle pour les hommes en ce qui concerne la significativité. Cependant, dans cette analyse-ci, les p-valeurs dans le tableau (Annexe 5) sont nettement supérieures à celles de l'analyse principale, ce qui indique que les résultats sont encore moins significatifs dans ce cas-ci. Malgré cela, les tendances restent relativement similaires, et la variable indépendante influence de la même manière la variable dépendante, que l'échantillon soit composé de tous les individus ou seulement ceux en couple.

2.2.2. Effets des autres variables

Pour les variables représentant le nombre de frères et sœurs, la région d'habitation ou encore celle indiquant le niveau d'éducation, aucune d'entre elles ne présentent des coefficients statistiquement significatifs. Aucune variation significative n'est observée entre les différentes catégories et la catégorie de référence pour les variables mentionnées ci-dessus. Ce constat était déjà présent et très similaire dans l'analyse principale.

À propos de la cohorte d'âge, l'effet est significatif et va dans le même sens que l'analyse principale. C'est-à-dire qu'aussi bien pour les hommes que pour les femmes, plus les individus sont âgés, moins ils pensent qu'il est réaliste d'avoir un premier enfant.

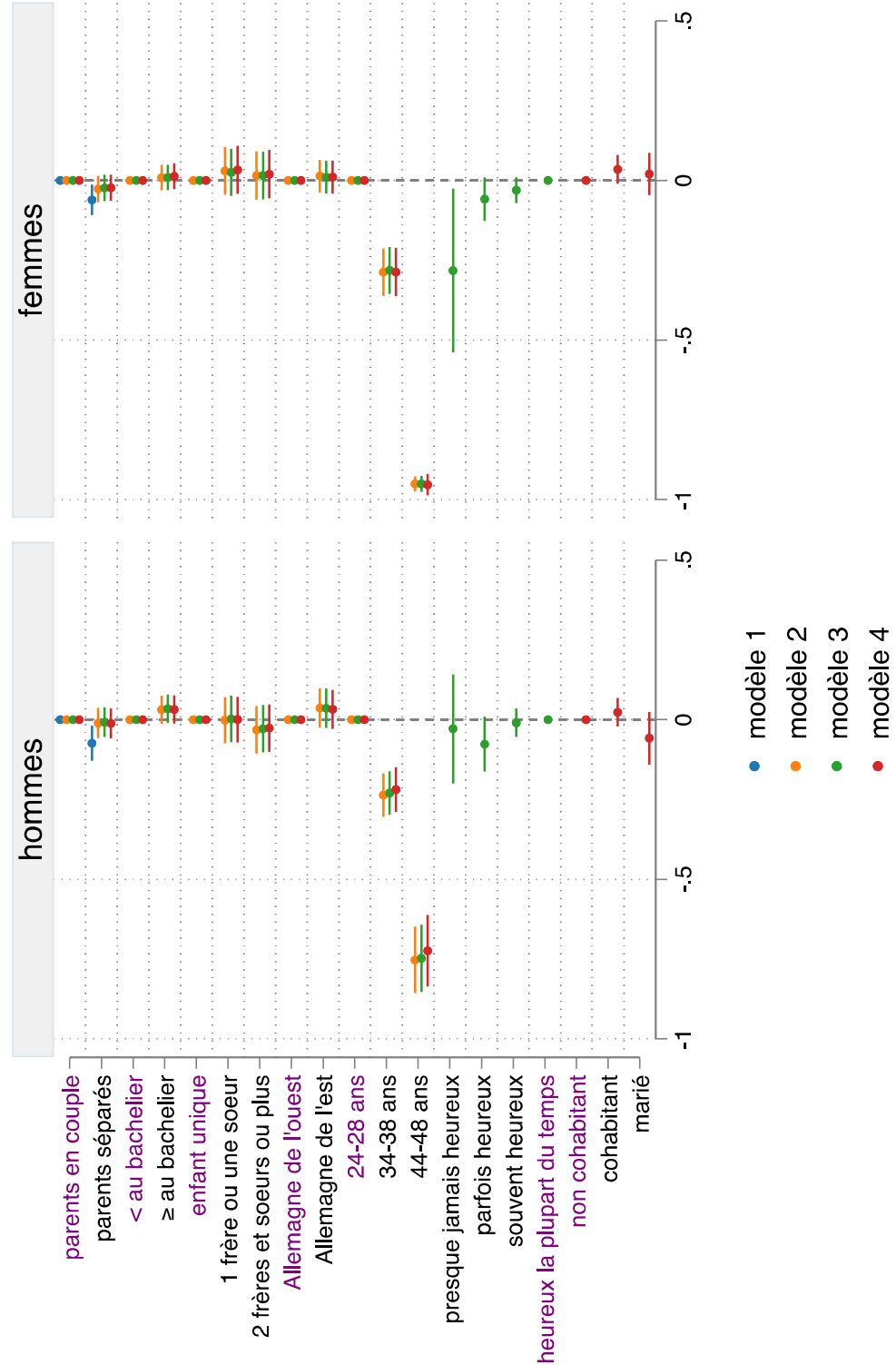
En ce qui concerne le niveau de bonheur présent dans le troisième modèle, il est possible d'observer dans le tableau (Annexe 5) et le graphique (Figure 4) qu'excepté pour les femmes presque jamais heureuses, cette variable n'explique pas les intentions d'avoir un premier enfant. En effet, la différence en matière d'intention d'entrée dans la parentalité entre les individus heureux la plupart du temps et les autres n'est pas significative, car elle prend dans son intervalle de confiance le 0 synonyme du fait qu'il n'y a pas de différence. En ce qui concerne les femmes presque jamais heureuses, celles-ci ont en moyenne 28 points de pourcentage de chance en moins de connaître une intention positive d'avoir un premier enfant. Pour les hommes, aucune catégorie ne connaît une probabilité significativement différente de la catégorie de référence. Dès lors, dans l'analyse de référence, pour les hommes et pour les femmes, plus le niveau de bonheur augmente, plus les individus ont l'intention d'avoir un premier enfant par rapport aux individus les plus heureux. Les résultats entre les deux analyses sont donc à ce sujet relativement différents. Le fait de prendre seulement les gens en couple a comme conséquence que le niveau de bonheur n'est plus une variable explicative des intentions d'avoir un premier enfant.

Et pour finir, pour rappel, la variable « en couple » n'avait pas été insérée dans ce modèle étant donné le fait que l'échantillon porte exclusivement sur cette catégorie d'individus. Par conséquent, une autre variable indiquant le

Chapitre 5 : Analyses de la robustesse des résultats

type de relation (non cohabitant — cohabitant – mariés) a été ajoutée. Pour cette nouvelle variable, pour les hommes et pour les femmes, aucune catégorie n'a une probabilité significativement différente de souhaiter un premier enfant comparé à la probabilité de la catégorie de référence. Les individus cohabitants et les individus mariés ont donc la même probabilité que les individus en couple non cohabitant d'avoir l'intention d'avoir un premier enfant. En effet, dans le tableau (Annexe 5), aucune p-valeurs n'est significative et dans le graphique (Figure 4), les intervalles de confiances superposent l'axe verticale du 0. Dès lors, il est possible de penser que le type de relation n'a pas d'influence sur le fait que les individus pensent qu'il est réaliste ou non d'avoir un premier enfant. Cependant, comme dit plus haut, les individus vivant une deuxième ou troisième union ont été mélangés avec ceux expérimentant leur première union. Dès lors, la non-significativité de cette variable provient peut-être de là.

Figure 4 — modèle de probabilité linéaire sur la sélection des individus en couple



Réalisé à partir des données PAIRFAM, vague 11

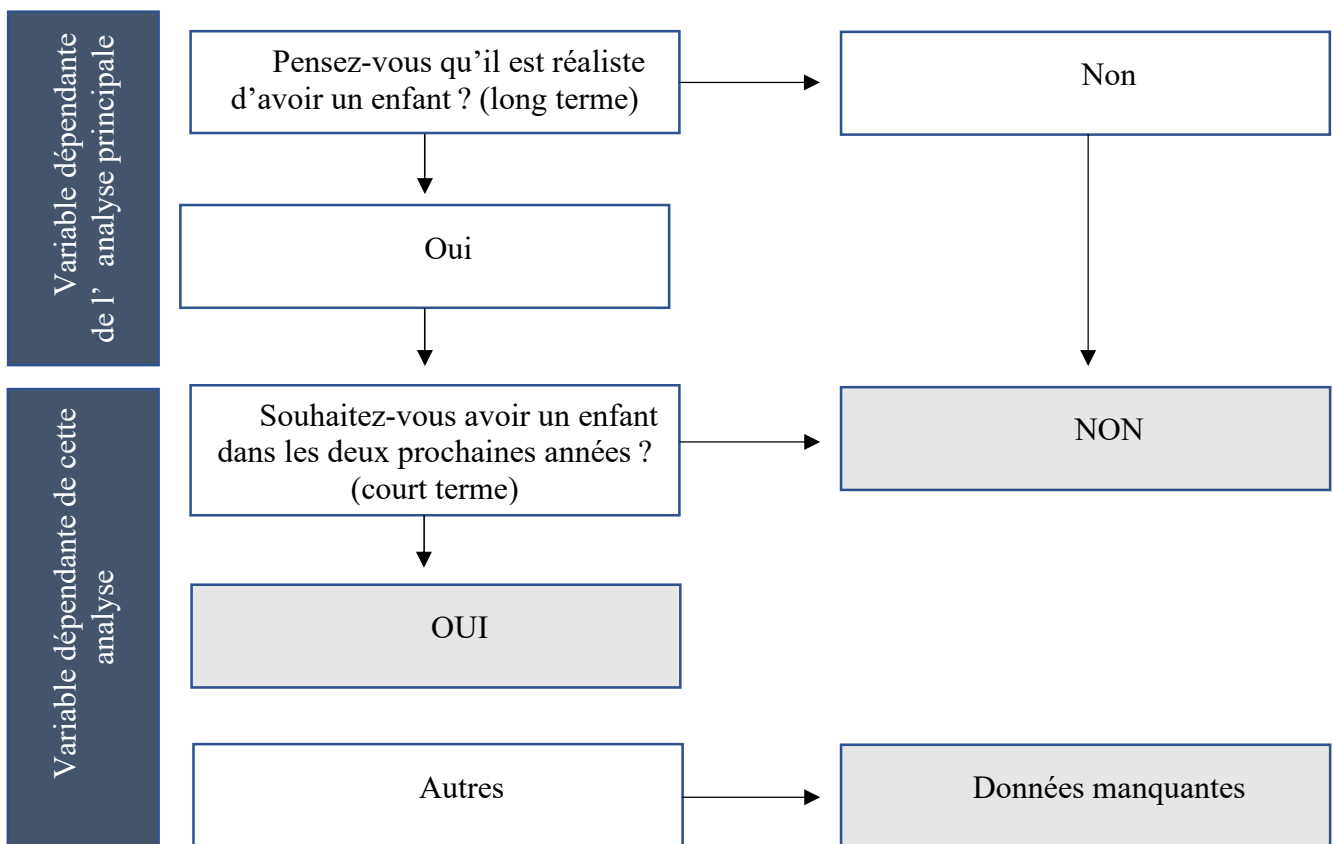
3. Changement dans la variable dépendante

Lors de l'analyse principale, il avait été choisi de baser celle-ci sur la variable PAIRFAM « frt26 » qui se réfère à la question suivante : pensez-vous qu'il est réaliste d'avoir des enfants ? Cette question était posée à tous les individus interrogés, peu importe l'âge, qu'ils aient ou non des problèmes de fertilité. La seule restriction était le fait qu'il ne fallait pas être dans l'attente d'un enfant au moment du questionnaire. Ensuite, à toutes les personnes ayant répondu favorablement à cette première question, une deuxième question a été posée afin de créer une variable indiquant si oui ou non les individus souhaitaient avoir un enfant dans les deux prochaines années. Cette deuxième variable est plus restrictive que la précédente au niveau de la population. C'est pourquoi nous avons privilégié le travail avec la première variable lors de l'analyse principale. En effet, cette deuxième question est posée aux individus pensant qu'il est réaliste d'avoir au moins un enfant et n'ayant pas de problème de fertilité dans leur couple. Étant donné le fait que nous voulions étudier l'effet de la séparation parentale sur les intentions de devenir parent que ce soit par le biais de la fécondité, de l'adoption ou autre, il était davantage pertinent de prendre l'échantillon le plus large possible. De plus, un autre travail étudiant la fécondité avec les données PAIRFAM avait également privilégié cette variable-là. En revanche, il est pertinent de tester cette deuxième variable dans cette partie consacrée au test de robustesse afin de voir comment la séparation parentale affecte les intentions de devenir parents dans les deux prochaines années et pouvoir comparer les résultats avec l'analyse principale. Pour ce faire, une nouvelle variable a été créée et se nomme « int_first_k_2Y », dans cette variable, tous les individus ayant répondu « non » à la question sur les intentions d'avoir un enfant sur du long terme et ceux ayant répondu négativement à la question sur le souhait de devenir parent dans les deux prochaines années ont été regroupés dans la catégorie « non ». Ceux ayant répondu positivement à la question sur les intentions d'avoir un enfant dans les deux prochaines années ont été regroupés dans la catégorie « oui », tandis que ceux ayant des réponses

manquantes ont été placés dans la catégorie « données manquantes ». L'échantillon reste donc inchangé, seule la variable dépendante est modifiée.

Voici un schéma pouvant faciliter la compréhension de l'architecture de la variable « int_first_k_2Y ». Les cases grisées sont les catégories de la nouvelle variable utilisée comme variable dépendante dans cette analyse-ci.

Figure 5 — schéma de l'architecture de la variable « int_first_k_2Y »



3.1. Effets bruts et modèles multivariés

3.1.1. Effets de la variable indépendante

Le graphique (Figure 6) indique que pour les femmes, la séparation des parents n'a aucun effet sur les intentions d'avoir un enfant dans les deux prochaines années. Cette constatation est également vraie pour les hommes,

Chapitre 5 : Analyses de la robustesse des résultats

sauf dans le quatrième et dernier modèle où la séparation parentale a un effet positif sur les intentions d'avoir un premier enfant. Le tableau (Annexe 6) révèle que dans ce dernier modèle, pour les hommes, le coefficient associé à la variable « séparation parentale » est statistiquement significatif, avec une p-value inférieure à 5 %. Les hommes issus de familles séparées verraient augmenter de 5 points de pourcentage leurs chances d'avoir l'intention de devenir parent dans les deux prochaines années par rapport aux individus n'ayant pas vécu de séparation parentale. Cependant, il est important de noter que cet effet n'est pas totalement certain, car d'une part, les intervalles de confiance dans le quatrième modèle sont proches de zéro et d'autre part, la significativité varie selon les différents modèles. En effet, pour les hommes, trois modèles sur quatre ne présentent pas de résultats significatifs, ce qui laisse penser que la séparation parentale n'a pas d'effet sur les intentions d'avoir un enfant dans les deux prochaines années. Par conséquent, les résultats de cette analyse ne permettent pas de conclure que la séparation parentale a un effet sur les intentions d'avoir un premier enfant dans les deux prochaines années. Chez les femmes, la séparation parentale n'a aucun effet sur ces intentions, tandis que chez les hommes, seule une relation significative est observée dans le quatrième modèle. Ainsi, les conclusions de cette analyse ne soutiennent pas l'idée que la séparation parentale influence les intentions d'avoir un premier enfant dans les deux prochaines années.

En comparaison avec l'analyse principale présente au chapitre 4, pour les femmes, la séparation parentale avait un effet significatif sur les intentions d'avoir un enfant (sur du long terme) seulement lors de l'étude de l'effet brut. Cet effet n'est plus observé dans cette analyse-ci étudiant l'effet de la séparation sur les intentions d'avoir un enfant dans les deux prochaines années. De manière générale, pour les femmes, la séparation n'affecte pas les intentions d'avoir un enfant que ce soit sur du court ou du long terme. Effectivement, le fait que l'effet brut soit significatif dans l'analyse principale ne permet pas d'établir une relation entre les deux phénomènes observés. Pour les hommes, dans l'analyse principale, le premier modèle et le troisième étaient significatifs. Dans ces modèles, les individus ayant leurs parents séparés connaissaient des probabilités réduites de souhaiter un premier enfant

comparé aux individus n'ayant pas leurs parents séparés. Cette tendance n'est pas observée dans cette analyse-ci. En effet, comme dit plus haut, dans le seul modèle (le quatrième) significatif, la probabilité de souhaiter un premier enfant dans les deux prochaines années augmente si les parents sont séparés. Par conséquent, pour les hommes, de manière générale, il est possible de penser que la séparation n'a pas d'effet sur les intentions d'avoir un premier ou un deuxième enfant. En revanche, il n'est pas possible d'arriver à une conclusion certaine. Il est possible qu'à long terme, l'influence de la séparation des parents ait un effet négatif sur l'intention des hommes de devenir parents. Cependant, lorsqu'il s'agit d'une réalité concrète à court terme, c'est-à-dire dans un délai de deux ans, il est également possible que la séparation parentale entraîne une augmentation des intentions d'avoir un premier enfant. Toutefois, il est nécessaire de noter que les effets sont relativement faibles et que les résultats ne sont pas significatifs dans tous les modèles, ce qui empêche d'avancer ces conclusions de manière certaine.

3.1.2. Effets des autres variables

Lorsque la variable dépendante est changée, cela modifie l'effet des autres variables sur cette variable. En effet, en ce qui concerne le niveau d'éducation, dans le chapitre 4, le fait d'être détenteur ou non d'un diplôme de bachelier n'avait aucune incidence sur les intentions à long terme d'avoir un enfant. Dans cette analyse-ci, le constat reste le même pour les hommes. Cependant, il est observé que les femmes ayant un niveau de diplôme élevé ont une probabilité plus faible de souhaiter un enfant dans les deux prochaines années par rapport à celles qui ont un niveau d'étude inférieur. En effet, les femmes les plus éduquées voient leurs chances diminuer de 17 points de pourcentage par rapport aux femmes moins éduquées lorsqu'il s'agit de souhaiter un enfant à court terme. Par conséquent, pour les femmes, avoir un niveau d'étude plus élevé n'affecte pas les intentions sur du long terme, mais influence négativement les intentions sur du court terme.

Il est également possible d'observer que la variable représentant la région d'habitation devient significative alors qu'elle ne l'était pas dans l'analyse principale. En effet, comme il est possible de le voir dans le graphique

Chapitre 5 : Analyses de la robustesse des résultats

(Figure 6), pour les femmes, habiter sur le territoire de l'Allemagne de l'Est de l'époque fait augmenter les intentions d'avoir un enfant dans les deux prochaines années. Les femmes résidant dans l'Est ont 11 points de pourcentage en plus de souhaiter un enfant dans les deux prochaines années que les femmes qui habitent dans l'Ouest.

L'effet de l'âge sur la variable dépendante varie également entre cette analyse-ci et l'analyse principale présente au chapitre 4. En effet, précédemment, plus les individus étaient âgés, moins ils pensaient que devenir parent était réaliste. Contrairement à cela, dans cette analyse-ci, les individus âgés de 34 à 38 ans ont une probabilité plus grande de souhaiter avoir un premier enfant dans les deux prochaines années que les individus âgés de 24 à 28 ans. Et pour la cohorte la plus âgée, les tendances restent similaires selon le fait d'étudier les intentions d'avoir un premier enfant sur du court ou du long terme bien que l'effet soit plus modéré dans l'analyse des intentions à court terme par rapport à celles à long terme. Par conséquent, sur une vision à long terme, les individus les plus jeunes ont davantage l'intention de devenir parents que les cohortes plus âgées, mais sur une vision à court terme, ce sont les individus âgés de 34 à 38 ans qui ont davantage l'intention d'entrer dans la parentalité.

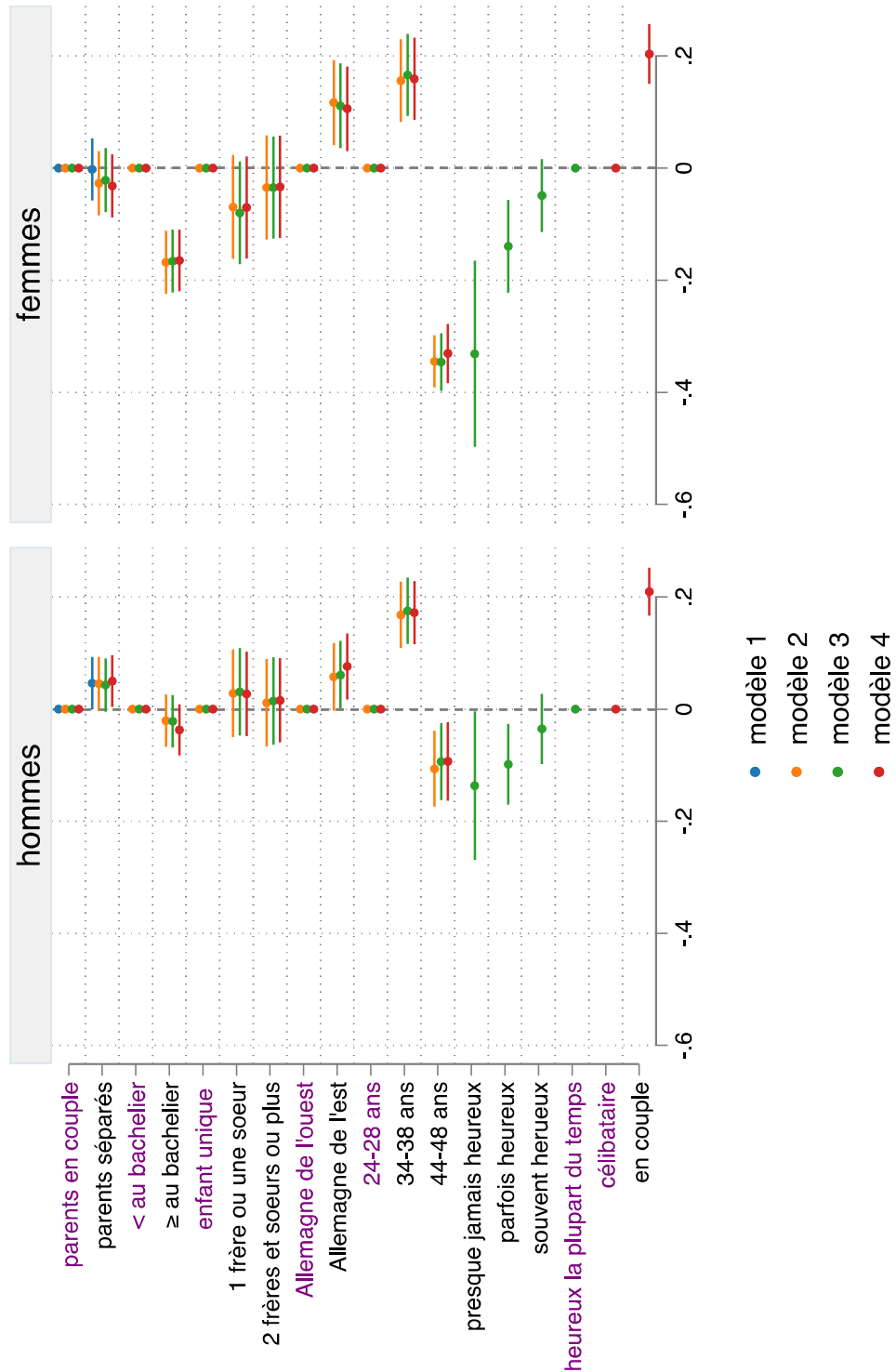
En ce qui concerne le niveau de bonheur, moins les individus sont heureux, moins ils ont l'intention d'avoir un enfant dans les deux prochaines années. Ce constat est similaire entre cette analyse-ci et l'analyse principale, à l'exception du fait que pour les femmes, l'effet du niveau de bonheur est légèrement plus marqué sur les intentions à court terme que sur les intentions à long terme.

L'effet d'être en couple a la même influence que dans l'analyse principale, mais comme pour le niveau de bonheur, elle est également renforcé. Être en couple augmente les intentions de devenir parent dans les deux prochaines années par rapport aux personnes célibataires. Cela entraîne une augmentation des probabilités de 9 points de pourcentage sur le long terme et de 20 points de pourcentage sur le court terme par rapport aux individus célibataires. Plus la question se concentre sur le court terme, plus l'effet d'être en couple influence les intentions des individus.

Chapitre 5 : Analyses de la robustesse des résultats

Et pour finir, en ce qui concerne le nombre de frères et sœurs, il n'influence pas les intentions d'avoir un premier enfant que ce soit à long ou court terme.

Figure 6 — modèle de probabilité linéaire sur le changement de la variable dépendante



Réalisé à partir des données PAIRFAM, vague 11

Conclusion, limites et discussion

Cette dernière section abordera plusieurs aspects. Tout d'abord, des conclusions seront tirées concernant les trois hypothèses et la question de recherche énoncées au début de ce travail, en combinant les connaissances de la littérature exposée dans le chapitre 2 avec les résultats présentés dans les chapitres 4 et 5. Ensuite, une brève présentation des résultats pertinents sera effectuée. Enfin, les limites de cette étude seront exposées et les perspectives pour ce travail seront discutées.

Pour rappel, la question de recherche est la suivante : **comment la séparation parentale affecte-t-elle les intentions d'avoir un premier enfant chez les enfants adultes en Allemagne ?** Pour répondre correctement à cette question de recherche, trois hypothèses avaient été posées. *La première consiste à penser qu'avoir ses parents séparés a un effet négatif sur les intentions de devenir parent pour la première fois (H1). La deuxième s'interroge sur le fait que le niveau de bonheur a un effet intermédiaire sur la relation entre l'effet d'avoir ses parents séparés et les intentions d'avoir un premier enfant (H2). Et, la troisième hypothèse postule qu'être ou non en couple a un effet intermédiaire sur la relation étudiée dans ce travail, c'est-à-dire, l'effet de la séparation parentale sur les intentions d'avoir un premier enfant (H3).*

Premièrement, en ce qui concerne la première hypothèse, peu d'articles traitent du lien direct entre la séparation parentale et les intentions d'avoir un premier enfant. L'objet de ce travail est donc original et porte sur un sujet très peu étudié. Dans la littérature, un constat a été fait : avoir ses parents séparés a de nombreuses conséquences à court et à long terme sur la vie des individus

(Rutter, 1974 ; Clarke-Stewart & al., 2000 ; Amato et James, 2010 ; Bastaits, Mortelmans & Pasteels, 2013 ; Lin, 2018 ; Savoie, 2019). À partir de ce constat-là, nous avons fait l'hypothèse que si la séparation parentale influençait autant de domaines de la vie sur le court et long terme (niveau

d'éducation, l'âge à la première maternité, impact sur les unions des individus devenus adultes, etc.), elle affecterait certainement les intentions d'avoir un premier enfant. Elle l'affecterait de manière négative, car Merz (2012) explique que les individus ayant vécu un divorce parental durant leur enfance ont tendance à avoir des intentions négatives en matière de fécondité. Ceci s'expliquerait par la qualité des liens avec leur propre famille, leur confiance plus faible dans les relations et une stabilité moindre au sein de leur couple (H3).

Dans les chapitres 4 et 5, aucun effet de la séparation parentale sur les intentions d'avoir un premier enfant n'a été souligné. En effet, 4 analyses différentes ont été réalisées. Pour chacune de ces analyses, 4 modèles ont été effectués et chacun d'eux était stratifié selon le sexe. Au total, 16 modèles ont été testés pour les hommes et 16 pour les femmes. Dans ces 32 modèles, la majorité des coefficients n'étaient pas significatifs en raison d'une p-valeurs supérieur au seuil de 5 %, seuil choisi dans ce travail, ou à des intervalles de confiances englobant l'axe des 0. Cela induit qu'aucune différence n'existe en ce qui concerne la probabilité de souhaiter un (premier) enfant entre les individus ayant leurs parents séparés et ceux n'ayant pas vécu de séparation parentale. Toutefois, dans certains modèles de certaines analyses, quelques coefficients étaient significatifs, mais ces effets ne sont pas robustes, car très peu nombreux et peu significatifs. Bien que les résultats ne soient pas suffisamment robustes, à titre indicatif, lorsque les résultats étaient significatifs, le fait d'avoir des parents séparés influençait négativement les intentions d'avoir un (premier) enfant. Ces résultats vont dans le sens de la littérature, mais ne sont pas confirmés dans ce travail, car ils ne sont pas robustes. Par conséquent, nous infirmons notre première hypothèse, car il n'est pas possible de dire à travers les résultats de ce travail que la séparation parentale a un effet sur les intentions d'avoir un premier enfant. Par le biais des résultats obtenus aux chapitres 4 et 5, il est même possible de dire que la séparation parentale n'influence pas les intentions d'avoir un (premier) enfant et cet effet est robuste, car il reste relativement régulier à travers les 4 modèles de chacune des quatre analyses. Dans ce cas-ci, la littérature et les résultats

obtenus ne vont pas dans la même direction et à ce stade-ci, il est difficile d'expliquer la cause de cela.

En ce qui concerne la deuxième hypothèse, qui étudie l'effet intermédiaire du niveau de bonheur sur l'association entre la séparation parentale et les intentions d'avoir un premier enfant, plusieurs éléments ont été mis en évidence dans la littérature. D'après plusieurs auteurs, la séparation parentale est négativement corrélée avec le niveau de bonheur (Spruijt & de Goede, 1997 ; Louis & Zalho, 2002) et le niveau de bonheur est positivement corrélé avec les intentions de fécondité (Billari & al., 2009 ; Spéder & Kapitány, 2009 ; Aassve & al., 2016). À l'aide de la théorie, il est possible de penser qu'avoir ses parents séparés affecte négativement les intentions d'avoir un premier enfant par un effet intermédiaire du niveau de bonheur. En effet, les individus ayant vécu une séparation parentale seraient moins heureux et par conséquent auraient moins l'intention d'avoir un premier enfant que les individus les plus heureux.

Lors de l'analyse, les résultats étaient différents pour les hommes et pour les femmes. Pour rappel, la variable sur le niveau de bonheur était codée comme suit : presque jamais heureux, parfois heureux, souvent heureux et heureux la plupart du temps. La catégorie de référence était composée des individus les plus heureux, c'est-à-dire de la dernière catégorie. Maintenant que le rappel est fait, passons à l'analyse des résultats. Pour les femmes, les résultats étaient significatifs dans les quatre modèles pour les deux premières catégories excepté pour l'analyse portant seulement sur les individus en couple où là, seule la deuxième catégorie était significative. De manière générale, le niveau de bonheur est positivement corrélé avec les intentions d'avoir un premier enfant et c'est d'autant plus marqué lorsqu'on passe à la parité supérieure. En effet, les individus connaissant un niveau de bonheur plus faible ont une probabilité plus faible de souhaiter un premier enfant et surtout un deuxième enfant. Toutefois, aucune différence n'est constatée entre les femmes souvent heureuses et heureuses la plupart du temps en ce qui concerne la probabilité d'avoir l'intention d'avoir un (premier) enfant.

Les résultats sont moins significatifs pour les hommes que pour les femmes. Seules deux des quatre catégories représentant les hommes « presque jamais heureux » et trois des quatre catégories indiquant les hommes « parfois heureux » ont des résultats significatifs. Bien que la significativité soit moindre pour les résultats obtenus chez les hommes, certaines similitudes existent avec les femmes telles que l'absence de différence entre les hommes souvent heureux et ceux heureux la plupart du temps en ce qui concerne la probabilité de souhaiter un premier enfant. Une autre similitude est le fait que la tendance générale chez les hommes reste similaire à celle des femmes, en effet, il est possible d'observer une diminution de la probabilité de souhaiter un premier enfant chez les hommes moins heureux par rapport aux hommes plus heureux.

Les résultats obtenus pour la deuxième hypothèse confirment les propos avancés dans la littérature indiquant une corrélation positive entre un niveau de bonheur élevé et une plus grande probabilité de désirer un premier enfant. De plus, ces résultats sont plus robustes pour les femmes que pour les hommes. Il est donc possible de conclure partiellement la deuxième hypothèse. En effet, le lien positif entre le niveau de bonheur et les intentions d'avoir un premier enfant est confirmé. En revanche, il n'est pas possible dans ce travail-ci d'établir le fait que le niveau de bonheur est une variable intermédiaire de la relation étudiée. Par conséquent, le niveau de bonheur est une variable explicative des intentions d'avoir un (premier) enfant, mais ne joue pas un rôle intermédiaire dans la relation principalement étudiée. La deuxième hypothèse est donc partiellement confirmée.

La troisième hypothèse a des résultats similaires à la deuxième. Pour rappel, celle-ci postule qu'être ou non en couple a un effet intermédiaire sur la relation étudiée dans ce travail, c'est-à-dire l'influence de la séparation parentale sur les intentions d'avoir un premier enfant. Selon la littérature, avoir vécu une séparation parentale affecte négativement les relations amoureuses (Yu et Adler, 2007 ; Amato & James, 2010 ; Savoie, 2019) et les relations amoureuses stables influencent positivement les intentions d'avoir

un premier enfant (Spéder & Kapitany, 2009 ; Hanappi & al., 2017 ; Hashemzadeh & al., 2021).

Lors de l'analyse des résultats, il a été possible d'observer des résultats similaires à ceux de la revue de la littérature. En effet, selon toutes les analyses des chapitres 4 et 5 (exception faite de celle se concentrant exclusivement sur les individus en couple), les individus en union ont une plus grande probabilité de souhaiter un premier enfant. Effectivement, excepté pour les hommes lors de l'étude sur les intentions d'avoir un deuxième enfant, le fait d'être en couple influence positivement les intentions d'avoir un premier ou un deuxième enfant.

Les résultats des analyses menées dans les chapitres 4 et 5 vont dans le sens de la revue de littérature. En effet, à l'exception de l'étude se concentrant exclusivement sur les individus en couple, il a été observé que les individus en union ont une probabilité plus élevée de souhaiter un premier enfant. En effet, à l'exception des hommes dans l'étude sur les intentions d'avoir un deuxième enfant, être en couple a un effet positif sur les intentions d'avoir un premier ou un deuxième enfant. De plus, pour les femmes, cet effet est d'autant plus marqué lorsqu'on passe aux intentions d'avoir un deuxième enfant. En ce qui concerne le troisième modèle où l'échantillon est composé uniquement d'individus en couple et où une variable indiquant le statut du couple est ajoutée, aucune différence de probabilité n'est constatée entre les différents statuts en ce qui concerne les intentions d'avoir un premier enfant. Au sujet du troisième modèle, qui se concentre uniquement sur les individus en couple et inclut une variable indiquant le statut du couple, aucune différence significative dans les probabilités de souhaiter un premier enfant n'est observée. Par conséquent, dans ce travail-ci, les intentions d'avoir un premier enfant ne sont pas influencées par le type de relation que les individus entretiennent. Cela peut être la conséquence du fait qu'il n'a pas été possible de dissocier la première union des autres.

Comme pour la deuxième hypothèse, la troisième est partiellement confirmée. En effet, pour les hommes et surtout pour les femmes, une tendance se dessine (avec des variations selon les analyses) montrant qu'être

en couple a un effet positif sur les intentions d'avoir un premier ou un deuxième enfant. En revanche, comme pour la deuxième hypothèse, il n'est pas possible d'établir un lien intermédiaire de la variable « être ou non en couple » sur la relation entre la séparation parentale et les intentions d'avoir un premier enfant. Par conséquent, il est possible de valider qu'une partie de l'hypothèse : être en couple affecte positivement les intentions d'avoir un premier enfant.

Quatrièmement, nous allons tenter de répondre à la question de recherche qui pour rappel est la suivante : **comment la séparation parentale influence-t-elle les intentions d'avoir un premier enfant chez les enfants adultes en Allemagne ?** Il est sans doute clair avec les conclusions faites aux trois hypothèses ci-dessus que la séparation parentale n'affecte pas les intentions d'avoir un premier enfant chez les adultes allemands pour les années 2018-2019. À travers tout ce travail, aucun effet significatif de la séparation parentale sur les intentions d'avoir un (premier) enfant n'a pu être observé. En effet, quatre analyses différentes ont été réalisées et chacune des analyses a ses spécificités. La première analyse est celle de référence (analyse principale) et interroge les individus n'ayant pas d'enfants et âgés entre 24 et 45 pour les femmes et 24 et 49 ans pour les hommes. La deuxième analyse ne se concentre plus sur les intentions d'avoir un premier enfant, mais sur les intentions d'en avoir un deuxième auprès des individus ayant déjà un enfant. La troisième analyse étudie les personnes en couple de la sélection de la première analyse. Et, pour finir, la quatrième analyse est réalisée sur la même population que la première, mais avec une variation dans la variable dépendante. Celle-ci ne se base plus sur la question « pensez-vous qu'il est réaliste d'avoir un premier enfant », mais sur la question : « souhaitez-vous avoir un enfant dans les deux prochaines années ? ». De plus, pour chacune de ces analyses, quatre modèles différents ont été testés, le premier représentant l'effet brut de la séparation parentale sur l'intention d'avoir un (premier) enfant. Le deuxième ajoutait au premier modèle les variables de contrôle et les variables explicatives importantes. Pour le troisième modèle, la variable « intermédiaire » caractérisant le niveau de bonheur était ajoutée à

toutes les variables déjà présentes dans le deuxième modèle. Et pour finir, le quatrième modèle était semblable au troisième avec comme seule différence qu'au lieu de mettre comme variable « intermédiaire » le niveau de bonheur, c'est la variable indiquant si l'individu est en couple ou non qui la remplaçait. Nous avons donc testé 4 modèles à travers 4 analyses différentes afin de voir comment l'effet de la séparation parentale influençait les intentions d'avoir un premier enfant. Il faut également noter que tous ces modèles sont réalisés séparément pour les hommes et pour les femmes. Nous pouvons donc affirmer que nos résultats sont robustes, que la séparation parentale n'a pas d'effet sur les intentions d'avoir un premier enfant et que le niveau de bonheur ou le fait d'être ou non en couple n'a pas d'effet intermédiaire sur l'effet étudié.

En revanche, il est difficile, à ce stade-ci, d'expliquer pourquoi la séparation parentale n'influence pas les intentions d'avoir un premier enfant alors que dans la littérature scientifique il est observable que la séparation parentale a de nombreux effets à long terme sur les choix et la manière de vivre des individus ayant connu un tel événement.

À travers ce travail, le constat selon lequel la séparation parentale n'a pas d'influence sur les intentions d'avoir un premier enfant a été posé. Toutefois, d'autres résultats intéressants émergent de ce travail. En effet, il est possible de remarquer que l'âge a un fort impact sur les intentions d'avoir un premier enfant. Plus les individus sont âgés, moins ils ont l'intention d'entrer dans la parentalité. Ce sont donc les individus les plus jeunes qui ont la probabilité la plus élevée de penser qu'il est réaliste d'avoir un premier enfant. En revanche, pour les femmes, lorsque la question des intentions d'avoir un premier enfant est posée sur du court terme, c'est-à-dire sur les deux années à venir, ce sont les femmes âgées de 34 à 38 ans qui ont la plus grande probabilité de souhaiter devenir parents. Par ailleurs, dans la tranche de la population la plus âgée, l'effet de l'âge sur les intentions d'avoir un premier enfant est davantage prononcé pour les femmes que pour les hommes. En effet, celles-ci ont des probabilités plus faibles de souhaiter un premier enfant que les hommes.

D'autres constats sont intéressants à faire au sujet de la région. Dans ce travail, la région d'habitation n'avait pas d'effet sur les intentions d'avoir un (premier) enfant excepté dans deux situations. D'une part, les hommes résidant dans l'Allemagne de l'Est ont une probabilité plus faible de souhaiter avoir un deuxième enfant que ceux qui résident dans l'Allemagne de l'Ouest. Et d'autre part, les femmes provenant de l'Allemagne de l'Est ont une probabilité plus grande de souhaiter avoir un enfant dans les deux prochaines années comparées aux femmes originaires de l'Allemagne de l'Ouest.

Il est également intéressant de constater que le nombre de frère et sœur n'a aucun effet sur les intentions d'avoir un (premier) enfant et que dans certains cas le niveau d'éducation influence les intentions d'avoir un (premier) enfant. Lorsqu'on passe à la parité supérieure, il est possible de constater que les hommes et surtout les femmes détenteurs d'un bachelier ont des intentions plus grandes d'avoir un deuxième enfant. De plus, les femmes détentrices d'au moins un bachelier voient leurs probabilités chuter lorsque la question concernant les intentions d'avoir un premier enfant est posée sur du court terme. Les femmes les plus éduquées ont des probabilités plus faibles de souhaiter avoir un premier enfant dans les deux prochaines années.

En ce qui concerne les limites de ce travail, il y en a plusieurs. Premièrement, comme mentionné dans la partie sur les tests de robustesses, la variable indiquant le statut de la relation pour les individus en couple n'est pas correctement précise sur le fait que les individus soient ou non dans un type de relation pour la première fois, deuxième ou troisième fois. Or, il aurait été intéressant d'étudier l'effet du fait qu'un individu soit ou non dans une première union sur les intentions d'avoir un premier enfant ou un deuxième. Au-delà d'étudier la diversité des relations, bien que ce soit fortement lié avec le sujet précédent, il aurait également été intéressant d'étudier la stabilité des relations que les individus vivent. En effet, dans la littérature, plusieurs auteurs mentionnent le fait que le divorce influence la stabilité des relations et que la stabilité de la relation influence les intentions de fécondité. Par exemple, Merz explique que les individus auraient une confiance plus faible dans les relations et une stabilité moindre au sein de leur couple s'ils ont vécu

une séparation parentale. Ou encore, selon Amato & James (2010), avoir vécu une séparation parentale peut entraîner des difficultés dans les relations amoureuses et engendrer un risque accru de divorce.

Deuxièmement, une autre limite réside dans le fait que nous avons considéré toutes les séparations parentales, peu importe l'âge auquel elle survient. Il est évident que selon l'âge, les conséquences à long terme sur le parcours de l'individu varieront. Cela vient du fait que, avec les variables présentes dans PAIRFAM, j'ai été dans l'incapacité de reproduire une variable malgré les échanges de mails que j'ai eus avec l'organisme.

Troisièmement, un autre problème réside dans le fait que l'éducation ait été considérée comme une variable explicative et non une variable intermédiaire. En effet, la littérature présente au chapitre 2 démontre que la séparation parentale peut affecter négativement le niveau d'éducation (Härkönen et Dronkers, 2006 ; Amato et James, 2010 ; Bastaits, Mortelmans & Pasteels, 2013) et que le niveau d'éducation peut-être négativement corrélé avec les intentions de fécondité (Härkönen et Dronkers, 2006). Toutefois, ce travail étant limité en termes de temps et ayant une vocation académique, il a été nécessaire de faire des choix, car l'ajout d'une troisième variable intermédiaire aurait encore allongé le travail.

Quatrièmement, une autre contrainte dans ce travail est le manque de richesse quant à la complexité familiale. En effet, il aurait été intéressant d'inclure d'autres variables explicatives dans les modèles comme une variable indiquant la qualité des relations parents-enfants, afin d'inscrire la variable indépendante « séparation parentale » dans une dynamique plus large telle que Merz le fait (2012).

Par conséquent, à l'avenir, il sera très intéressant d'étudier si la variable caractérisant le niveau d'éducation a un effet intermédiaire sur la relation entre la séparation parentale et les intentions d'avoir un premier enfant. Dans une prochaine recherche, il serait également pertinent d'aller au-delà de la binarité couple – célibataire afin d'étudier plus en profondeur la complexité des relations et essayer d'étudier l'effet de cette complexité sur les intentions d'avoir un premier enfant. Et, de ce fait, voir si en complexifiant

Conclusion, limites et discussion

cette variable, en créant par exemple un indicateur sur la stabilité des relations, un effet intermédiaire entre les intentions d'avoir un premier enfant et la séparation parentale est constaté. Un autre aspect intéressant à approfondir dans un travail ultérieur serait d'intégrer la séparation parentale dans une dynamique familiale. Dans ce travail, le constat selon lequel la séparation parentale n'a pas d'effet sur les intentions d'avoir un premier enfant a été posé. Mais, de manière plus large, il serait intéressant d'intégrer la séparation parentale dans un indicateur témoignant de la qualité des liens familiaux afin de voir si plus largement, la famille d'origine affecte les intentions d'avoir un premier enfant.

Bibliographie

Aassve, A., Arpino, B., & Balbo, N. (2016). It takes two to tango: Couples' happiness and childbearing. *European Journal of Population*, 32(3), 339–354. <https://doi.org/10.1007/s10680-016-9385-1>

Amato, P. R., & James, S. (2010). Divorce in Europe and the United States: Commonalities and differences across nations. *Family Science*, 1(1), 2–13.

Amato, P. R., & Keith, B. (1991). Parental divorce and adult well-being: A meta-analysis. *Journal of Marriage and the Family*, 43–58.

Andersson, G., Thomson, E., & Duntava, A. (2017). Life-table representations of family dynamics in the 21st century. *Demographic Research*, 37, 1081–1230.

Ayerbe, A., Breton, D. & Monicolle, C. (2016). Évolution démographique et nouvelles constellations familiales en Allemagne. *Allemagne d'aujourd'hui*, 218, 42–59. <https://doi.org/10.3917/all.218.0042>

Bagayoko, O. S. (2021). Etude des paramètres spermologiques des hommes infertiles à la clinique FARAKO à propos de 100 cas (Doctoral dissertation, USTTB).

Bastais, K., Mortelmans, D., & Pasteels, I. (2013). The long-term consequences of parental divorce for children's educational attainment. *Demographic Research*, 28(38), 1097–1126. doi: 10.4054/DemRes.2013.28.38

Billari, F. C. (2009). The happiness commonality: Fertility decisions in low-fertility settings. How generations and gender shape demographic change, 7, 38.

Blanpain, N. (2007). Les conditions de vie des familles nombreuses. *Etudes et Résultats*, DREES.

Blanpain, N. (2010). Perdre un parent pendant l'enfance : quels effets sur le parcours scolaire, professionnel et familial et sur la santé à l'âge adulte?.

Bourbonnais, R. (2003). *Econométrie* (Vol. 5). Dunod.

Booth, A., & Amato, P. R. (2001). Parental predivorce relations and offspring postdivorce well-being. *Journal of Marriage and Family*, 63(1), 197–212.

Bjørnskov, C., Dreher, A., & Fischer, J. A. (2008). Cross-country determinants of life satisfaction: Exploring different determinants across groups in society. *Social Choice and Welfare*, 30(1), 119–173.

Brüderl, J., Hank, K., Huinink, J., Nauck, B., Neyer, F. J., Walper, S., ... & Wilhelm, B. (2018). The German family panel (pairfam). *GESIS data archive*, Cologne. ZA5678 Data file Version, 9 (0).

Cantin, J. (2020). L'expérience de la séparation parentale durant l'enfance et ses incidences à l'âge adulte : vécus et effets perçus par des enfants aujourd'hui adultes (Doctoral dissertation, Université Laval).

Charton, L., Surkov, S., Baublyte, M. & Stankuniene, V. (2009). Intentions de fécondité et naissances en France, Lituanie et Russie. *Revue d'études comparatives Est-Ouest*, 40, 209-239. <https://doi.org/10.3917/receo.403.0209>

Cigoli, V., Scabini, E., & Capozza, D. (2012). Parental divorce in adulthood and well-being: A prospective analysis. *Applied Psychology: Health and Well-being*, 4(1), 76–91.

Clarke-Stewart, K. A., Vandell, D. L., McCartney, K., Owen, M. T., & Booth, C. (2000). Effects of parental separation and divorce on very young children. *Journal of Family Psychology*, 14(2), 304.

Déchaux, J. H., & Le Pape, M. C. (2021). *Sociologie de la famille. La découverte.*

Devreux, A. M. (1985). De la construction féminine aux rapports sociaux de sexe : repères pour une évolution de la définition sociologique des catégories de sexe. *BIEF*, 16, 13-23.

Ekert-Jaffé, O., Joshi, H., Lynch, K., Mouglin, R., & Rendall, M. (2002). Fécondité, calendrier des naissances et milieu social en France et en Grande-Bretagne. *Population*, 57 (3), 485-518.

Fossati, A., Feeney, J. A., Carretta, I., & Borroni, S. (2014). Late parental divorce and psychological well-being in adulthood: A cohort study. *Journal of Family Psychology*, 28(6), 906–914.

Friedman, D., M. Hechter & S. Kanazawa (1994). A Theory of the Value of Children. *Demography*, 31, 375–401.

Gélinas-Beaulieu, J. (2011). *Maltraitance durant l'enfance et satisfaction conjugale à l'âge adulte : recension des écrits et études de cas descriptives (Doctoral dissertation, Université du Québec à Trois-Rivières).*

Grover, S., & Helliwell, J. F. (2014). How's life at home? New evidence on marriage and the set point for happiness. *Journal of Happiness Studies*, 15(3), 555–582.

Hanappi, D., Ryser, V. A., Bernardi, L., & Le Goff, J. M. (2017). Changes in employment uncertainty and the fertility intention – realization link: An analysis based on the Swiss household panel. *European Journal of Population*, 33, 381–407.

Härkönen, J., & Dronkers, J. (2006). Stability and change in the educational gradient of divorce. A comparison of seventeen countries. *European Sociological Review*, 22(5), 501–517.

Hashemzadeh, M., Shariati, M., Mohammad Nazari, A., & Keramat, A. (2021). Childbearing intention and its associated factors: A systematic review. *Nursing open*, 8(5), 2354–2368.

Henri-Panabière, G. (2010). Des « héritiers » en échec scolaire. *La dispute*

Huinink, J., Brüderl, J., Nauck, B., Walper, S., Castiglioni, L., & Feldhaus, M. (2011). Panel analysis of intimate relationships and family dynamics (pairfam): Conceptual framework and design. *Zeitschrift für Familienforschung*, 23(1), 77-101.

Kapitány, B., & Spéder, Z. (2012). Realization, postponement or abandonment of childbearing intentions in four European countries. *Population*, 67(4), 599–629.

Kaufman, G., & Uhlenberg, P. (1998). Effects of life course transitions on the quality of relationships between adult children and their parents. *Journal of Marriage and the Family*, 924–938.

Kreyenfeld, M., & Konietzka, D. (2017). Childlessness in East and West Germany: Long-Term Trends and Social Disparities. In M. Kreyenfeld & D. Konietzka (Éds.), *Childlessness in Europe: Contexts, Causes, and Consequences* (p. 97–114). Springer International Publishing. https://doi.org/10.1007/978-3-319-44667-7_5

Kuhnt, A. K., Minkus, L., & Buhr, P. (2021). Uncertainty in fertility intentions from a life course perspective: Which life course markers matter?. *Journal of Family Research*, 33(1), 184–208.

Kuhnt, A. K., & Trappe, H. (2016). Channels of social influence on the realization of short-term fertility intentions in Germany. *Advances in Life Course Research*, 27, 16–29.

Lappegård, T., Neyer, G., & Vignoli, D. (2021). Three dimensions of the relationship between gender role attitudes and fertility intentions. *Genus*, 77, 1–26.

Leridon, H. (2010). L'espèce humaine a-t-elle un problème de fertilité?. *Population Societes*, (9), 1–4.

Lesthaeghe, R. (2014). The second demographic transition: A concise overview of its development. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 111 (51), 18112–18115.

Lin, I. F. (2008). Consequences of parental divorce for adult children's support of their frail parents. *Journal of Marriage and Family*, 70(1), 113–128.

Linton, R., Tsiang, Y., Schneider, J., Helliwell, J., Layard, R., Sachs, J., & De Neve, J. (2021). *World Happiness Report 2021*. Sustainable Development Solutions Network.

Louis, V. V., & Zhao, S. (2002). Effects of family structure, family SES, and adulthood experiences on life satisfaction. *Journal of Family Issues*, 23(8), 986–1005.

Löwy, I. (2009). L'âge limite de la maternité : corps, biomédecine, et politique. *Mouvements*, 59, 102–112. <https://doi.org/10.3917/mouv.059.0102>

Lucas, R. E. (2005). Time does not heal all wounds: A longitudinal study of reaction and adaptation to divorce. *Psychological Science*, 16(12), 945–950.

Mazur, D. J., & Lipshultz, L. I. (2018). Infertility in the aging male. *Current urology reports*, 19, 1–9.

Merz, E. M. (2012). Fertility intentions depend on intergenerational relations: A life course perspective. *Family science*, 3 (3–4), 237–245.

Ongaro, F., & Mazzuco, S. (2009). Parental separation and family formation in early adulthood: Evidence from Italy. *Advances in Life Course Research*, 14(3), 119–130.

Ouellet, E. (2005). *Guide d'économétrie appliquée pour Stata*. Université de Montréal.

Paugam, S., Zoyem, J. P., & Touahria-Gaillard, A. (2010). Le placement durant l'enfance : quelle influence à l'âge adulte?. *Rapport ONED*, (200 802).

- Pilon Savoie, A. (2019). Comment les jeunes adultes décrivent leur expérience de la séparation de leurs parents dans un contexte de conflits parentaux ? (Doctoral dissertation, Université du Québec en Outaouais).
- Quintart, A. (2018). Reconnaître et appréhender les familles au pluriel. *Revue Générale de Droit Civil Belge*.
- Rakotomalala, R. (2011). Pratique de la régression logistique. *Régression logistique binaire et polytomique*, Université Lumière Lyon, 2, 258.
- Rousson, V. (2013). Régression linéaire multiple. In *Statistique appliquée aux sciences de la vie* (pp. 219-258). Springer, Paris.
- Ruckdeschel, K. (2011). Les intentions de fécondité et l'infécondité en Allemagne. *Informations sociales*, 163, 42-48. <https://doi.org/10.3917/inso.163.0042>
- Rutter, M. (1974). Parent-child separation: psychological effects on children. *La Psychiatrie de l'Enfant*.
- Samuel, O. (2008). Moi, ma famille. *Informations sociales*, (1), 58-67.
- Schoen, R., Astone, N. M., Kim, Y. J., Nathanson, C. A., & Fields, J. M. (1999). Do fertility intentions affect fertility behavior?. *Journal of Marriage and the Family*, 790-799.
- Sobotka, T. (2002). Comments on 'The empirical analysis of East German fertility after unification: An update'. *European Journal of Population/Revue européenne de Démographie*, 18 (3), 203-208.
- Spéder, Z., & Kapitány, B. (2009). How are time-dependent childbearing intentions realized? Realization, postponement, abandonment, bringing forward. *European Journal of Population/Revue Européenne de Démographie*, 25 (4), 503. <https://doi.org/10.1007/s10680-009-9189-7>
- Stark, H., & Wissmann, N. K. (Eds.). (2017). *L'Allemagne change ! : Risques et défis d'une mutation*. Presses universitaires du Septentrion.
- Spruijt, A. P., & De Goede, M. P. M. (1997). Transitions in family structure and adolescent well-being. *Adolescence*, 32, 897-911.
- Timæus, I. M., & Moultrie, T. A. (2020). Pathways to low fertility: 50 years of limitation, curtailment, and postponement of childbearing. *Demography*, 57(1), 267-296.
- Université Paris Ouest Nanterre La Défense (sd). Chapitre 4 : régression linéaire [Fichier PDF]. Méthodes statistiques pour l'analyse des données en psychologie. <https://fermin.perso.math.cnrs.fr/Files/Chap3.pdf>
- Van de Kaa, D. J. (1987). Europe's second demographic transition. *Population bulletin*, 42(1), 1-59.
- Yu, T., & Adler-Baeder, F. (2007). The intergenerational transmission of relationship quality: The effects of parental remarriage quality on young adults' relationships. *Journal of Divorce & Remarriage*, 47 (3-4), 87-102.

Bibliographie

Zaidi, B., & Morgan, S. P. (2017). The second demographic transition theory: A review and appraisal. *Annual review of sociology*, 43, 473.

Zimmermann, A. C., & Easterlin, R. A. (2006). Happily ever after? Cohabitation, marriage, divorce, and happiness in Germany. *Population and development review*, 511–528.

Site

Allemagne - Exploration par lieu — Data Commons. (consulté le 29 mars 2023). https://datacommons.org/place/country/DEU?utm_medium=explore&prop=fertilityRate&popt=Person&cpv=gender,Female&hl=fr

Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung. (2019). Erstes Zusammenleben von Paaren – Eine empirische Analyse zur Stabilität von Nichtehelichen Lebensgemeinschaften in Deutschland. https://www.bib-demografie.de/SharedDocs/Publikationen/DE/Downloads/WorkingPapers/wp_025_2019.pdf?__blob=publicationFile&v=2

Couples with and without children. (consulté le 29 mars, 2023). Federal Statistical Office. <https://www.destatis.de/EN/Themes/Society-Environment/Population/Households-Families/Tables/couples.html>

Data. pairfam. Consulté le 4 janvier 2023. <https://www.pairfam.de/en/data/>

Demography – Old-age dependency ratio – OECD Data. Consulté le 4 janvier 2023. theOECD. <https://data.oecd.org/pop/old-age-dependency-ratio.htm>

Destatis. Consulté le 3 janvier 2023. https://www.destatis.de/error_path/400.html?al_req_id=Y7QZR27GjdGxZuRKurzcQAAAPw

Du Canada Statistique Canada, G. (consulté le 29 mars 2023). *Indice synthétique de fécondité des femmes*. https://www23.statcan.gc.ca/imdb/p3Var_f.pl?Function=DEC&Id=45197

Federal Agency for Civic Education. (2019). Patchwork families. <https://www.bpb.de/en/compilation/275195/patchwork-families>

Federal Institute for Population Research. (2019). First cohabitations of couples – An empirical analysis of the stability of non-marital cohabitation in Germany. https://www.bib-demografie.de/SharedDocs/Downloads/EN/Publications/WorkingPapers/wp_025_2019.pdf?__blob=publicationFile&v=2

Federal Institute for Population Research. (2020). Demographic Change in Germany – Challenges and Opportunities. https://www.bib-demografie.de/SharedDocs/Downloads/EN/Publications/2020/demographic-change-in-germany-challenges-and-opportunities.pdf?__blob=publicationFile&v=1

Home. (2022 b, décembre 13). European Large FAMILIES Confederation (ELFAC). Consulté le 5 janvier 2023. <https://www.elfac.org/>

Natalité et fécondité dans l'Union européenne | Insee. Consulté le 3 janvier 2023. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2381396>

Population of East and West Germany 1950–2016 | Statista. (2022, 21 juin). Statista.
<https://www.statista.com/statistics/1054199/population-of-east-and-west-germany/>

Statista. (Consulté le 29 mars 2023). *Share of millennials by marital status Germany 2021*. <https://www.statista.com/statistics/973951/millennials-share-by-marital-status-germany/#:~:text=This%20data%20shows%20the%20results,almost%2032%20percent%20were%20married.>

Statistisches Bundesamt Deutschland - GENESIS-Online: Die Datenbank des Statistischen Bundesamtes. (s. d.). <https://www-genesis.destatis.de/genesis/online?operation=previous&levelindex=2&step=2&titel=Result&levelid=1680105970005&acceptscookies=false#abreadcrumb>

Annexes

Tous les tableaux de cette annexe sont réalisés à partir des données PAIRFAM de la vague 11.

Annexe 1 — Modèle de probabilité linéaire principale

	Modèle 1						Modèle 2					
	Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
	β	p-valeurs	CI	β	p-valeurs	CI	β	p-valeurs	CI	β	p-valeurs	CI
separation												
parents en couple												
parents séparés	-0.10	0.00	-0.14 ; -0.05	-0.08	0.00	-0.13 ; -0.04	-0.04	0.05	-0.08 ; -0.00	-0.04	0.6	-0.08 ; 0.00
nombre de frères et sœurs												
enfant unique												
1 frères ou 1 soeur							-0.05	0.11	-0.11 ; 0.01	0.02	0.63	-0.05 ; 0.08
2 frères et sœurs ou plus							-0.06	0.05	-0.12 ; -0.00	0.00	0.89	-0.06 ; 0.07
niveau d'éducation												
< au bachelier												
≥ au bachelier							0.04	0.05	0.00 ; 0.07	0.03	0.17	-0.01 ; 0.06
région (ouest-est allemand)												
Allemagne de l'ouest												
Allemagne de l'est							0.01	0.68	-0.04 ; 0.06	0.03	0.20	-0.02 ; 0.08
l'âge selon la cohorte												
24-28 ans												
34-38 ans							-0.28	0.00	-0.34 ; -0.23	-0.29	0.00	-0.35 ; -0.22
44-48 ans							-0.77	0.00	-0.85 ; -0.70	-0.91	0.00	-0.94 ; -0.89
niveau de bonheur												
presque jamais heureux												
parfois heureux												
souvent heureux												
heureux la plus part du temps												
être ou non en couple												
célibataire												
en couple												

	Modèle 3						Modèle 4					
	Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
	β	p-valeurs	CI	β	p-valeurs	CI	β	p-valeurs	CI	β	p-valeurs	CI
separation												
parents en couple												
parents séparés	-0.04	0.03	-0.08 ; -0.00	-0.04	0.08	-0.07 ; 0.00	-0.04	0.05	-0.07 - 0.00	-0.04	0.05	-0.08 ; -0.00
nombre de frères et sœurs												
enfant unique												
1 frères ou 1 soeur	-0.04	0.15	-0.10 ; 0.01	0.01	0.85	-0.06 ; 0.07	-0.05	0.10	-0.11 ; 0.01	0.01	0.70	-0.05 ; 0.08
2 frères et sœurs ou plus	-0.05	0.07	-0.11 ; 0.00	0.00	0.89	-0.06 ; 0.07	-0.06	0.05	-0.12 ; -0.00	0.00	0.91	-0.06 ; 0.07
niveau d'éducation												
< au bachelier												
≥ au bachelier	0.03	0.07	-0.00 ; 0.07	0.03	0.13	-0.01 ; 0.07	0.03	0.10	-0.01 ; 0.07	0.03	0.15	-0.01 - 0.07
région (ouest-est allemand)												
Allemagne de l'ouest												
Allemagne de l'est	0.02	0.55	-0.03 ; 0.06	0.02	0.31	-0.02 ; 0.07	0.02	0.53	-0.03 ; 0.07	0.03	0.28	-0.02 ; 0.07
l'âge selon la cohorte												
24-28 ans												
34-38 ans	-0.28	0.00	-0.33 ; -0.22	-0.28	0.00	-0.34 ; -0.22	-0.28	0.00	-0.33 ; -0.23	-0.28	0.00	-0.35 ; -0.22
44-48 ans	-0.76	0.00	-0.83 ; -0.69	-0.92	0.00	-0.95 ; -0.88	-0.77	0.00	-0.84 ; -0.70	-0.91	0.00	-0.94 ; -0.87
niveau de bonheur												
presque jamais heureux	-0.14	0.04	-0.28 ; -0.01	-0.28	0.00	-0.47 ; -0.09						
parfois heureux	-0.10	0.00	-0.16 ; -0.03	-0.11	0.00	-0.17 ; -0.04						
souvent heureux	0.01	0.70	-0.03 ; 0.05	-0.03	0.10	-0.07 ; 0.01						
heureux la plus part du temps												
être ou non en couple												
célibataire												
en couple							0.06	0.01	0.03 ; 0.10	0.09	0.00	0.05 ; 0.14

Annexe 2 — Échantillon des individus ayant un enfant

	total			hommes			femmes		
	fréquences	%	% cumulé	fréquences	%	% cumulé	fréquences	%	% cumulé
intention d'avoir un deuxième enfant									
oui	394	39,09	39,09	192	38,95	38,95	202	39,22	39,22
non	477	47,32	86,41	239	48,48	87,42	238	46,21	85,43
données manquantes	137	13,59	100	62	12,58	100	75	12,58	100
<i>Total</i>	<i>1 008</i>	<i>100,00</i>		<i>493</i>	<i>100,00</i>		<i>515</i>	<i>100,00</i>	
avoir ou non ses parents séparés									
parents en couple	478	47,42	47,42	234	47,46	47,46	244	47,38	47,38
parents séparés	470	46,63	94,05	224	45,44	92,9	246	47,77	95,15
données manquantes	60	5,95	100	35	7,1	100	25	4,85	100
<i>Total</i>	<i>1 008</i>	<i>100</i>		<i>493</i>	<i>100</i>		<i>515</i>	<i>100</i>	
niveau de bonheur									
quasi jamais heureux	15	1,49	1,49	10	2,03	2,03	5	0,97	0,97
parfois heureux	167	16,57	18,06	79	16,02	18,05	88	17,09	18,06
souvent heureux	590	58,53	76,59	294	59,63	77,68	296	57,48	75,54
quasi tout le temps heureux	230	22,82	99,4	105	21,3	98,99	125	24,27	99,81
données manquantes	6	0,6	100	5	1,01	100	1	0,19	100
<i>Total</i>	<i>1 008</i>	<i>100</i>		<i>493</i>	<i>100</i>		<i>515</i>	<i>100</i>	
couple?									
non	159	15,77	15,77	63	12,78	12,78	96	18,64	18,64
oui	849	84,23	100	430	87,22	100	419	81,36	100
données manquantes	0	0	100	0	0	100	0	0	100
<i>Total</i>	<i>1 008</i>	<i>100</i>		<i>493</i>	<i>100</i>		<i>515</i>	<i>100</i>	
niveau d'éducation									
inférieur à un bachelier	618	61,31	61,31	304	61,66	61,66	314	60,97	60,97
supérieur à un bachelier	388	38,49	99,8	189	38,34	100	199	38,64	99,61
données manquantes	2	0,2	100	0	0	100	2	0,39	100
<i>Total</i>	<i>1 008</i>	<i>100</i>		<i>493</i>	<i>100</i>		<i>515</i>	<i>100</i>	
nombre de frères et sœurs									
enfant unique	109	10,81	10,81	58	11,76	11,76	51	9,9	9,9
1 frère ou 1 sœur	426	42,26	53,07	214	43,41	55,17	212	41,17	51,07
2 frères et sœurs ou plus	443	43,94	97,01	207	41,98	97,15	236	45,83	96,9
données manquantes	30	2,98	100	14	2,84	100	16	3,11	100
<i>Total</i>	<i>1 008</i>	<i>100</i>		<i>493</i>	<i>100</i>		<i>515</i>	<i>100</i>	
Région d'habitation									
Allemagne de l'ouest	686	68,06	68,06	330	66,94	66,94	356	69,13	69,13
Allemagne de l'est	322	31,94	100	163	33,06	33,06	159	30,87	100
données manquantes	0	0	100	0	0	100	0	0	100
<i>Total</i>	<i>1 008</i>	<i>100</i>		<i>493</i>	<i>100</i>		<i>515</i>	<i>100</i>	
l'âge selon la cohorte									
24-28 ans	242	24,01	24,01	88	17,85	17,85	154	29,9	29,9
34-38 ans	569	56,45	80,46	269	54,56	72,41	300	58,25	88,15
44-48 ans	197	19,54	100	136	27,59	100	61	11,84	100
données manquantes	0	0	100	0	0	100	0	0	100
<i>Total</i>	<i>1 008</i>	<i>100</i>		<i>493</i>	<i>100</i>		<i>515</i>	<i>100</i>	
le sexe									
homme	493	48,91	48,91						
femme	515	51,09	100						
données manquantes	0	0	100						
<i>Total</i>	<i>1 008</i>	<i>100</i>							

Annexe 3 — modèle de probabilité linéaire sur les intentions d'avoir un deuxième enfant

	Modèle 1						Modèle 2					
	Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
	β	p-valeurs	CI	β	p-valeurs	CI	β	p-valeurs	CI	β	p-valeurs	CI
separation												
parents en couple												
parents séparés	0.01	0.87	-0.09 ; 0.11	-0.10	0.04	-0.19 ; -0.00	0.05	0.27	-0.04 ; 0.13	-0.04	0.35	-0.12 ; 0.04
nombre de frères et soeurs												
enfant unique												
1 frères ou 1 soeur							0.01	0.84	-0.11 ; 0.14	0.01	0.86	-0.13 ; 0.15
2 frères et soeurs ou plus							0.04	0.50	-0.08 ; 0.17	0.02	0.75	-0.12 ; 0.17
niveau d'éducation												
< au bachelier												
≥ au bachelier							0.19	0.00	0.11 ; 0.28	0.30	0.00	0.22 ; 0.39
région (ouest-est allemand)												
Allemagne de l'ouest												
Allemagne de l'est							-0.11	0.02	-0.20 ; -0.01	-0.07	0.10	-0.16 ; 0.02
l'âge selon la cohorte												
24-28 ans												
34-38 ans							-0.25	0.00	-0.37 ; -0.14	-0.41	0.00	-0.50 ; -0.32
44-48 ans							-0.76	0.00	-0.87 ; -0.65	-0.75	0.00	-0.84 ; -0.65
niveau de bonheur												
presque jamais heureux												
parfois heureux												
souvent heureux												
heureux la plus part du temps												
être ou non en couple												
célibataire												
en couple												

	Modèle 3						Modèle 4					
	Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
	β	p-valeurs	CI	β	p-valeurs	CI	β	p-valeurs	CI	β	p-valeurs	CI
separation												
parents en couple												
parents séparés	0.04	0.31	-0.04 ; 0.13	-0.03	0.49	-0.11 ; 0.05	0.05	0.28	-0.04 - 0.13	-0.03	0.41	-0.12 ; 0.05
nombre de frères et soeurs												
enfant unique												
1 frères ou 1 soeur	0.02	0.80	-0.11 ; 0.15	0.01	0.92	-0.13 ; 0.15	0.02	0.81	-0.11 ; 0.14	0.04	0.58	-0.10 ; 0.18
2 frères et soeurs ou plus	0.04	0.50	-0.09 ; 0.17	0.02	0.74	-0.12 ; 0.16	0.04	0.50	-0.08 ; 0.17	0.06	0.42	-0.09 ; 0.20
niveau d'éducation												
< au bachelier												
≥ au bachelier	0.18	0.00	0.10 ; 0.27	0.31	0.00	0.23 ; 0.40	0.19	0.00	0.10 ; 0.27	0.29	0.00	0.21 ; 0.38
région (ouest-est allemand)												
Allemagne de l'ouest												
Allemagne de l'est	-0.10	0.03	-0.19 ; -0.01	-0.07	0.13	-0.15 ; 0.02	-0.10	0.04	-0.19 ; -0.01	-0.06	0.16	-0.15 ; 0.02
l'âge selon la cohorte												
24-28 ans												
34-38 ans	-0.26	0.00	-0.38 ; -0.15	-0.40	0.00	-0.49 ; -0.31	-0.26	0.00	-0.37 ; -0.14	-0.41	0.00	-0.50 ; -0.32
44-48 ans	-0.76	0.00	-0.87 - -0.65	-0.75	0.00	-0.84 ; -0.65	-0.76	0.00	-0.87 ; -0.65	-0.72	0.00	-0.82 ; -0.63
niveau de bonheur												
presque jamais heureux	-0.20	0.28	-0.57 ; 0.17	-0.66	0.00	-0.75 ; -0.56						
parfois heureux	-0.16	0.03	-0.30 ; -0.02	-0.15	0.02	-0.28 ; -0.02						
souvent heureux	-0.09	0.10	-0.19 ; 0.02	-0.04	0.42	-0.14 ; 0.06						
heureux la plus part du temps												
être ou non en couple												
célibataire												
en couple							0.08	0.23	-0.05 ; 0.22	0.20	0.00	0.10 ; 0.31

Annexe 4 — Échantillon sur la sélection des individus en couple

	total			hommes			femmes		
	fréquences	%	% cumulé	fréquences	%	% cumulé	fréquences	%	% cumulé
intention d'avoir un premier enfant									
oui	1 402	75,91	75,91	666	73,51	73,51	736	78,21	78,21
non	237	12,83	88,74	131	14,46	87,97	106	11,26	89,47
données manquantes	208	11,26	100	109	12,03	100	99	10,53	100
<i>Total</i>	<i>1 847</i>	<i>100,00</i>		<i>906</i>	<i>100,00</i>		<i>941</i>	<i>100,00</i>	
avoir ou non ses parents séparés									
parents en couple	1085	58,74	58,74	528	58,28	58,28	805	59,19	59,19
parents séparés	721	39,04	97,78	354	39,07	97,35	518	39	98,19
données manquantes	41	2,22	100	24	2,65	100	35	1,81	100
<i>Total</i>	<i>1 847</i>	<i>100</i>		<i>906</i>	<i>100</i>		<i>941</i>	<i>100</i>	
niveau de bonheur									
quasi jamais heureux	23	1,25	1,25	14	1,55	1,55	9	0,96	0,96
parfois heureux	257	13,91	15,16	126	13,91	15,46	131	13,92	14,88
souvent heureux	1105	59,83	74,99	559	61,7	77,16	546	58,02	72,9
quasi tout le temps heureux	457	24,74	99,73	203	22,41	99,56	254	26,99	99,89
données manquantes	5	0,27	100	4	0,44	100	1	0,11	100
<i>Total</i>	<i>1 847</i>	<i>100</i>		<i>906</i>	<i>100</i>		<i>941</i>	<i>100</i>	
type de relation									
en couple non cohabitant	610	33,03	33,03	328	36,2	36,2	282	29,97	29,97
en couple cohabitant	879	47,59	80,62	406	44,81	81,01	473	50,27	80,24
mariés	354	19,17	99,78	171	18,87	99,89	183	19,45	99,68
données manquantes	4	0,22	100	1	0,11	100	3	0,32	100
<i>Total</i>	<i>1 847</i>	<i>100</i>		<i>906</i>	<i>100</i>		<i>941</i>	<i>100</i>	
niveau d'éducation									
inférieur à un bachelier	846	45,8	45,8	442	48,79	48,79	404	42,93	42,93
supérieur à un bachelier	1001	54,19	99,93	464	51,21	100	643	57,06	100
données manquantes	0	0,07	100	0	0	100	0	0	100
<i>Total</i>	<i>1847</i>	<i>100</i>		<i>906</i>	<i>100</i>		<i>941</i>	<i>100</i>	
nombre de frères et soeurs									
enfant unique	198	10,72	10,72	95	10,49	10,49	103	10,95	10,95
1 frère ou 1 soeur	805	43,58	54,3	395	43,6	54,09	410	43,57	54,52
2 frères et soeurs ou plus	782	42,33	96,63	385	42,5	96,59	397	42,19	96,71
données manquantes	62	3,36	100	31	3,42	100	31	3,29	100
<i>Total</i>	<i>1 847</i>	<i>100</i>		<i>906</i>	<i>100</i>		<i>941</i>	<i>100</i>	
Région d'habitation									
Allemagne de l'ouest	1428	81,1	81,1	730	80,57	80,57	768	81,62	81,62
Allemagne de l'est	349	18,9	100	176	19,43	100	173	18,38	100
données manquantes	0	0	100	0	0	100	0	0	100
<i>Total</i>	<i>1 847</i>	<i>100</i>		<i>906</i>	<i>100</i>		<i>941</i>	<i>100</i>	
l'âge selon la cohorte									
24-28 ans	1308	70,82	70,82	598	66	66	710	75,45	75,45
34-38 ans	444	24,04	94,86	236	26,05	92,05	208	22,1	97,55
44-48 ans	95	5,14	100	72	7,95	100	23	2,44	100
données manquantes	0	0	100	0	0	100	0	0	100
<i>Total</i>	<i>1 847</i>	<i>100</i>		<i>906</i>	<i>100</i>		<i>941</i>	<i>100</i>	
le sexe									
homme	906	49,05	49,05						
femme	941	50,95	100						
données manquantes	0	0	100						
<i>Total</i>	<i>1 847</i>	<i>100</i>							

Annexe 5 — modèle de probabilité linéaire sur la sélection des individus en couple

	Modèle 1						Modèle 2					
	Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
	β	p-valeurs	CI	β	p-valeurs	CI	β	p-valeurs	CI	β	p-valeurs	CI
separation												
parents en couple												
parents séparés	-0.07	0.01	-0.13 ; -0.02	-0.06	0.01	-0.11 ; -0.01	-0.01	0.66	-0.06 ; 0.04	-0.03	0.21	-0.07 ; 0.01
nombre de frères et soeurs												
enfant unique												
1 frères ou 1 soeur							-0.00	0.97	-0.07 ; 0.07	0.03	0.43	-0.05 ; 0.10
2 frères et soeurs ou plus							-0.03	0.40	-0.11 ; 0.04	0.02	0.69	-0.06 ; 0.09
niveau d'éducation												
< au bachelier												
≥ au bachelier							0.03	0.17	-0.01 ; 0.08	0.01	0.67	-0.03 ; 0.05
région (ouest-est allemand)												
Allemagne de l'ouest												
Allemagne de l'est							0.04	0.24	-0.02 ; 0.10	0.01	0.60	-0.04 ; 0.07
l'âge selon la cohorte												
24-28 ans												
34-38 ans							-0.24	0.00	-0.30 ; -0.17	-0.29	0.00	-0.36 ; -0.21
44-48 ans							-0.75	0.00	-0.86 ; -0.65	-0.95	0.00	-0.97 ; -0.93
niveau de bonheur												
presque jamais heureux												
parfois heureux												
souvent heureux												
heureux la plus part du temps												
statut du couple												
non cohabitant												
cohabitants												
mariés												

	Modèle 3						Modèle 4					
	Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
	β	p-valeurs	CI	β	p-valeurs	CI	β	p-valeurs	CI	β	p-valeurs	CI
separation												
parents en couple												
parents séparés	-0.01	0.13	-0.05 ; 0.04	-0.02	0.27	-0.06 ; 0.02	-0.01	0.63	-0.06 ; 0.04	-0.02	0.28	-0.06 ; 0.02
nombre de frères et soeurs												
enfant unique												
1 frères ou 1 soeur	0.00	0.95	-0.07 ; 0.08	0.03	0.51	-0.05 ; 0.10	0.00	0.99	-0.07 ; 0.07	0.03	0.39	-0.04 ; 0.11
2 frères et soeurs ou plus	-0.03	0.45	-0.10 ; 0.05	0.02	0.69	-0.06 ; 0.09	-0.03	0.49	-0.10 ; 0.05	0.02	0.61	-0.06 ; 0.09
niveau d'éducation												
< au bachelier												
≥ au bachelier	0.03	0.07	-0.01 ; 0.08	0.01	0.65	-0.03 ; 0.05	0.03	0.16	-0.01 ; 0.08	0.01	0.53	-0.03 ; 0.05
région (ouest-est allemand)												
Allemagne de l'ouest												
Allemagne de l'est	0.04	0.26	-0.03 ; 0.10	0.01	0.31	-0.04 ; 0.06	0.03	0.30	-0.03 ; 0.09	0.01	0.68	-0.04 ; 0.06
l'âge selon la cohorte												
24-28 ans												
34-38 ans	-0.23	0.00	-0.30 ; -0.16	-0.28	0.00	-0.36 ; -0.21	-0.22	0.00	-0.29 ; -0.15	-0.29	0.00	-0.36 ; -0.21
44-48 ans	-0.75	0.00	-0.85 ; -0.64	-0.95	0.00	-0.98 ; -0.93	-0.72	0.00	-0.84 ; -0.61	-0.95	0.00	-0.99 ; -0.92
niveau de bonheur												
presque jamais heureux	-0.03	0.75	-0.20 ; 0.14	-0.28	0.03	-0.54 ; -0.03						
parfois heureux	-0.08	0.08	-0.16 ; 0.01	-0.06	0.10	-0.13 ; 0.01						
souvent heureux	-0.01	0.67	-0.05 ; 0.03	-0.03	0.14	-0.07 ; 0.01						
heureux la plus part du temps												
statut du couple												
non cohabitant												
cohabitants							0.02	0.31	-0.02 ; 0.07	0.03	0.13	-0.01 ; 0.08
mariés							-0.06	0.17	-0.14 ; 0.02	0.02	0.55	-0.05 ; 0.09

Annexe 6 — modèles de probabilité linéaire sur la modification variable dépendante

	Modèle 1						Modèle 2					
	Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
	β	p-valeurs	CI	β	p-valeurs	CI	β	p-valeurs	CI	β	p-valeurs	CI
separation												
parents en couple												
parents séparés	0.05	0.05	-0.00 ; 0.09	-0.00	0.93	-0.06 ; 0.05	0.05	0.06	-0.00 ; 0.09	-0.03	0.36	-0.08 ; 0.03
nombre de frères et soeurs												
enfant unique												
1 frères ou 1 soeur							0.03	0.48	-0.05 ; 0.11	-0.07	0.14	-0.16 ; 0.02
2 frères et soeurs ou plus							0.01	0.78	-0.07 ; 0.09	-0.03	0.47	-0.13 ; 0.06
niveau d'éducation												
< au bachelier												
≥ au bachelier							-0.02	0.39	-0.07 ; 0.03	-0.17	0.00	-0.22 ; -0.11
région (ouest-est allemand)												
Allemagne de l'ouest												
Allemagne de l'est							0.06	0.06	0.00 ; 0.12	0.12	0.00	0.04 ; 0.19
l'âge selon la cohorte												
24-28 ans												
34-38 ans							0.17	0.00	0.11 ; 0.23	0.16	0.00	0.08 ; 0.23
44-48 ans							-0.11	0.00	-0.17 ; -0.04	-0.35	0.00	-0.39 ; -0.30
niveau de bonheur												
presque jamais heureux												
parfois heureux												
souvent heureux												
heureux la plus part du temps												
être ou non en couple												
célibataire												
en couple												

	Modèle 3						Modèle 4					
	Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
	β	p-valeurs	CI	β	p-valeurs	CI	β	p-valeurs	CI	β	p-valeurs	CI
separation												
parents en couple												
parents séparés	0.04	0.08	-0.00 ; 0.09	-0.02	0.46	-0.08 ; 0.04	0.05	0.03	0.00 ; 0.10	-0.03	0.26	-0.09 ; 0.02
nombre de frères et soeurs												
enfant unique												
1 frères ou 1 soeur	0.03	0.44	-0.05 ; 0.11	-0.08	0.09	-0.17 ; 0.01	0.03	0.48	-0.05 ; 0.10	-0.07	0.13	-0.16 ; 0.02
2 frères et soeurs ou plus	0.01	0.72	-0.06 ; 0.09	-0.03	0.46	-0.13 ; 0.06	0.02	0.68	-0.06 ; 0.09	-0.03	0.47	-0.12 ; 0.06
niveau d'éducation												
< au bachelier												
≥ au bachelier	-0.02	0.36	-0.07 ; 0.03	-0.17	0.00	-0.22 ; -0.11	-0.04	0.11	-0.08 ; 0.01	-0.16	0.00	-0.22 ; -0.11
région (ouest-est allemand)												
Allemagne de l'ouest												
Allemagne de l'est	0.06	0.05	0.00 ; 0.12	0.11	0.00	0.04 ; 0.19	0.08	0.01	0.02 ; 0.14	0.11	0.01	0.03 ; 0.18
l'âge selon la cohorte												
24-28 ans												
34-38 ans	0.18	0.00	0.12 ; 0.23	0.17	0.00	0.09 ; 0.24	0.17	0.00	0.12 ; 0.23	0.16	0.00	0.09 ; 0.23
44-48 ans	-0.09	0.01	-0.16 ; -0.03	-0.35	0.00	-0.40 ; -0.29	-0.09	0.01	-0.16 ; -0.02	-0.33	0.00	-0.38 ; -0.28
niveau de bonheur												
presque jamais heureux	-0.14	0.04	-0.27 ; -0.00	-0.33	0.00	-0.50 ; -0.17						
parfois heureux	-0.10	0.01	-0.17 ; -0.03	-0.14	0.01	-0.22 ; -0.06						
souvent heureux	-0.04	0.27	-0.10 ; 0.03	-0.05	0.14	-0.11 ; 0.02						
heureux la plus part du temps												
être ou non en couple												
célibataire												
en couple							0.21	0.00	0.17 ; 0.25	0.20	0.00	0.15 ; 0.26

UNIVERSITÉ CATHOLIQUE DE LOUVAIN

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

Place Montesquieu, 1 bte L2.08.05, 1348 Louvain-la-Neuve, Belgique | www.uclouvain.be/psad