Les femmes devenues mères durant leur adolescence en France et en Angleterre-Galles : trois temps d'un comportement reproductif "hors norme"

John Tomkinson

▶ **To cite this version:**

John Tomkinson. Les femmes devenues mères durant leur adolescence en France et en Angleterre-Galles : trois temps d'un comportement reproductif "hors norme". Sociologie. Université de Strasbourg, 2018. Français. NNT : 2018STRAG005 . tel-01871294

HAL Id: tel-01871294
https://theses.hal.science/tel-01871294

Submitted on 10 Sep 2018

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

UNIVERSITÉ DE STRASBOURG

ÉCOLE DOCTORALE SCIENCES HUMAINES ET SOCIALES – PERSPECTIVES EUROPÉENNES

L'UMR 7363 SAGE (Sociétés, Acteurs, Gouvernement en Europe)

THÈSE présentée par :

John TOMKINSON

soutenue le : **3 avril 2018**

pour obtenir le grade de : **Docteur de l'Université de Strasbourg**

Discipline/ Spécialité : Démographie

Les femmes devenues mères durant leur adolescence en France et en Angleterre-Galles

Trois temps d'un comportement reproductif « hors norme »

THÈSE dirigée par :

M. BRETON Didier	Professeur, Institut de démographie de l'Université de Strasbourg

RAPPORTEURS :

M. BERGOUIGNAN Christophe	Professeur, Université Montesquieu Bordeaux 4
Mme. DUBUC Sylvie	Lecturer in Human Geography, University of Reading

---

AUTRES MEMBRES DU JURY :

M. ESTEVE PALÓS Albert	Professeur, Centre d'Estudis Demogràfics
Mme. LELIÈVRE Éva	Directrice de recherche, Institut National d'Études Démographiques
Mme. MAZUY Magali	Chargée de recherche, Institut National d'Études Démographiques

Les femmes devenues mères durant leur adolescence en France et en Angleterre-Galles

Trois temps d'un comportement reproductif « hors norme »

John Tomkinson

Sous la direction de M. Didier BRETON, Professeur, Institut de démographie de l'Université de Strasbourg.

Encadré à l'Ined par Mme. Magali MAZUY, Chargée de recherche.

“Every donkey likes to hear itself bray”

Remerciements

Je tiens tout d'abord à remercier mon directeur de thèse Didier Breton ainsi que mon encadrante à l'Ined Magali Mazuy pour leur suivi régulier et bienveillant pendant mes trois années de travail, qui les ont parfois conduit à dépasser le cadre habituel de leur rôle. Je leur exprime ma plus profonde gratitude.

Je remercie également les membres de mon jury, Christophe Bergouignan, Sylvie Dubuc, Albert Esteve Palós et Eva Lelièvre, pour l'attention qu'ils viennent de porter à ce travail et pour leurs critiques avisées.

J'ai eu la grande chance de passer la majorité de mon temps doctoral au sein de l'Ined dans l'unité « Fécondité, famille, sexualité ». Je remercie Laurent Toulemon et tous mes collègues de l'UR3 et ceux d'autres laboratoires qui se sont particulièrement intéressés à mon travail et à son développement. Mes remerciements vont également à Éliane Étcheverry pour sa gestion de mes nombreux déplacements, ainsi qu'aux membres du service des méthodes statistiques pour leur aide ponctuelle.

Je remercie chaleureusement mes collègues des bureaux 640 et 5301 pour leurs cafés, gâteaux, sorties, et soutien, ainsi que mes amis m'ayant pour leurs prêts de clic-clacs, canapés et lits gonflables durant la durée de mes séjours strasbourgeois.

Une partie de cette recherche a été réalisée au sein de la *School of Demography* de l'*Australian National University*. Ce séjour de recherche n'a été rendu possible que grâce au financement par le dispositif de mobilité doctorale porté par le Labex iPOPs, géré par la Direction des relations internationales et des partenariats de l'Ined, et l'accueil qui m'a été réservé dans la *School of Demography* par Dr Ann Evans et son directeur Prof. James Raymer. Je tiens

donc à les remercier tout particulièrement et à y associer tous les membres de l'équipe pour leur accueil chaleureux et leur disponibilité, leur aide et leur bonne humeur, sans occulter leurs bons plans de restaurant.

Je remercie MF, VC et AG pour leurs soins.

Je remercie vivement le Dr. Marc Haug, Directeur de recherche honoraire du CNRS, pour son initiative d'avoir créé à l'Unistra un réseau de relecture solidaire de thèses (2RST) pour les doctorants non francophones, dont j'ai bénéficié, et dont le travail facilite grandement la lecture de cette thèse. J'assume l'entière responsabilité des erreurs qui pourraient subsister.

***

Ta Mum, Dad, Paul and Buster.

Table des matières

Remerciements **i**

Préambule **vi**

Liste des sigles **viii**

Résumé **xiii**

Abstract **xv**

Introduction

A Intérêt d'un regard démographique 3

B Pourquoi une comparaison franco-anglaise ? 10

C État des lieux 15

D Cadre théorique 26

E Cadre de l'analyse et plan de la thèse 34

F Sources et méthodes 37

I : Le temps d'« avant-maternité »

Introduction à la Partie I **45**

Chapitre 1 Comportements sexuels et recours aux moyens contraceptifs **51**

1.1 Source et méthode 52

1.2 Résultats 59

1.3 Expliquer les différents comportements sexuels des adolescent·e·s français·es et anglais·es 71

1.4 Synthèse du Chapitre 1 75

Chapitre 2 L'impact des comportements sexuels et contraceptifs sur les conceptions à l'adolescence **77**

2.1 L'outil de la microsimulation 78

2.2 Le taux de conceptions à l'adolescence 79

2.3 Principes généraux du modèle TRIADOCON 82

2.4 Méthode du modèle TRIADOCON 88

2.5 Résultats 119

2.6 Synthèse du Chapitre 2 128

II : Le temps de la maternité

Introduction à la Partie II **133**

Chapitre 3 Identifier les mères adolescentes dans les recensements de la population **137**

3.1 Les données du recensement : une source alternative des informations sociodémographiques sur les mères 138

3.2 La méthode du « décompte des enfants au foyer » 143

3.3 La méthode DEF appliquée au recensement français : l'amélioration d'une méthode imparfaite 145

3.4 La méthode DEF appliquée au recensement d'Angleterre-Galles : une sous-identification persistante des mères adolescentes 168

3.5 Quels sont les impacts de nos améliorations de la méthode DEF sur les populations de mères adolescentes identifiées ? 174

3.6 Synthèse du Chapitre 3 177

Chapitre 4 Profils sociodémographiques des mères adolescentes à leur entrée dans la maternité 179

4.1 Méthodologie 180

4.2 Confirmation des différences de niveaux des maternités adolescentes en France et en Angleterre-Galles 183

4.3 Facteurs associés à l'entrée dans la maternité pendant l'adolescence 187

4.4 Des profils variés de mères adolescentes 196

4.5 Que savons-nous des pères dans les maternités adolescentes ? 204

4.6 Synthèse du Chapitre 4 214

III : Le temps d'« après-maternité »

Introduction à la Partie III 219

Chapitre 5 Les trajectoires génésiques 225

5.1 Deux sources pour un suivi longitudinal des mères 225

5.2 Méthodologie 228

5.3 La fécondité des mères adolescentes des générations 1959-1976 233

5.4 L'entrée dans la maternité des mères des générations 1959-1976 236

5.5 Une descendance plus élevée pour les mères adolescentes 240

5.6 Tempo de la constitution de la descendance 243

5.7 Synthèse du Chapitre 5 252

Chapitre 6 Les parcours conjugaux, professionnels et résidentiels 255

6.1 Méthodologie 255

6.2 L'impact de l'âge à la première naissance sur le devenir des mères adolescentes : une approche multiniveaux 265

6.3 Les trajectoires conjugales, professionnelles et résidentielles observées à travers les recensements de la population 279

6.4 Les défis de l'étude des devenirs des mères adolescentes 292

6.5 Synthèse du Chapitre 6 294

Conclusion 299

Annexes 307

Références 397

Liste des figures 425

Liste des tableaux 432

Préambule

La présente recherche a bénéficié du soutien financier du labex iPOPs, porté par l'Institut national d'études démographiques (Ined), portant la référence ANR-10-LABEX-0089, dans le cadre de heSam Université.

Ce travail contient des données statistiques issues de l'*Office for National Statistics* (ONS) dont il détient tout droit. L'utilisation des données de l'ONS n'implique aucune approbation des travaux de sa part. Ce travail utilise des bases de données qui ne reproduisent pas exactement les statistiques officielles.

L'auteur tient à remercier l'ONS pour leur accord concernant l'utilisation de la *Longitudinal Study* (LS) ainsi que l'équipe du *Centre for Longitudinal Study Information & User Support* (CeLSIUS) pour leur aide et soutien. CeLSIUS est soutenu par l'*Economic and Social Research Council Census of Population Programme* (ES/K0003651/1). L'auteur est le seul responsable de l'interprétation des données présentées.

Ce travail a bénéficié d'une aide de l'État gérée par l'Agence Nationale de la Recherche au titre du programme Investissements d'avenir portant la référence ANR-10-EQPX-17 (Centre d'accès sécurisé aux données - CASD).

Tout traitement statistique réalisé est celui de l'auteur sauf précision contraire. Les analyses statistiques faisant partie de ces travaux ont été réalisées avec le logiciel SAS ®[*]. Le

[*] Copyright, SAS Institute Inc. SAS et chaque SAS Institute Inc. nom de produit ou service sont des marques déposées de SAS Institute Inc., Cary, NC, USA.

logiciel R[†] a aussi été utilisé, particulièrement en ce qui concerne la production de graphiques et de cartes pour lesquels les packages *ggplot2*[‡] et *cartographie*[§] ont été indispensables.

Les fonds de carte concernant l'Angleterre-Galles ont été téléchargés de l'*Open Geography Portal* de l'ONS. Ils sont soumis aux licences suivantes :

- *Contains National Statistics data © Crown copyright and database right 2016.*
- *Contains OS data © Crown copyright and database right 2016.*

[†] R Core Team, 2016, *R : A language and environment for statistical computing*, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, http ://www.R-project.org/.

[‡] Wickham, H., 2009, *ggplot2 : Elegant Graphics for Data Analysis*, New York : Springer-Verlag, 213 p.

[§] Giraud, T. et Lambert, N., 2016, « cartography : Create and Integrate Maps in your R Workflow », *The Journal of Open Source Software*, 1(4).

Liste des sigles

ACM	Analyse des correspondances multiples
ADISP-CMH	Archives de données issues de la statistique publique – Centre Maurice Halbwachs
AIC	Critère d'information d'Akaike
Asf	Allocation de soutien familial
Bac	Baccalauréat
BEP	Brevet d'études professionnelles
BIG	Bulletin d'interruption volontaire de grossesse
Caf	Caisse d'allocations familiales
CAH	Classification ascendante hiérarchique
CAP	Certificat d'aptitude professionnelle
CASD	Centre d'accès sécurisé aux données
CeLSIUS	*Centre for Longitudinal Study Information and User Support*
CITE	Classification internationale type de l'éducation
CITP	Classification internationale type des professions
Cnaf	Caisse nationale d'allocations familiales
Cnaop	Conseil national pour l'accès aux origines personnelles
CSP	Catégorie socioprofessionnelle
DARES	Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques
DCLG	*Department for Communities and Local Government*
DEF	Décompte des enfants au foyer
DH	*Department of Health*
Drees	Direction de la recherche des études et évaluation et statistiques

EAR	Enquête annuelle de recensement
EDI	Indice écologique de défavorisation
EDP	Échantillon démographique permanent
EFL	Enquête Famille et Logements
ES	Enquête Établissements sociaux
EU-SILC	*European Union - Statistics on Income and Living Conditions*
FAS	*Family Affluence Scale*
FECOND	Enquête Fécondité – Contraception – Dysfonctions sexuelles
HLM	Habitation à loyer modéré
ICF	Indicateur conjoncturel de fécondité
IGN	Institut national de l'information géographique et forestière
IMD	*Index of multiple deprivation*
Ined	Institut national d'études démographiques
Insee	Institut national de la statistique et des études économiques
Inserm	Institut national de la santé et de la recherche médicale
Iris	Îlots Regroupés pour l'Information Statistique
IVG	Interruption volontaire de grossesse
LAU	*Local Administrative Units*
LPRF	Lien avec la personne de référence de la famille
LPRM	Lien avec la personne de référence du ménage
LS	*ONS Longitudinal Study*
LSOA	*Lower-lever super output area*
Natsal	*National Survey of Sexual Attitudes and Lifestyles*
NCHS	*National Center for Health Statistics*
NS-SEC	*National Statistics Socio-economic Classification*
NUTS	Nomenclature des unités territoriales statistiques
OCDE	Organisation de Coopération et de Développement Économiques
OMS	Organisation mondiale de la Santé
ONED	Observatoire national de l'enfance en danger
ONS	*Office for National Statistics*

OR	Odds ratio
OS	*Ordnance Survey*
Paje	Prestation d'accueil du jeune enfant
PCS	Nomenclature des professions et catégories socioprofessionnelles
PIB	Produit intérieur brut
PMSI	Programme de médicalisation des systèmes d'information
RGP	Recensement général de la population
RP	Recensement de la population
RSA	Revenu de solidarité active
SA	Semaines d'aménorrhée
Saphir	Système d'analyse de la population par l'historique des recensements
SDT	Seconde transition démographique
TCM	Tronc commun des ménages
TRIADOCON	*Tri-national adolescent conceptions*
UNDP	Division de la Population des Nations Unies

Résumé

Ce travail de doctorat en démographie met l'accent sur l'entrée très précoce dans la maternité dans une perspective comparative entre deux pays proches sur le plan socioéconomique, mais qui se distinguent sur le plan de la fécondité, surtout pendant la période de l'adolescence – la France et l'Angleterre-Galles.

Il explore les maternités adolescentes en tant que comportement reproductif « hors norme » et tente de placer ces maternités *non* « non désirées » dans le contexte de la transition vers l'âge adulte. Nous offrons une vue longitudinale de cette problématique en décrivant « trois temps » de la vie d'une mère adolescente :

(i) Le temps d'« avant maternité » où le fait de devenir mère adolescente est fonction de trois probabilités : celle d'avoir des rapports sexuels, celle de recourir à un (des) moyen(s) contraceptif(s) et celle de recourir à l'IVG en cas de grossesse ;

(ii) Le temps de la maternité. Quelles sont les situations de vie de ces mères adolescentes au moment de la naissance de leurs enfants ?

(iii) Le temps d'« après-maternité ». Comment varient les parcours génésiques, conjugaux, professionnels et résidentiels des femmes en fonction de leur âge à l'entrée dans la maternité ?

Mots-clés : maternités à l'adolescence - France - Angleterre-Galles - comparaison internationale - comportements sexuels et contraceptifs - profils socioéconomiques - parcours de vie.

Abstract

This thesis in demography focuses upon very early entries into motherhood in a comparative perspective between two countries similar in socioeconomic terms but differing vastly in terms of fertility, especially during adolescence – France and England and Wales.

It explores adolescent maternities as an "uncommon" reproductive behaviour and aims to place these *un*-"unintended" births in the context of the transition to adulthood. We offer a longitudinal view of this phenomenon by describing three "periods" in the life of an adolescent mother:

(i) The period "before maternity" where becoming an adolescent mother is a function of three probabilities: of having sexual intercourse, of using contraception and of having an abortion in case of a pregnancy;

(ii) The period of the maternity. What are the characteristics and life conditions of adolescent mothers at the time of birth?

(iii) The period "after maternity". How do the reproductive, conjugal, professional and residential trajectories of mothers vary in function of their age at first birth?

Keywords: adolescent motherhood - France - England and Wales - international comparison - sexual and contraceptive behaviour - socioeconomic profiles - life course trajectories.

Introduction

Les maternités à l'adolescence

A Intérêt d'un regard démographique

La problématique de ce travail doctoral se concentre sur des populations « rares », les mères adolescentes en France et au Royaume-Uni. Ces populations de femmes devenues mères très précocement se distinguent de plus en plus, compte tenu de l'évolution vers la hausse de l'âge à la première naissance. Dans cette recherche, nous envisageons la fécondité adolescente comme une fécondité « à part » qui semble, *a priori*, à contresens des normes et des mécanismes habituels liés à l'entrée dans la maternité.

Ici, la probabilité de devenir mère à l'adolescence est considérée comme la résultante de trois probabilités : celle d'entrer dans la vie sexuelle, celle du non-recours à une contraception efficace en cas de rapports sexuels et celle du non-recours à une interruption volontaire de grossesse en cas de grossesse. Ces probabilités présentent des variations importantes suivant les pays.

En France, le taux de fécondité adolescente est faible comparativement à celui d'autres pays. Il est de plus très peu documenté, comme l'atteste le très faible nombre de recherches consacrées à la problématique des mères adolescentes (*cf.* Le Van, 1997 ; Daguerre et Nativel, 2004 ; Daguerre, 2010 ; Kafé et Brouard, 2010 ; Le Den, 2012 ; Genest *et al.*, 2014). Ce n'est cependant pas le cas dans d'autres pays occidentaux à relative faible fécondité, où ces taux sont plus élevés (Royaume-Uni, États-Unis, Canada, etc.). Cette thèse en démographie, se propose de pallier le manque de travaux dans ce domaine en complétant les informations se rapportant à la France avec une approche comparative de la situation en Angleterre-Galles.

La démarche comparative nous permet d'analyser ce phénomène dans sa dynamique et sa décomposition en trois temps, chacun étant relatif à une période différente de la vie d'une mère adolescente : avant, au moment de, et après la maternité. Notre travail combine des approches transversale et longitudinale d'un phénomène rare, grâce à un recours à une multiplicité de sources et la mobilisation de méthodes originales, directes ou indirectes.

A.1 Champ de l'étude

Il nous paraît d'abord nécessaire de définir le champ géographique de notre étude. Dans notre recherche, la focale concerne la France métropolitaine. Ce choix ne signifie cependant pas un manque d'intérêt pour la problématique des mères adolescentes dans les territoires français d'outre-mer[1] – si la fécondité auparavant supérieure à celle observée sur l'Hexagone est désormais inférieure au seuil de renouvellement des générations, la fécondité adolescente reste élevée, les naissances issues des mères adolescentes comptant pour 5,6 % des naissances en 2015 (et un maximum de 9,7 % en Guyane). Cependant, comme nous envisageons de faire une comparaison France – Angleterre-Galles, inclure les départements d'outre-mer paraît peu judicieux, cela supposerait une analyse détaillée de l'hétérogénéité des contextes socio-économiques et culturels sur les différents territoires. Par ailleurs, des sources nécessaires pour la mise en œuvre de cette recherche, notamment l'Échantillon démographique permanent (EDP) et les enquêtes *Health Behaviour in School-aged Children* (HBSC) et FECOND et, dans une moindre mesure, l'Enquête Famille et Logements (EFL), ne portent pas sur les départements d'outre-mer.

En ce qui concerne l'Angleterre-Galles, la structure administrative des données statistiques du Royaume-Uni établit une distinction entre ces deux pays, l'Écosse et l'Irlande du Nord. Ces derniers sont traités séparément par leurs propres antennes de l'*Office for National Statistics* (ONS), avec leurs propres recensements et systèmes d'enregistrement des naissances.

[1] Une comparaison entre les maternités adolescentes en Martinique, Guadeloupe et en France métropolitaine fait l'objet d'une communication au XXVIII[e] Congrès international de la population (Breton et Tomkinson, 2017).

C'est pour cette raison que notre champ géographique se restreint à l'Angleterre-Galles. Aussi, pour nous référer aux habitants de l'Angleterre-Galles, nous utilisons le terme pas très adapté d'*anglais(es)*.

Après avoir établi un état des lieux du phénomène au cours des 40 dernières années, les analyses effectuées dans les premières parties de cette thèse portent sur la période contemporaine, et dépendent de la source utilisée, dont la plus ancienne remonte à 2009/2010. Le caractère longitudinal des analyses réalisées de la dernière partie de notre travail se réfère à des générations de femmes nées entre 1959 et 1976, qui sont les plus récentes à avoir réalisé la majeure partie de leur vie féconde. Ces périodes revêtent un intérêt particulier : nous montrons dans cette partie introductive que ces dernières représentent des générations dans lesquelles une divergence entre les deux pays a été observée en ce qui concerne la proportion des femmes devenues mères à l'adolescence ; en revanche, la période récente est marquée par une baisse de la fécondité adolescente en Angleterre-Galles, ce qui le rapproche en partie à la France.

A.2 Comment définir une maternité à l'adolescence ?

L'Organisation mondiale de la Santé (OMS) considère les maternités à l'adolescence comme celles concernant des « jeunes filles âgées de 15 à 19 ans » et de « moins de 15 ans »[2]. Un critère identique est retenu par la Division de la Population des Nations Unies (UNDP) dans son *World Population Prospects* qui publie le taux de fécondité adolescente pour des femmes âgées de 15 à 19 ans, tout comme le fait, aux États-Unis, le *National Center for Health Statistics* (NCHS).

En Angleterre-Galles, l'*Office for National Statistics* (ONS) publie des données trimestrielles sur le nombre de conceptions à l'adolescence (*teenage conceptions*) qu'il mesure comme celles ayant eu lieu avant l'âge de 18 ans[3]. Si en France, l'Institut national de la statistique et

[2] http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs364/fr/.

[3] Cette mesure inclut alors, selon la méthodologie de l'ONS, une part des maternités ayant eu lieu à l'âge de 18 ans, l'âge à la conception se calculant en soustrayant 38 semaines de l'âge à la naissance dans le cas d'une naissance vivante.

des études économiques (Insee) n'applique pas particulièrement de définition précise, il existe cependant dans les études françaises un ciblage portant sur des indicateurs déclinés par groupe d'âge quinquennal (15-19 ans) (Le Den, 2012).

S'il semble exister une préférence pour une définition incluant l'âge de 19 ans, celle-ci est conforme aux catégories d'âge quinquennal omniprésentes dans les études sur la fécondité (Billari *et al.*, 2011), ainsi qu'à la définition anglaise de l'adjectif *teenage* qui désigne une personne âgée entre 13 et 19 ans (Oxford English Dictionary). Néanmoins, l'âge de 19 ans n'est pas la seule limite supérieure retenue pour définir le phénomène. Dans une étude réalisée sur les maternités précoces dans les pays développés pour la Caisse nationale d'allocations familiales (Cnaf) celles-ci sont définies « *comme la survenance d'un enfant avant l'âge de la majorité civique* » (Daguerre et Nativel, 2004 : 8), soit celui de 18 ans en France.

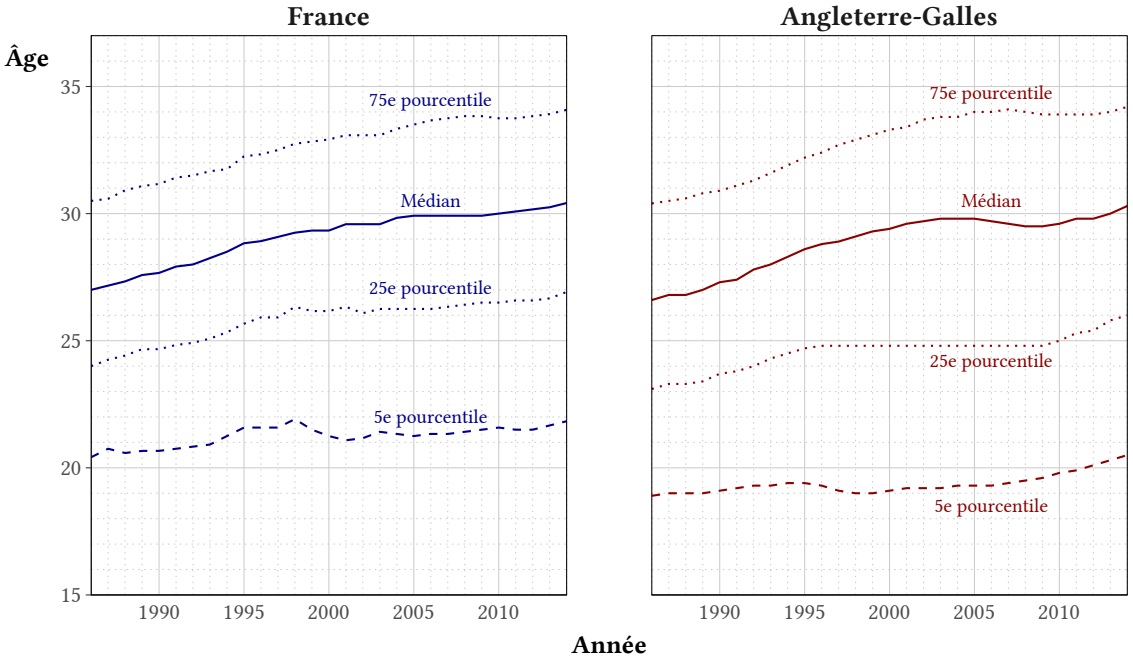
Face à cette diversité de définitions, laquelle est-il pertinent de retenir, alors que nous aurions même pu considérer les maternités à l'adolescence comme étant des naissances « précoces », voire « très précoces » ? Une telle vision relative aurait alors impliqué la formulation d'une définition basée sur la répartition des naissances par âge. La Figure 0.1 (p. 7) montre l'évolution de la répartition des naissances par âge[4]. En plus de l'âge médian à la naissance (naissances de tous rangs confondus[5]), y figure l'évolution du premier et du troisième quartile des naissances, ainsi que l'âge au cinquième centile des naissances, ce que nous pourrions proposer comme seuil des naissances dites « très précoces ». Si nous retenions cette définition, elle correspondrait à un seuil de 20/21 ans en France comparée à 19/20 ans en Angleterre-Galles. Cette définition serait alors moins discriminante et inclurait alors les femmes devenues mères après l'âge de 20 ans.

---

[4] Répartition calculée, en France, à partir de l'EDP et donc sur un échantillon de naissances. Cette source permet de calculer l'âge à la naissance en variable continue (via les dates de naissance de la mère et de l'enfant) plutôt qu'en variable discrète, telle que l'âge atteint au dernier anniversaire, présent dans les données de l'état civil.

[5] Le rang de naissance issu de l'enregistrement des naissances étant défaillant dans les deux pays, il est difficile d'estimer la distribution d'âge à la première naissance à partir de ces sources. Ce problème a récemment été résolu en Angleterre-Galles, puisque depuis mai 2012, des données fiables sur le rang de naissance ont été rendues disponibles.

Figure 0.1 – Évolution de l'âge moyen à la naissance, 1986-2014 – médian, 5e, 25e et 75e centiles



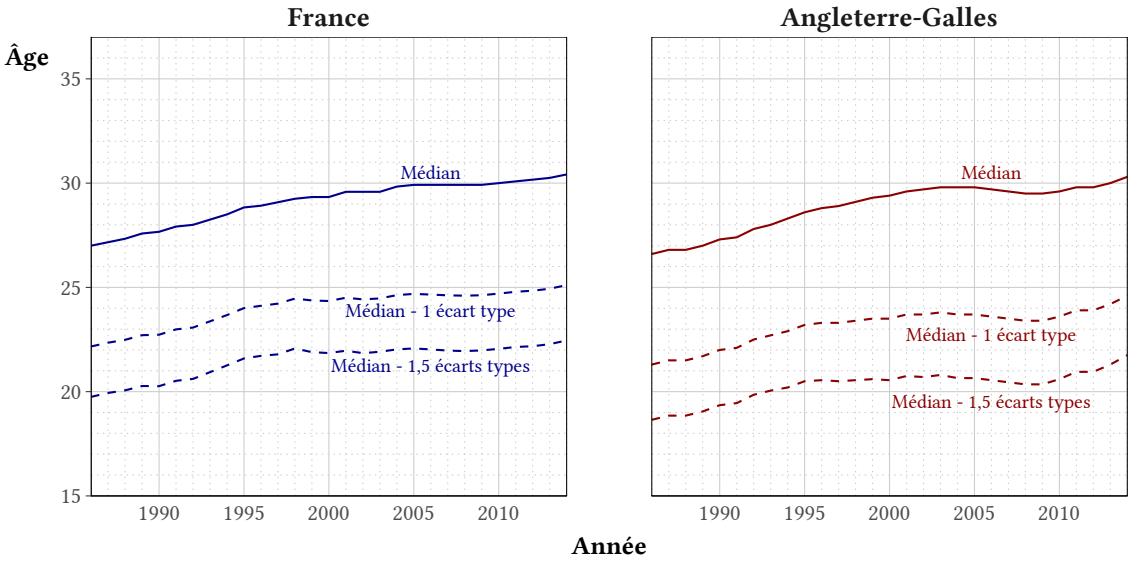
Sources : Échantillon démographique permanent, ONS.

Une définition basée sur la distribution des âges, mais s'appuyant sur la variance autour de la valeur médiane pour définir les femmes déviant le plus de la norme par rapport à l'entrée dans la maternité aurait aussi pu être envisagée. La Figure 0.2 (p. 8) montre l'âge moyen à la naissance ainsi que les courbes de cette valeur médiane moins 1 et 1,5 écarts-types dans les deux pays au cours de ces vingt dernières années. Compte tenu d'une moindre variance de l'âge à la naissance en France, le seuil d'âge variait, suivant l'année, entre 19 et 22 ans, tandis qu'en Angleterre-Galles il se situait entre 18 et 21 ans.

Les désavantages d'une définition relative à la distribution d'âge sont donc doubles : d'abord, le seuil d'inclusion dans la population à étudier varie dans le temps ; ensuite, il varie entre les deux pays. Nous favoriserions ainsi une définition basée sur l'âge biologique, mais conviendrait-il de retenir les mineures (moins de 18 ans) ou les *teenagers* (moins de 20 ans) ? Nous favorisons cette première population, tout en tenant compte du délai entre la conception et la maternité. La durée moyenne de grossesse à la naissance est de 40,3 semaines d'aménorrhée soit 38,3 semaines de grossesse, que nous réduisons à 9 mois de durée

de grossesse en moyenne depuis la conception. Ce qui veut dire que les naissances à l'âge de 18 ans ayant eu lieu dans un délai de 9 mois suivant le 18e anniversaire ont été conçues à l'âge de 17 ans, lorsque la femme était encore mineure. La Figure 0.3 (p. 9) montre le profil cumulatif des naissances à l'adolescence. Si la distribution des naissances durant l'adolescence croît exponentiellement avec l'âge, elle se rapproche d'une croissance linéaire entre les 18e et 19e anniversaires. Sur la période 2010-2014, presque 7 naissances sur dix survenant à l'âge de 18 ans ont été conçues à l'âge de 17 ans, avec une variation très faible entre les deux pays : 68,6 % en France et 69,9 % en Angleterre-Galles. Nous constatons donc que la majorité des naissances à 18 ans relèvent d'une conception à l'âge de 17 ans et c'est la raison pour laquelle nous incluons ces âges dans notre définition des maternités adolescentes.

Figure 0.2 – Évolution de l'âge moyen à la naissance, 1986-2014 – médian, médian moins 1 écart type, médian moins 1,5 écarts types



Sources : Échantillon démographique permanent, ONS.

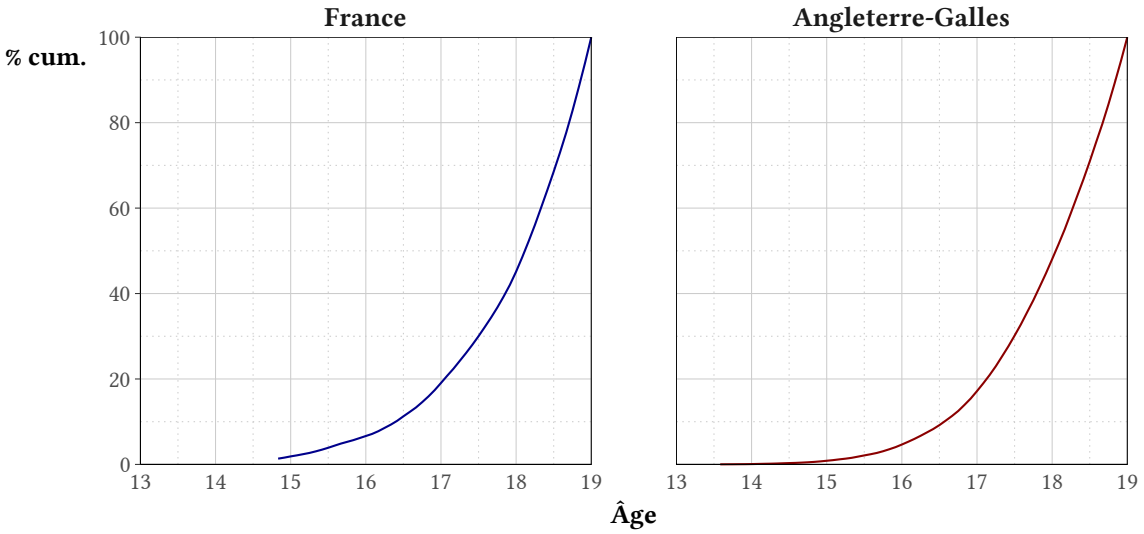
Aussi, nous proposons donc de retenir comme définition pour les mères adolescentes, celle des femmes ayant eu un premier enfant à l'âge de 18 ans ou moins[6]. Cette définition

[6] À titre indicatif, sur la période 2010-2014, les naissances à 15-18 ans comptent respectivement pour 50,4 % des naissances chez les femmes âgées de 15-19 ans en France et de 55,6 % en Angleterre-Galles. Pour ceux étendant la définition de la maternité adolescente aux femmes âgées de 15 à 19 ans, presque la moitié de leur population est devenue mère en dehors de l'adolescence dans le sens juridique du terme.

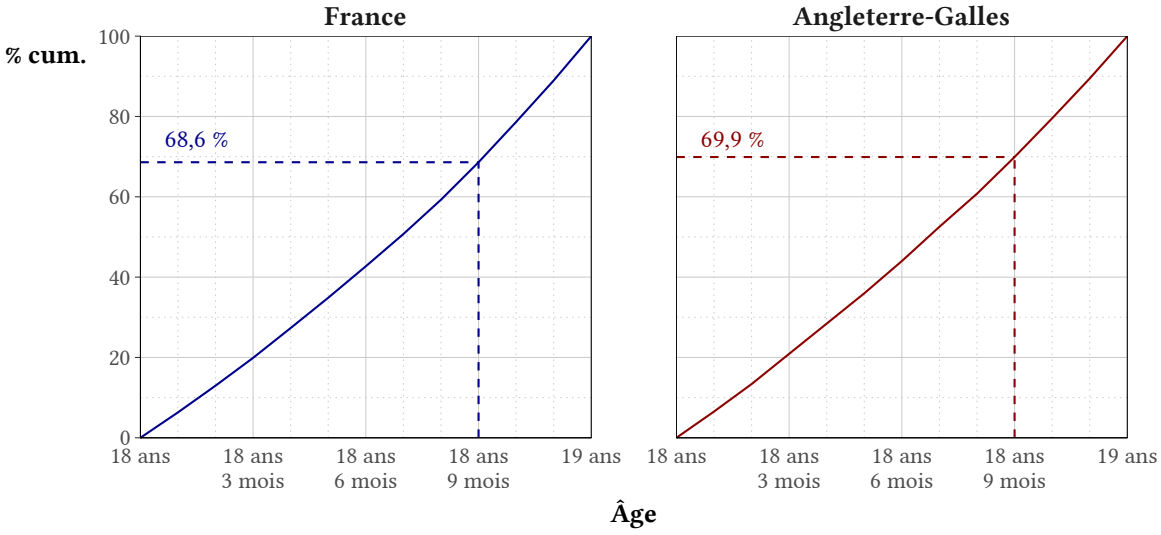
présente l'avantage d'être commune aux deux pays, à l'inverse d'une définition qui aurait été basée sur les centiles ou la variance, moins adaptée à la comparaison internationale. Dichotomiser les jeunes mères (mère à 18 ans ou moins, mère à 19 ans et plus) souffre de limite liée à des effets du seuil mais cette démarche est plus en adéquation avec les définitions souvent utilisées dans les politiques associées à cette problématique (Shaw *et al.*, 2006).

Figure 0.3 – Proportions cumulées des naissances selon l'âge en années et mois, 2010-2014

(a) Entre 13 et 19 ans



(b) Entre 18 et 19 ans



Sources : Échantillon démographique permanent, ONS.

Note : Les pourcentages basés sur des effectifs de moins de 5 femmes ne sont pas représentés.

B Pourquoi une comparaison franco-anglaise ?

B.1 Des contextes économiques et sociodémographiques contrastés

Les contextes économiques et sociodémographiques des deux pays rendent cette comparaison particulièrement intéressante. Si, sur le plan économique, la production des deux pays est comparable, il existe cependant plus d'inégalités au Royaume-Uni (Scott, 2017). Concernant d'autres aspects déterminants de l'entrée dans la maternité et plus largement la transition vers l'âge adulte, des similarités peuvent être observées entre les deux pays. En France, les femmes finissent leurs études un an plus tard, tandis que la proportion d'adolescentes inactives et en dehors du système éducatif est similaire. En revanche, le Royaume-Uni compte davantage de femmes adolescentes au chômage (Tableau 0.2). Cependant, dans les deux pays les femmes quittent le foyer familial au même âge et sont aussi nombreuses à être en couple.

Tableau 0.2 – Sélection d'indicateurs économiques et relatifs à la jeunesse, 2014

	France		Royaume-Uni		UE-28
PIB réel par habitant	31 300 €	(10)	30 700 €	(11)	26 000 €
Revenu disponible brut ajusté des ménages par personne	24 113 €	(3)	22 297 €	(9)	20 852 €
Écart relatif médian au seuil de pauvreté	16,6 %	(3)	19,4 %	(11)	24,5 %
Inégalité de répartition des revenus	4,3	(11)	5,1	(18)	5,2
Âge moyen des femmes à la fin des études	21,0	(9)	20,1	(4)	21,5†
Femmes âgées de 15 à 19 ans inactives et ne suivant ni études ni formation	3,3 %	(13)	3,4 %	(14)	3,8 %
Ratio de chômage parmi les femmes âgées de 15 à 19 ans*	4,1	(13)	9,0	(5)	4,9
Âge moyen des femmes au départ du foyer familial	23,0	(6)	23,5	(8)	25,2
Proportion de jeunes (16-29 ans) en union	~32 %	(3)	~32 %	(2)	~23 %

Sources : Eurostat base de données[7]*, Eurostat (2015).*

*Notes : Les chiffres entre parenthèses correspondent au classement au sein des pays de l'UE-28 ; * = proportion de femmes au chômage dans la population concernée ; † = valeur pour l'UE-27.*

[7] http://ec.europa.eu/eurostat/fr/data/database.

Concernant les femmes des générations passées, dans les générations des années 50 et 60, les françaises appartenaient plus à des catégories socioprofessionnelles qualifiées tandis que les femmes anglaises étaient plus inactives aux recensements aux débuts des années 80 et 90. Quant à leurs situations conjugales, les femmes anglaises vivaient moins en couple et étaient plus fréquemment divorcées, séparées, ou remariées (Ekert-Jaffé *et al.*, 2002).

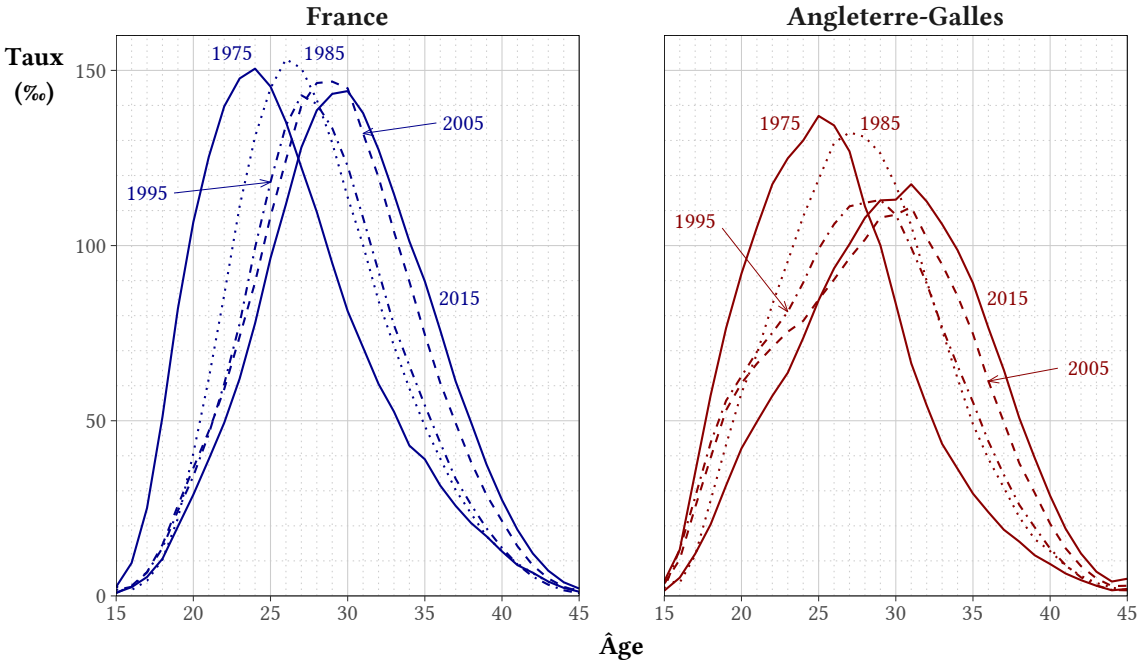
B.2 Des régimes de fécondité différents

Dans le contexte de la fécondité européenne, la France et l'Angleterre-Galles se démarquent par leurs caractéristiques atypiques : l'intensité en France et le calendrier en Angleterre-Galles. La France et l'Angleterre-Galles ont des régimes de fécondité qui se contrastent (*cf.* typologie de Chandola *et al.* (2002)). Si la fécondité globale dans les deux pays, qui reste élevée dans le contexte européen, se ressemblent, ayant évolué de manière parallèle au cours des cinquante dernières années, les niveaux de fécondité adolescente, et plus largement, le calendrier de fécondité sont contrastés. Des différences de leurs politiques familiales respectives ne sont pas anodines (Rendall *et al.*, 2009). Le système universaliste en vigueur en France a pour effet d'expliquer très probablement un âge homogène à la première naissance, car le retard de l'entrée dans la maternité n'induit aucun coût économique. En revanche, au Royaume-Uni où les prestations sociales sont accordées sous conditions de ressources, l'âge à l'entrée dans la maternité repose davantage sur les opportunités du marché du travail, que traduit une entrée hétérogène dans la maternité. Ainsi, nous pourrions parler d'inégalités sociales de l'entrée dans la maternité, le système britannique favorisant involontairement les femmes les plus désavantagées à entrer plus tôt dans la maternité.

Les courbes de fécondité (Figure 0.4, p. 12) laissent apparaître une fécondité plus concentrée autour de l'âge moyen en France, où elle est contrainte par des normes sociales plus strictes. En France, au cours de ces vingt dernières années, la fécondité oscille symétriquement autour d'un pic maximal de fécondité qui, avec le recul de l'âge moyen à la maternité, se situe autour de 30 ans. En Angleterre-Galles, la courbe de fécondité prend une autre forme. Elle se caractérise par sa plus grande amplitude ainsi que par sa « double bosse », le résultat du niveau élevé des maternités à l'adolescence que l'on retrouve également dans les courbes

d'autres pays (Australie, Canada, Nouvelle-Zélande) ou le phénomène est prévalent (Chandola *et al.*, 2002). Toutefois, cette particularité est en train de disparaître progressivement dans la courbe de fécondité anglaise.

Figure 0.4 – Évolution des courbes de fécondité par âge en France et en Angleterre-Galles - 1975, 1985, 1995, 2005 et 2015



Source : Insee état civil et estimations de la population, ONS.

B.3 Des modèles politiques contrastés

Selon la typologie établie par Esping-Andersen (1990), les systèmes de politique familiale français et britannique s'opposent. Si la France déploie une politique conservatrice, qui se caractérise par le placement de la famille au centre de son idéologie (Neyer, 2003), elle est libérale et orientée vers l'individu au Royaume-Uni (Billari, 2004). Ce modèle vise à minimiser les interventions de l'état (Neyer, 2003) et l'attribution des allocations est basée sur le montant des ressources et se concentre donc sur les plus pauvres (Ekert-Jaffé *et al.*, 2002). Compte tenu de ces différences, le politique britannique s'implique (voire s'impose) moins dans la vie familiale qu'en France (Daguerre et Nativel, 2004).

Par rapport aux maternités à l'adolescence, le discours politique en vogue au Royaume-Uni se résume à un argument simpliste, réduisant la maternité à l'adolescence à une situation de dépendance économique et de mères ne pouvant pas subvenir aux besoins de leur famille (Daguerre et Nativel, 2004). Largement répandu sous les gouvernements Conservateurs des années 80 et 90, ce discours associe l'idée que les adolescentes feraient des enfants afin d'obtenir des allocations familiales et surtout d'avoir accès à un logement social (Daguerre et Nativel, 2004). Il y aurait donc une stratégie économique à avoir précocement des enfants, qui serait le fruit d'un choix rationnel.

Concernant les maternités à l'adolescence, les interventions politiques prennent deux formes : (i) avant une maternité, la prévention ; (ii) après une maternité, l'accompagnement (Daguerre et Nativel, 2004). Au Royaume-Uni, sous les gouvernements conservateurs des années 80 qui voulaient limiter les dépenses publiques de l'État, les politiques de l'époque étaient peu à intervenir dans l'accompagnement des jeunes mères, et ont également peu investi dans la prévention. C'est seulement vers la fin des années 90, sous impulsion du nouveau gouvernement travailliste, qu'a été mise en place une politique d'accompagnement orientée dans le sens d'une aide à l'insertion professionnelle afin de limiter, à l'instar de la France, la dépendance économique. À partir de cette période, la politique de ce pays mettra l'accent sur la formation et la participation au marché de travail (Daguerre et Nativel, 2004). Un investissement de £60 millions sera ainsi réalisé pour répondre aux préconisations d'un rapport de la *Social Exclusion Unit*, avec pour but de réduire de moitié, en une décennie, le taux de conceptions à l'adolescence (McCulloch, 2001), en partant du taux enregistré en 1998 de 47,1 conceptions pour mille femmes âgées entre 15 et 17 ans (ONS, 2016). L'objectif principal de cet investissement sera la promotion de l'éducation sexuelle et relationnelle à l'école : enseignement de la reproduction et la puberté au primaire ; ciblage, au secondaire, sur les relations et les responsabilités de la parentalité, et à destination des garçons autant, si ce n'est pas plus, que les filles (Social Exclusion Unit, 1999). Aussi le développement de services de santé reproductive plus adaptés à la jeunesse (Stone et Ingham, 2002), des campagnes publicitaires et la création d'un numéro vert offrant des conseils (Hadley *et al.*, 2016) ont été mis en place.

Quant à l'accompagnement des mères adolescentes, Portier-Le Cocq (2010) résume les modalités d'aide (financière ou autre) disponibles au Royaume-Uni. En ce qui concerne les allocations familiales, les mères adolescentes perçoivent celles qui sont destinées aux jeunes dont le montant est modulé en fonction de l'âge. Celles qui ont moins de 16 ans ne perçoivent aucune allocation à titre personnel si elles vivent au foyer familial. Ce sont leurs parents qui doivent en faire la demande. Il en résulte un montant d'allocation diminué d'environ 8 € par semaine, car il ne s'agit pas du premier enfant. Peu avant la naissance de leur enfant, les mères perçoivent un versement unique[8] de £500 (540 €), qui sera prolongé par la suite par les allocations familiales. Les aides sont également augmentées chez les adolescentes scolarisées devenues mères afin de faciliter la garde de leur enfant. Elles peuvent bénéficier également d'une pension alimentaire des pères de leurs enfants[9], mais certaines élèvent leur enfant sans intervention du père.

En France, la Caisse d'allocations familiales (Caf) verse à la naissance une prime[10] de 923 € qui est basée sur un plafond de ressources. En addition des allocations familiales aux jeunes mères élevant seules leurs enfants, l'allocation de soutien familial (Asf) est éventuellement attribuée en tant que complément/substitut de pension alimentaire. Les mères adolescentes sont également éligibles au revenu de solidarité active (RSA), quelle que soit leur situation par rapport à l'emploi et situation d'hébergement (vivant on non dans le domicile parental).

---

[8] *Sure Start Maternity Grant.*

[9] S'il a 16 ans ou plus, est hors scolarité et ne reçoit pas le revenu minimum d'insertion ni l'allocation de recherche d'emploi.

[10] Prestation d'accueil du jeune enfant (Paje).

C État des lieux

C.1 La fécondité adolescente dans les pays industrialisés : une fécondité « à part »

Ce sont surtout dans les pays industrialisés anglophones que le niveau de fécondité chez les adolescentes est élevé, principalement aux États-Unis, mais aussi en Nouvelle-Zélande, Australie, Irlande, Canada et, bien évidemment, en Angleterre-Galles. Dans ces pays les taux de fécondité surpassent ceux de la grande majorité d'autres pays industrialisés (Tomkinson, 2016). Le phénomène des maternités précoces se démarque donc dans le monde anglophone.

En Europe, c'est en Angleterre-Galles que la fécondité adolescente est la plus élevée (Figure 0.5 (a), p. 16), la France se trouvant dans une position moyenne du classement. Plus les adolescentes sont âgées, plus les différences se creusent. En 2015, le taux à 18 ans est de 98 pour mille plus élevé en Angleterre-Galles par comparaison à une différence de 6 pour mille à 15 ans et à une égalité des niveaux à moins de 15 ans. Les maternités survenant très précocement dans l'adolescence sont rares dans chacun des pays, sans variation significative des uns par rapport aux autres.

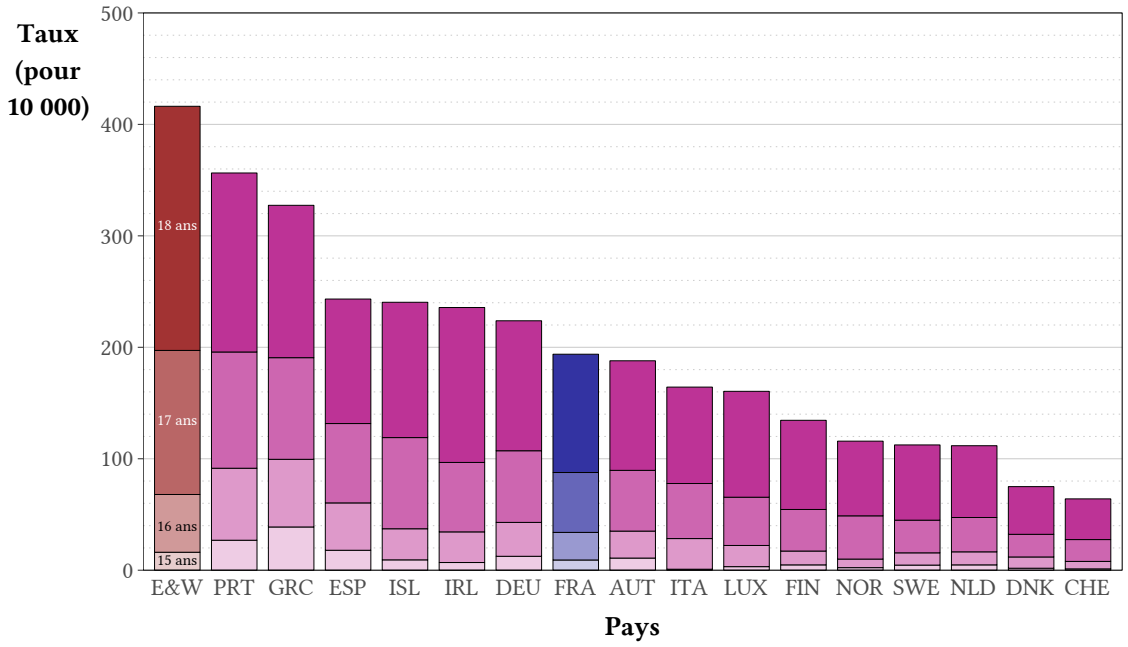
Dans les pays à fécondité basse, les différences mises en évidence ne peuvent pas être simplement attribuées à des niveaux différents de fécondité globale, l'indicateur conjoncturel de fécondité (ICF) (Pison, 2012). La Figure 0.5 (b) montre l'absence d'association entre l'ICF et les taux de fécondité durant l'adolescence, ces derniers n'étant pas plus élevés mécaniquement dans les pays où les femmes font plus d'enfants que dans les autres. Ainsi nous considérons que la fécondité adolescente est une fécondité « à part », un phénomène indépendant du niveau de fécondité global, dont les mécanismes diffèrent de ceux des autres âges.

C.2 Une différence de niveaux qui persiste

Les femmes étudiées dans cette thèse, celles qui sont nées à partir de la fin des années 50 (les générations 1959 et au-delà), ont vécu leur adolescence dans le dernier quart du XX^{e} siècle. Ces femmes ont donc grandi après la légalisation de l'avortement par la loi Veil de janvier 1975

Figure 0.5 – Somme des taux de fécondité et contribution de la fécondité des 15-18 ans à l'ICF dans une sélection de 17 pays européens

(a) Somme des taux de fécondité par âge



(b) Contribution à l'ICF (en %) versus ICF

Sources : Insee, ONS, Human Fertility Database.

Note : Données de 2015 (France - FRA), 2014 (Angleterre-Galles - E&W, Espagne - ESP, Irlande - IRL, Autriche - AUT, Luxembourg - LUX, Finlande - FIN, Norvège - NOR, Suède - SWE, Danemark - DNK, Suisse - CHE), 2013 (Allemagne - DEU), 2012 (Portugal - PRT, Islande - ISL, Italie - ITA, Pays-Bas - NLD) et 2009 (Grèce - GRC).

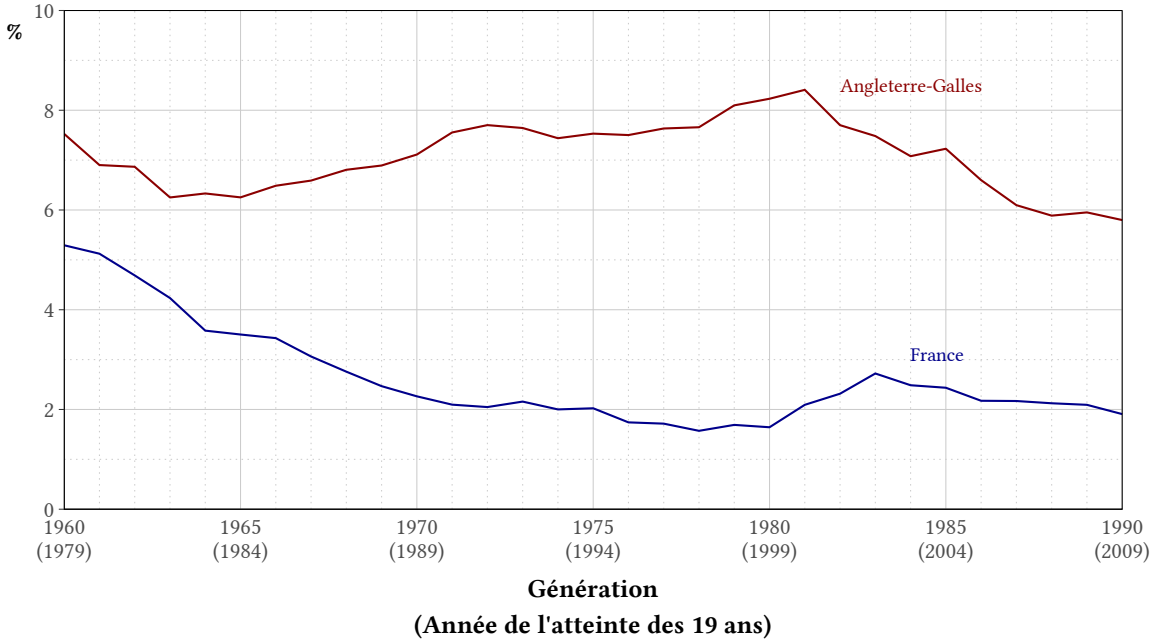
en France et l'*Abortion Act* de 1967 au Royaume-Uni[11], et à la suite de la libéralisation de la contraception par la loi Neuwirth de décembre 1967 (promulgué entre 1969 et 1972) en France et en 1974 au Royaume-Uni (amendement du *Family Planning Act* de 1967). S'accompagnant d'un déclin initial de la proportion de femmes devenues mères durant leur adolescence dans les deux pays à partir des générations de femmes nées en 1964, une divergence dans cette proportion se produira en raison d'une remontée en Angleterre-Galles (Figure 0.6, p. 18). À partir d'un écart de deux points de pourcentages à la génération 1963, le déclin continu de la proportion de mères adolescentes par génération en France contrastera avec l'augmentation en parallèle en Angleterre-Galles. Plusieurs explications seront proposées pour expliquer cette évolution inattendue en Angleterre-Galles. Dans la première partie de cette augmentation, les jeunes anglaises ont vécu leur adolescence pendant les années 80 « *marquées par le chômage massif, l'extension et l'aggravation de la pauvreté et l'augmentation considérable des inégalités* » (Levitas, 2002 : 8), facteurs liés à la grossesse chez les adolescentes (Cater et Coleman, 2006 ; Leishman, 2007 ; Kearney et Levine, 2012). Cette époque a également coïncidé avec un recul du recours à la pilule à la suite des crises de la pilule de 1983 et de 1986, une moindre utilisation par les adolescentes des services du planning familial suite aux procès légaux cherchant à limiter l'accès des plus jeunes adolescentes, et des campagnes visant à limiter l'accès à l'interruption volontaire de grossesse (IVG) (Wellings et Kane, 1999). L'augmentation continue de la proportion de femmes anglaises ayant un enfant avant d'atteindre 19 ans a fait que l'écart entre les deux pays a atteint un maximum de 6,6 % pour la génération 1980 – 4 fois plus d'anglaises de cette génération sont devenues mères durant l'adolescence (8,5 % contre 1,9 %). Si cette proportion a commencé à diminuer en Angleterre-Galles à partir de la génération née en 1981, l'écart entre les deux pays se maintient à une différence de 3,9 %. Pour la dernière génération ayant atteint 19 ans (celle de 1990), la proportion de femmes devenues mères durant l'adolescence est toujours 3 fois plus élevée en Angleterre-Galles qu'en France (5,8 % contre 1,9 %).

En lien avec ces tendances, la courbe de fécondité adolescente suit une évolution similaire, qui se traduit par la poursuite du rapprochement entre les deux pays. Quant à leur contribution à l'ICF, celle-ci évolue de manière parallèle, diminuant au cours des 40 dernières

[11] Hors Irlande du Nord.

années, jusqu'à atteindre 1 % de la fécondité totale en France contre une contribution initiale d'environ 5 %, et environ 2 % en Angleterre-Galles par rapport à plus de 6 % en 1975 (Figure 0.7, p. 19). Dans les deux pays, la fécondité adolescente devient donc de plus en plus marginale.

Figure 0.6 – Proportion de femmes devenues mères avant leur 19e anniversaire - générations 1959-1991



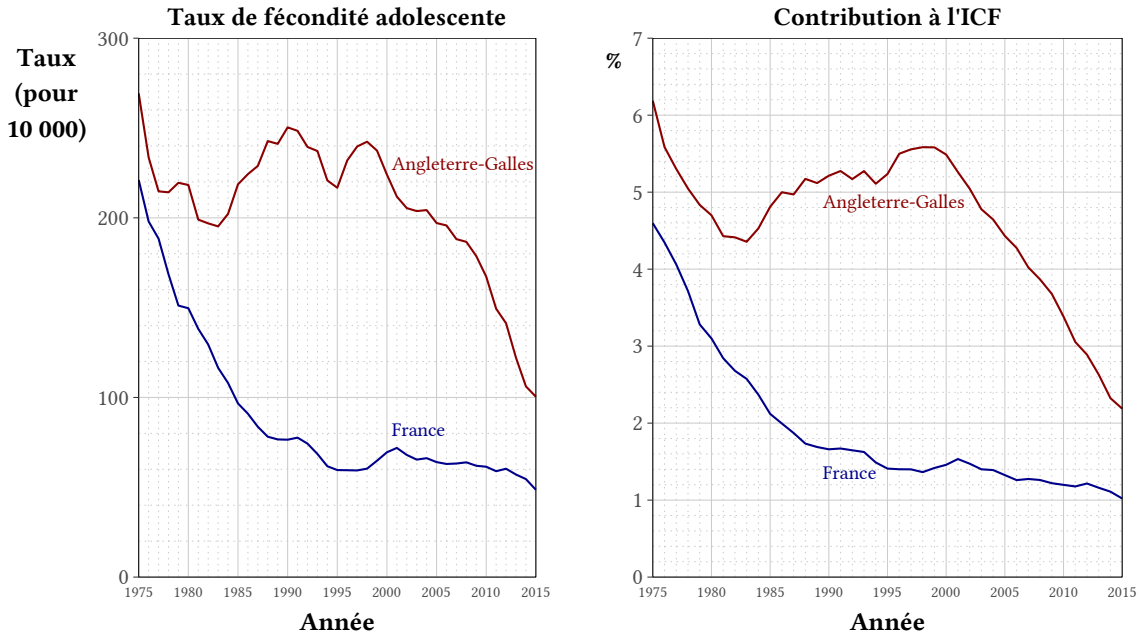
Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

Note : Moyenne mobile sur 3 générations.

Lorsque nous décomposons la fécondité adolescente par âge spécifique (Figure 0.8, p. 19), nous observons que la fécondité augmente avec l'âge des femmes adolescentes et reste très faible chez les moins de 15 ans. Lorsque la fécondité augmente avec l'âge, l'écart entre les deux pays augmente également. À chaque âge, dans les deux pays, les taux de fécondité suivent cependant une même évolution à la baisse au cours des quatre dernières décennies.

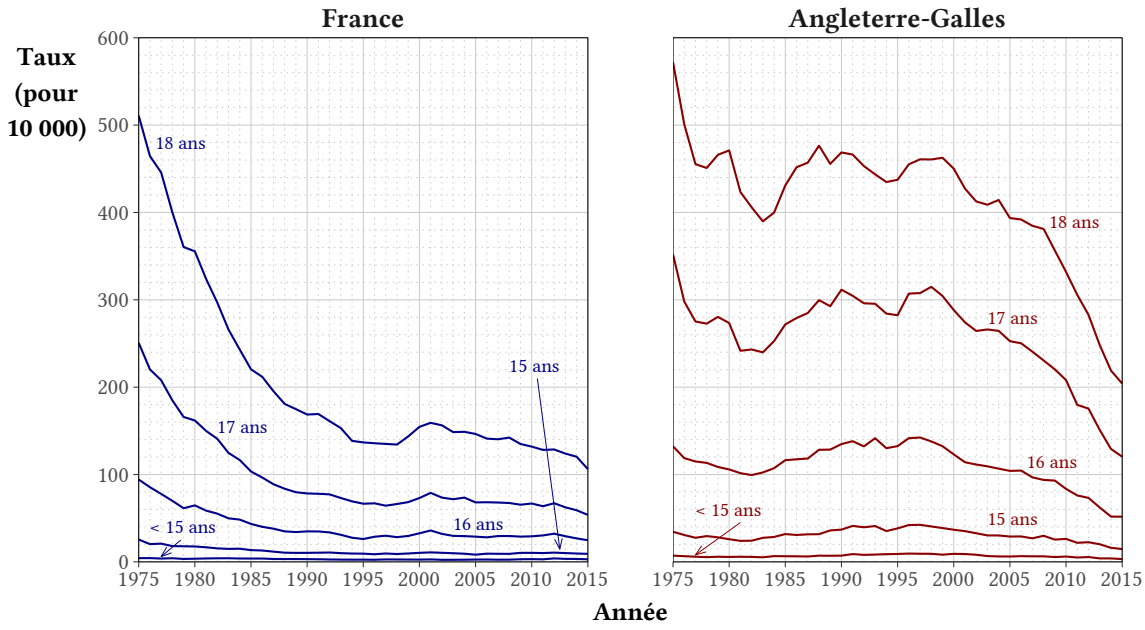
Une partie de l'écart entre les taux de fécondité adolescente français et anglais (globaux et par âge) est attribuable aux différents recours à l'IVG chez les adolescentes de ces deux pays. Si le taux d'IVG est plus élevé en Angleterre-Galles qu'en France (Figure 0.9, p. 20), en dépit d'une certaine convergence au cours des cinq dernières années, ceci est en raison d'un taux de conception plus élevé. À chaque âge la part des conceptions à l'adolescence qui aboutissent à

Figure 0.7 – Évolution du taux de fécondité adolescente et de la contribution des adolescentes à l'indicateur conjoncturel de fécondité, 1975-2015



Source : Insee état civil et estimations de la population, ONS.

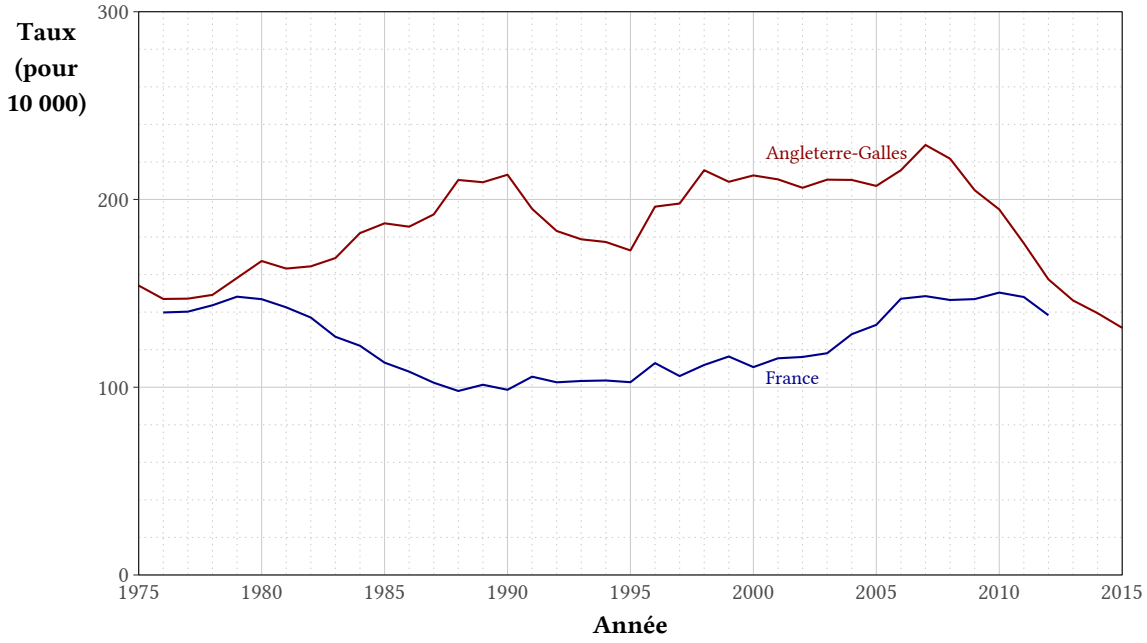
Figure 0.8 – Évolution des taux de fécondité par âge aux âges de l'adolescence, 1975-2015



Sources : Insee état civil et estimations de la population, ONS.

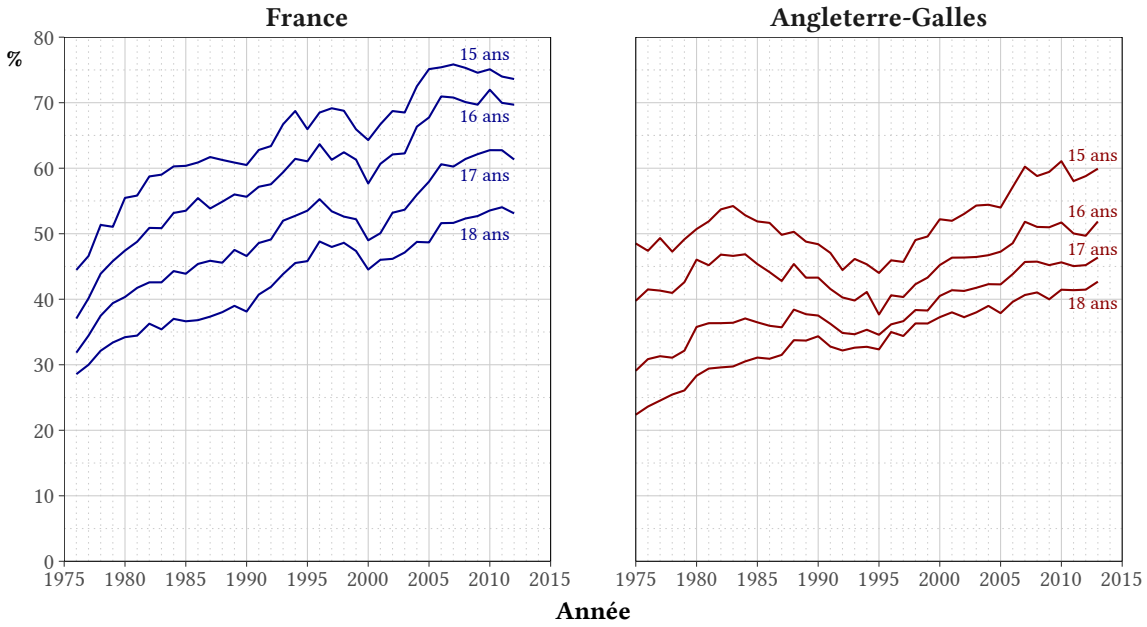
Note : Le taux à 15 ans et moins rapporte les naissances à ces âges à la population de femmes âgée de 14 ans.

Figure 0.9 – Évolution du taux d'IVG des adolescentes, 1975-2015



Sources : Mazuy et al. (2014), Insee état civil et estimations de la population, DH, ONS.

Figure 0.10 – Évolution de la part des conceptions aboutissant à une IVG par âge, 1975-2015



Sources : Mazuy et al. (2014), Insee état civil et estimations de la population, DH, ONS.

un avortement est plus élevée en France (Figure 0.10, p. 20). Dans ce pays, depuis 2006, la majorité des conceptions à l'adolescence à chaque âge aboutissent à une IVG. Comme en France, si le recours à l'avortement en cas de grossesse tend également à la hausse en Angleterre-Galles, elle n'est cependant majoritaire qu'aux âges de 15 et 16 ans. En plus d'un recours à l'IVG en fonction de l'âge, il est socialement stratifié – les adolescentes des milieux favorisés sont les plus probables à recourir à l'avortement en cas de grossesse (Smith, 1993 ; Fletcher et Wolfe, 2008). L'éducation constitue un autre facteur déterminant, les adolescentes plus en « réussite scolaire » (meilleures notes, visant une poursuite des études) sont plus enclines à avorter (Evans, 2004). Cette association est cohérente avec un modèle économique de la maternité (Leibowitz *et al.*, 1986). Pour ces dernières, le coût d'une entrée précoce dans la maternité est plus élevé, leur avenir semble plus promettant et un enfant contraint souvent la scolarité, la poursuite des études et la qualité de vie future qu'elles (et leurs parents) visent. Un travail de thèse en santé publique complémentaire à la présente étude, explore plus spécifiquement la relation entre le « désavantage » et les taux d'IVG avant 20 ans en Angleterre-Galles et en France[12].

C.3 De fortes variations géographiques des maternités adolescentes au sein des pays

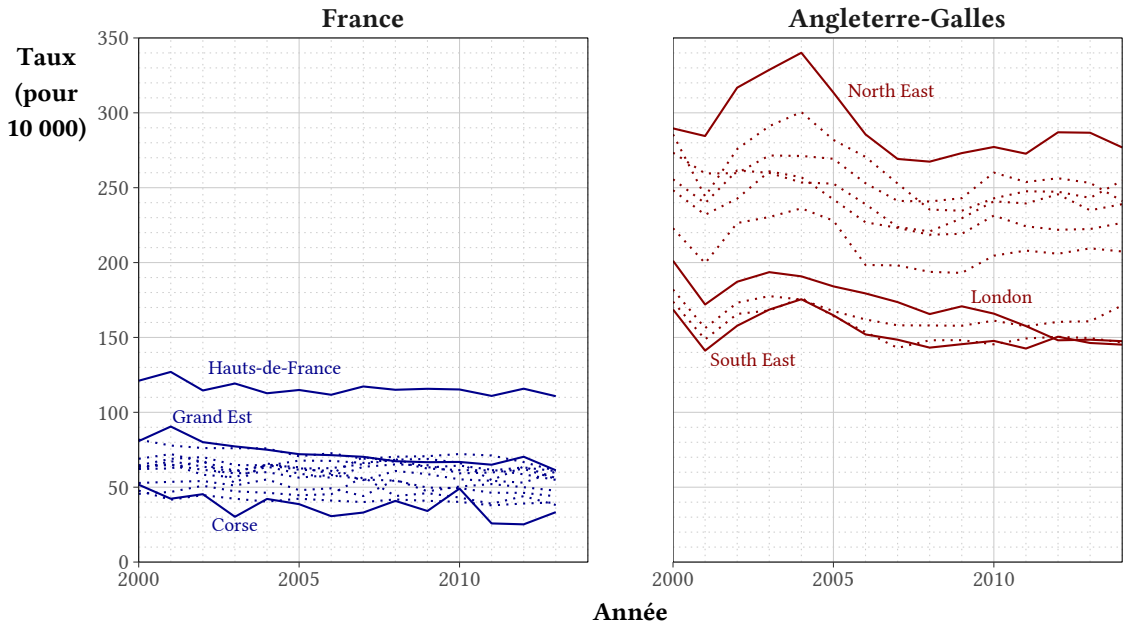
Il existe, en dehors de l'échelon national, des fortes disparités géographiques dans le niveau de fécondité adolescente. À l'échelon régional[13] (Figure 0.11, p. 22), nous constatons d'abord que dans chacune des régions anglaises les taux de fécondité adolescente surpassent le niveau le plus élevé observé en France (en Hauts-de-France). Quant à la variation infranationale, elle est plus large en Angleterre-Galles. Sur la période 2000-2014, le taux le plus élevé dans le North East a été en moyenne presque 2 fois plus élevé que dans le South East qui se caractérise par le niveau de fécondité adolescente le plus faible. En revanche, les taux observés

[12] Scott, R., 2017, « *Understanding differences in conception and abortion rates among under 20s in Britain and France : Examining the role of disadvantage* », Thèse, London School of Hygiene & Tropical Medicine, University of London, 307 p.

[13] Les cartes des régions françaises et anglaises se trouvent dans les annexes - Figures Ø-1 et Ø-2.

dans les régions françaises présentent moins de variations. Parmi elles, la région des Hauts-de-France se distingue largement des autres régions avec un taux de fécondité adolescente en moyenne 1,8 fois plus élevé que la région Grand Est, deuxième du classement en 2013, et 3,3 fois plus élevé qu'en Corse où ce taux est le plus faible. En Angleterre-Galles, le schéma de répartition géographique du taux de fécondité adolescente est plus élevé dans les régions du nord que dans celles du sud. Si, dans les deux pays, les régions diffèrent dans leurs niveaux de fécondité adolescente, leur évolution a été globalement similaire au cours de ces 15 dernières années.

Figure 0.11 – Évolutions régionales du taux de fécondité adolescente, 2000-2014



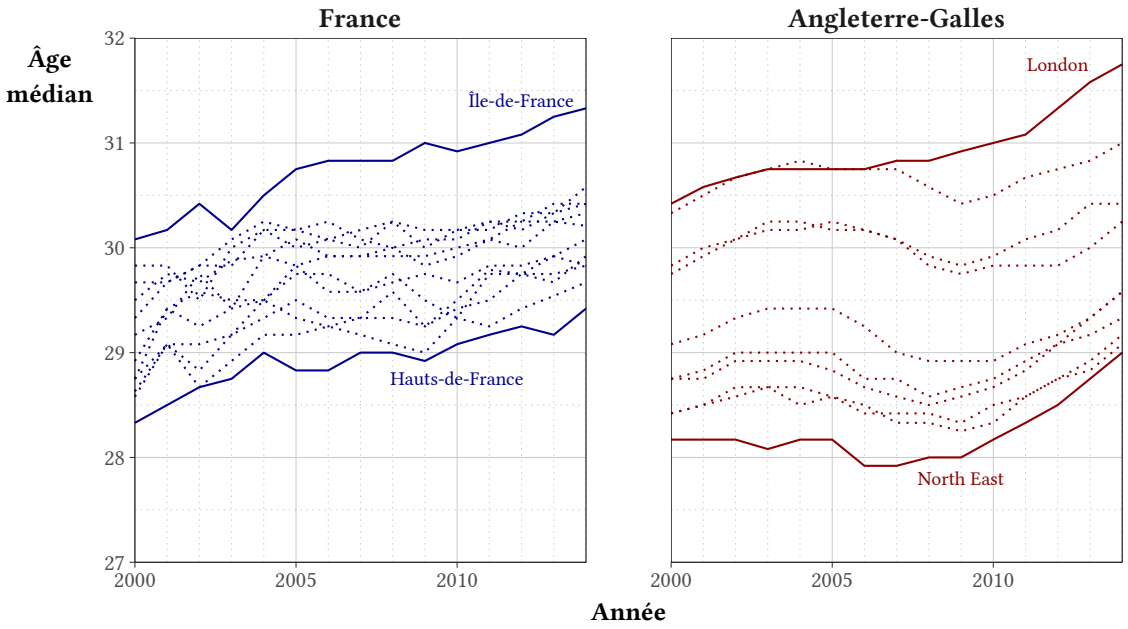
Sources : Insee état civil et estimations de la population, ONS.

Ces variations dans les niveaux de fécondité adolescente font partie d'un contexte plus large de variation régionale de l'âge à la maternité. La Figure 0.12 (p. 23) montre que le calendrier de fécondité est plus jeune dans les régions où la fécondité à l'adolescence est plus forte[14]. La rupture nord-sud est une nouvelle fois évidente au sein des régions anglaises, alors qu'en France il convient de noter la particularité de l'Île-de-France où, en 2014, l'âge moyen à

[14] Si l'âge moyen à la naissance est endogène à l'intensité de fécondité adolescente, le faible poids de naissances adolescentes parmi l'ensemble des naissances n'introduit pas un biais significatif de cette mesure.

la maternité a été de presque 1 an supérieure à la deuxième région ayant le calendrier le plus âgé (Occitanie).

Figure 0.12 – Évolutions régionales de l'âge moyen à la naissance, 2000-2014



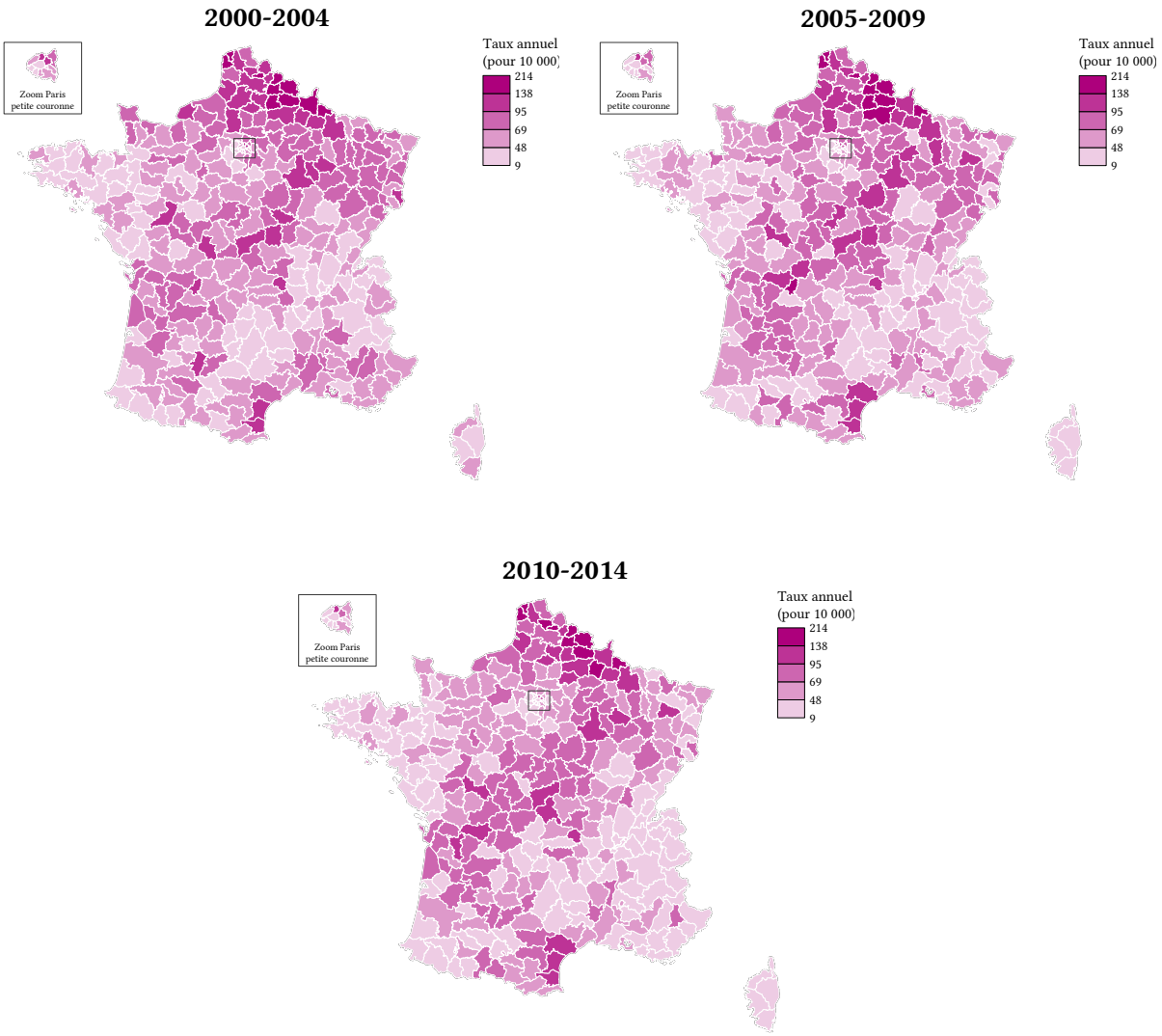
Sources : Échantillon démographique permanent, ONS.

En dessous de l'échelon régional, la variation de la fécondité adolescente est encore bien plus marquée. Les Figures 0.13 (p. 24) et 0.14 (p. 25) montrent la cartographie de la fécondité adolescente à l'échelon des 322 arrondissements français et des 337 unités administratives locales (LAU 1)[15] anglaises. De forts contrastes géographiques se dessinent. En France, le niveau relativement élevé de fécondité adolescente observé pour la région des Hauts-de-France se retrouve dans la majorité de ses arrondissements, et plus généralement dans toute la partie nord-est de la France. Au fil des 15 dernières années, les arrondissements ayant un niveau de fécondité élevé se sont concentrés dans la partie nord-est, sur un axe sud-ouest nord-est qui traverse le centre du pays jusqu'au littoral Roussillon.

En Angleterre-Galles, si une différence entre le nord et le sud reste évidente, nous constatons cependant une forte variation infrarégionale, comme par exemple, dans le Yorkshire and

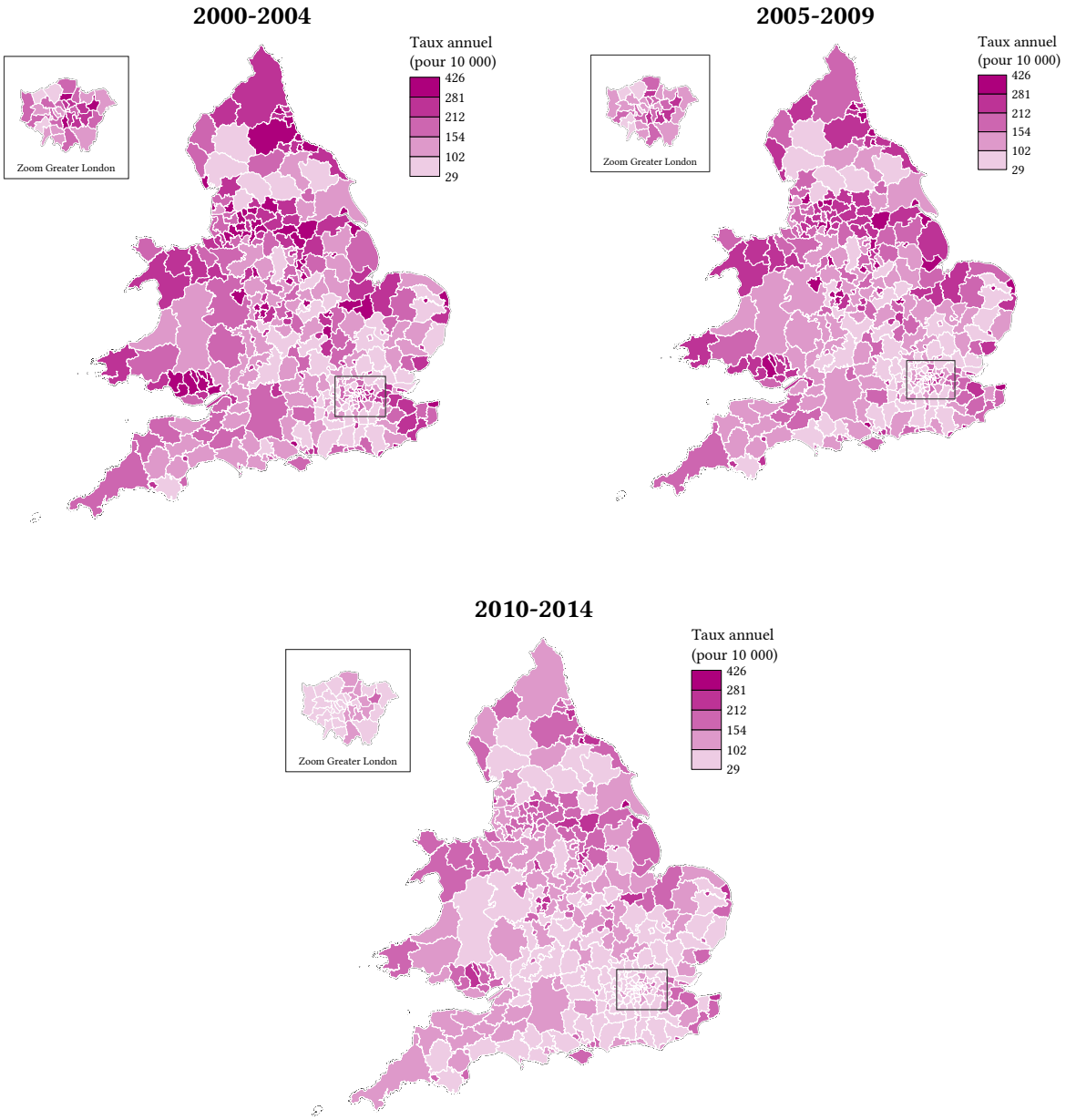
[15] LAU : *Local Administrative Units (Lower tier authorities/individual unitary authorities).*

Figure 0.13 – Évolution infrarégionale du taux de fécondité adolescente - France



Sources : Insee état civil et estimations de la population, IGN GEOFLA®.

Figure 0.14 – Évolution infrarégionale du taux de fécondité adolescente - Angleterre-Galles



Sources : ONS, ONS / OS.

the Humber où, sur la période 2010-2014, le taux annuel de fécondité adolescente varie du taux le plus élevé en Angleterre-Galles de 286 naissances pour dix mille à Hull à 70 pour dix mille (88^{e} centile) à Craven et à Harrogate. D'autres fortes zones de fécondité adolescente sont observées dans le sud, l'ouest et la côte est du Yorkshire, au Lancashire et sur la côte de Cumbria. Au Pays de Galles, le nord et le sud du pays ont des taux de fécondité élevés, tout comme le Lincolnshire et le Derbyshire. Dans le sud de l'Angleterre, des taux supérieurs sont également établis au Kent et dans quelques LAU de l'est. De même, dans les LAU londoniens, ceux d'Inner London ont des taux plus élevés que ceux d'Outer London, dont les taux les plus élevés dans l'est de la ville. « *La maternité et la parentalité adolescentes sont concentrées dans des zones géographiques caractérisées par l'exclusion sociale et le dénuement* » soulignant la fréquence élevée dans « *[l]es zones littorales, portuaires et l'arrière-pays côtier [...] ainsi que les régions minières ou les régions où subsistent les industries lourdes* » (Portier, 2009 : 166).

Dans les deux pays, les tendances géographiques observées depuis le début du millénaire restent constantes. Les corrélations de Spearman entre 2000-2004 et 2005-2009 et entre 2005-2009 et 2010-2014 sont de respectivement 0,90 et 0,94 en France, et de 0,95 et 0,94 en Angleterre-Galles. En Angleterre-Galles, la baisse de la fécondité adolescente a donc été observée de façon quasi-générale. Dans les zones géographiques de très forte fécondité adolescente le niveau a baissé : le taux est passé de plus de 400 naissances pour dix mille femmes adolescentes à moins de 300 pour dix mille. Dans les zones de faible fécondité adolescente, les niveaux de fécondité observés ont baissé de moitié. Par comparaison, la distribution des taux de fécondité au sein des arrondissements français est restée plutôt stable.

D Cadre théorique

D.1 Devenir mère

La proportion de femmes sans enfant augmente en Europe pour celles nées après la deuxième guerre mondiale (Beaujouan *et al.*, 2017), mais l'entrée dans la maternité reste toujours une norme à laquelle peu de femmes échappent. En Europe, plus de 4 femmes sur 5 parmi

les générations ayant récemment terminé leur fécondité ont eu au moins un enfant (Sobotka, 2017).

Toutefois, le calendrier de la première naissance varie largement entre les pays (Burkimsher, 2017), et il existe également des inégalités socioéconomiques au sein des pays. Dans la littérature, l'éducation est citée comme l'un des déterminants clés de l'âge à l'entrée dans la maternité. Le niveau de diplôme est corrélé avec l'âge à la première naissance – les moins diplômées étant mères de manière plus précoce (Ekert-Jaffé *et al.*, 2002 ; Rendall et Smallwood, 2003 ; Berrington *et al.*, 2015), particulièrement en Angleterre-Galles (Robert-Bobée *et al.*, 2006). La poursuite d'études exerce un effet négatif sur la probabilité d'avoir un premier enfant (Kreyenfeld, 2004). L'emploi, ou plutôt le chômage, est également un facteur associé, qui varie cependant selon le contexte. Des études nationales montrent en effet des résultats contrastés : soit une association positive entre l'inactivité et l'entrée dans la maternité (Liefbroer et Corijn, 1999 ; Andersson, 2000 ; Schmitt, 2008), soit une absence d'effet (Hoem, 2000 ; Pailhé et Solaz, 2012). D'autres facteurs tels que le fait de vivre en couple (Régnier-Loilier et Solaz, 2010), et d'avoir les moyens d'établir un foyer indépendant (Rindfuss et Brauner-Otto, 2008) peuvent être des préalables à l'entrée dans la maternité. Au niveau national, les normes sociales ainsi que les politiques familiales peuvent également influencer le moment de l'arrivée du premier enfant (Frejka et Sardon, 2006).

L'évolution du calendrier de cet évènement, le recul de l'âge à la première naissance – caractéristique de la « Seconde transition démographique » (SDT) (Lesthaeghe et van de Kaa, 1986 ; van de Kaa, 1987) – a été un des faits démographiques marquants observés en Europe lors des dernières décennies (Billari *et al.*, 2006) et a contribué à l'émergence de régimes de fécondité basse voire très basse (« *lowest-low* ») (Kohler *et al.*, 2002 ; Sobotka, 2004). Compte tenu de cette tendance, et aujourd'hui de manière prononcée, une entrée précoce dans la maternité, et surtout durant l'adolescence, va à l'encontre du calendrier d'entrée dans la maternité et devient de plus en plus un comportement considéré comme marginal.

Les mécanismes en jeu pour l'entrée dans la maternité ne sont pas les mêmes pour les adolescentes que pour les femmes plus âgées. Pour ces dernières, le projet d'avoir un premier enfant est encadré par les sentiments « d'avoir envie » et « d'être prête », et par certaines

conditions comme celles d'avoir formé un couple stable, d'avoir fini ses études et d'exercer un emploi stable (Mazuy, 2009). Si l'envie et le sentiment d'être prête peuvent être présentes pour les adolescentes, même s'ils sont dépréciés par les individus extérieurs, les autres conditions n'influent pas de la même manière.

D.2 Les normes de l'adolescence et de la maternité et les maternités à l'adolescence en tant que « problème »

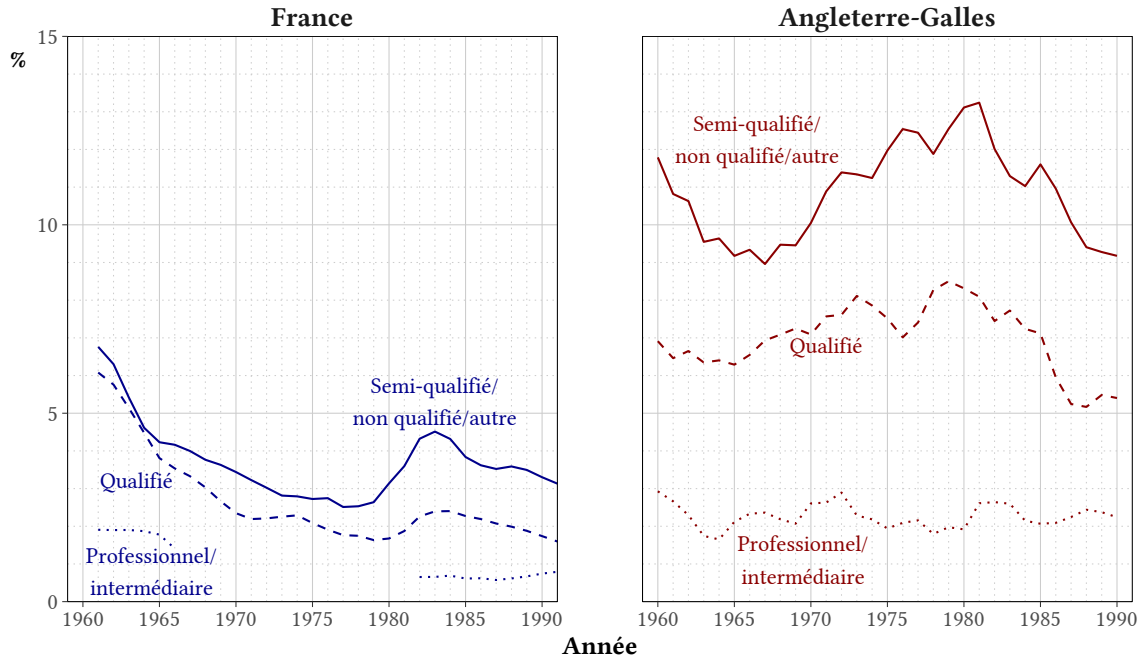
L'âge revêt une signification sociale et la période de l'adolescence n'est pas associée à l'idée de formation d'une famille. Quant à l'entrée dans la maternité, les sociétés ont des idées normatives non seulement en ce qui concerne l'âge « idéal » pour être parent (Van Bavel et Nitsche, 2013), mais aussi sur le calendrier et l'espacement des naissances : « trop tôt » ou « trop tard » (Billari *et al.*, 2011). L'*European Social Survey* montrent que la norme de l'âge « idéal » pour être parent est légèrement décalée en France par rapport au Royaume-Uni (25 ans contre 24), et dans ces deux pays, devenir mère durant l'adolescence est considéré comme arrivant « trop tôt »[16] (Van Bavel et Nitsche, 2013). Si, en Europe, nous observons un recul de l'âge à l'entrée dans la maternité, celui-ci n'a pas eu lieu simultanément en France et en Angleterre-Galles dans les différents groupes socioéconomiques (Rendall *et al.*, 2009). En effet, en Angleterre-Galles, il existe une sélection « négative » dans les catégories sociales les plus défavorisées, qui explique la proportion plus élevée de femmes devenant mères durant leur adolescence. Cet effet peut être lié à des normes de la maternité socialement différées, celles « *relatives à l'âge à la première maternité restent liées à la catégorie sociale* » (Brachet *et al.*, 2010 : 86). Les différences dans la proportion de femmes devenues mères à l'adolescence selon leur origine sociale[17] sont représentées dans la Figure 0.15. Une relation entre une origine sociale défavorisée et une entrée précoce dans la maternité plus fréquente est constatée dans les deux pays, la proportion de mères adolescentes parmi les femmes issues d'un milieu « semi-/non

[16] Répondant à la question « En règle générale, avant quel âge diriez-vous qu'une femme est trop jeune pour devenir mère ? », les français ont répondu en moyenne 19,5 ans, et les anglais en moyenne de 19 ans.

[17] La construction de cette variable est détaillée dans le Chapitre 6.

qualifié », étant, dans certaines des générations, plus de 6 fois plus élevée que celle observée pour les femmes issues d'une origine « professionnel/intermédiaire ».

Figure 0.15 – Proportion de femmes devenues mères avant leur 19e anniversaire selon l'origine sociale - générations 1959-1991



Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

Notes : Moyenne mobile sur 3 générations. Certaines valeurs concernant la proportion de femmes françaises d'origine professionnel/intermédiaire devenues mères à l'adolescence ont été omises afin de conserver le secret statistique.

Les jeunes femmes qui sont en marge des normes de la maternité, peuvent être la cible de stigmatisations sociales, étant souvent perçues comme trop jeunes pour être des mères responsables et peuvent se sentir moins respectées et moins soutenues (Van Bavel et Nitsche, 2013). Au quotidien, elles témoignent de mauvais regards ou de commentaires désobligeants qui sont portés sur elles, et même d'une prise en charge discriminatoire lors du suivi de leur grossesse et de leurs soins postnatals (Yardley, 2008). Leur stigmatisation tient au fait d'être mères à un âge où la plupart de femmes ne le sont pas, et d'être pauvres tandis que les autres ne le sont pas. Elles symbolisent et sont considérées comme un problème (Graham et McDermott,

2006). La construction de la catégorie des « mères adolescentes »[18] stigmatise celles-ci (Levitas, 2002) en les opposant aux autres « mères ».

Les maternités à l'adolescence sont ainsi perçues comme un problème social (Berthoud et Robson, 2001 ; Wolfe *et al.*, 2007) et de santé publique (Berthoud et Robson, 2001 ; Genest *et al.*, 2014). Cette perception n'est pas liée à sa fréquence (Rowlands, 2010), tant les niveaux des maternités adolescentes se distinguent en France et en Angleterre-Galles ou à l'international, mais les mêmes préoccupations subsistent (Shaw *et al.*, 2006). « Être mère adolescente est perçu comme étant mauvais pour la mère, mauvais pour son enfant et mauvais pour la société » (Wilkinson et Pickett, 2010 : 120). Cette affirmation correspond à l'idée qu'une maternité à l'adolescence aura des impacts négatifs sur le capital humain et la production économique de la mère (Wolfe *et al.*, 2007), que les adolescentes sont immatures et incapables d'élever leur enfant (Shaw *et al.*, 2006), et que la naissance d'un enfant durant l'adolescence entraînera de manière « quasiment certaine » les jeunes mères dans une trajectoire de pauvreté et une dépendance économique (Furstenburg *et al.*, 1987).

Être mère à l'adolescence est souvent représenté comme problématique dans les médias et la culture populaire, principalement par la presse tabloïde britannique (Hadfield *et al.*, 2007). Les médias, ainsi que des politiques, ont souvent évoqué le stéréotype négatif des adolescentes qui deviennent mères afin d'accéder aux prestations sociales, et surtout aux logements sociaux (Dickins *et al.*, 2012). Un discours du premier ministre britannique de l'époque David Cameron, en 2011, en témoigne :

> « *Des jeunes sont venus dans ma circonscription pour dire : « Je fais les bonnes choses, j'économise pour un logement avec mon partenaire, pour être sûr d'être en sécurité financièrement avant d'avoir un enfant. Mais je vois* cette fille *au coin de la rue qui n'a rien fait de cela et* a malgré tout un bébé. Et, avec lui, son appartement et les aides sociales *que je ne peux pas obtenir.* » »[19]

[18] En outre, de son précurseur : les « grossesses adolescentes » (Le Den, 2012).

[19] Citation parue dans un article publié le 11 novembre 2017 dans *La Croix*. Les mots soulignés ont été effectués par le présent auteur.

Les mères adolescentes elles-mêmes perçoivent une concentration médiatique sur les « histoires négatives », qui les dépeignent comme paresseuses et volontairement dépendantes des allocations de l'état (Yardley, 2008).

La perception des maternités à l'adolescence comme « un problème » ne date pas d'aujourd'hui. Le Den (2014) retrace sa représentation dans le discours français depuis le début du XX^{e} siècle. Dans la première moitié de ce siècle, avant la Deuxième Guerre mondiale, à une époque préoccupée par la fécondité « légitime » – le mariage et la procréation « indissociables » –, les « filles-mères » étaient tolérées par les natalistes, car elles contribuaient au repeuplement de la nation, et les femmes non mariées âgées d'une trentaine d'années étaient davantage stigmatisées. Dans l'après-guerre et jusqu'à la fin des années 60, le poids des baby-boomers a engendré un encadrement de « la jeunesse » et « l'adolescence », et plus spécifiquement une répression de leur sexualité et notamment celle des jeunes femmes. À cette période, les normes de la maternité se concentraient sur la capacité d'être une « bonne » mère, stigmatisant les mères célibataires qui décrivait pour la plupart les mères adolescentes. Suite à Mai 68 et avec la remise en question de la conjugalité traditionnelle, les préoccupations se sont tournées une fois de plus vers les questions de l'âge à la maternité, du lien entre une maternité précoce et ses effets socioéconomiques négatifs, et de la caractérisation des grossesses adolescentes comme étant « non-désirées ».

En Angleterre-Galles, tout comme en France, l'émergence d'une population croissante de jeunes issus du Baby-Boom a créé à la fois un intérêt plus marqué sur cette population et leurs comportements, mais aussi une augmentation de jeunes femmes connaissant une grossesse adolescente qui a contribué à donner l'impression d'une « épidémie » (Holgate *et al.*, 2006 : 130, cités par Fearnley, 2017). Dans les années 80 et 90, les mères adolescentes ont fortement été associées à la notion de l'« *underclass* » britannique de Murray (1990). Les suspicions qui prévalaient étaient que ces jeunes mères sont dépendantes de l'état, sont des mères incapables et ont des enfants qui seront donc mal élevés. Ces stéréotypes problématiques per-

dureront jusqu'aux années 2000, où l'image des « *chav* »[20] sera liée à un statut économique précaire et à la monoparentalité au jeune âge (Tyler, 2008 cité par Fearnley, 2017).

S'il semble exister un paradoxe entre être adolescente et être mère, la loi ne fait quant à elle, aucune distinction entre les mères mineures et les autres. En France, l'article 328 du Code Civil déclare « *[l]e parent, même mineur, à l'égard duquel la filiation est établie a, pendant la minorité de l'enfant, seul qualité pour exercer l'action en recherche de maternité ou de paternité* ». Au Royaume-Uni, la mère biologique, quel que soit son âge à la naissance, acquiert automatiquement, selon le *Children Act* de 1989, l'autorité parentale sur son enfant.

D.3 Les maternités adolescentes dans le cadre de la transition vers l'âge adulte

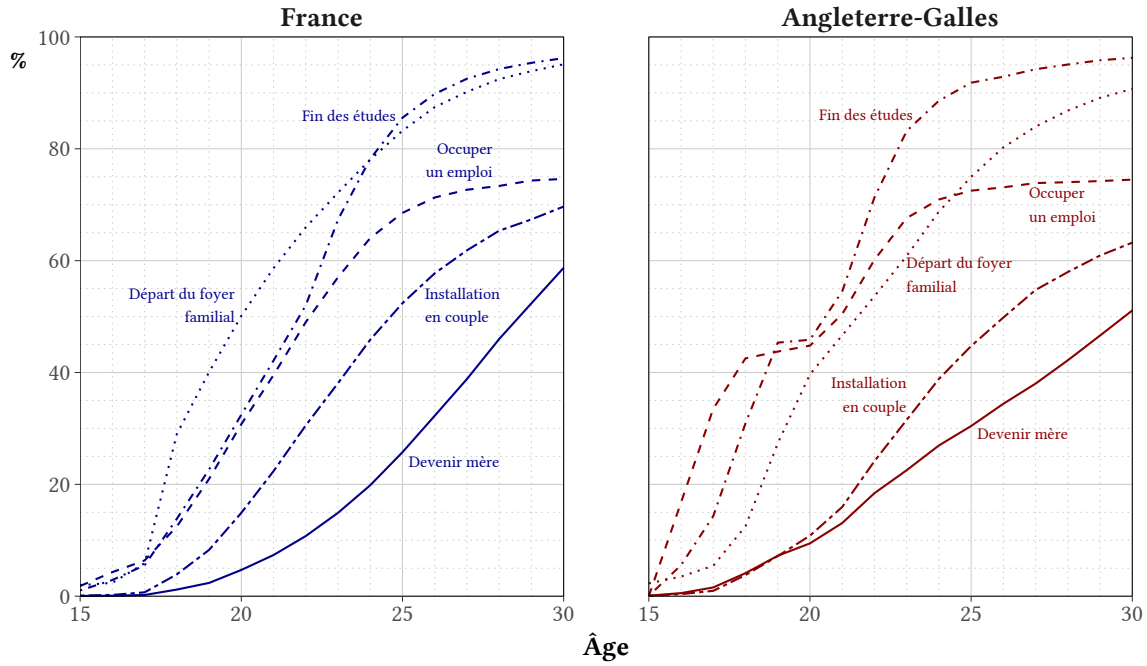
« *Entrer dans la vie adulte consiste à franchir un certain nombre d'étapes – scolaires, professionnelles et familiales – qui introduisent les individus dans de nouveaux statuts* » (Galland, 2000 : 14). Cette transition vers l'âge adulte est traditionnellement ordonnée de la manière suivante : la fin de la scolarité ; l'obtention du premier emploi stable ; le départ du foyer familial ; la mise en couple et, finalement, la naissance du premier enfant (Battagliola *et al.*, 1997a ; 1997b). Si cet ordre a été « respecté » par les femmes françaises des générations 1952-1967 (Battagliola *et al.*, 1997a), la solidité de cette norme est moins apparente aujourd'hui. La Figure 0.16 (p. 33) indique que l'ordre des étapes primaires de cette transition – la fin des études, l'occupation d'un emploi et le départ du foyer familial – est plus flou, en partie en raison de l'allongement des études et de l'accès plus important à celles du niveau supérieur, ainsi que de la vie en couple en amont de la formation d'une famille, éléments clés de la SDT. La transition vers l'âge adulte est aujourd'hui « *tardive, prolongée et complexe* »[21] (Billari et Liefbroer, 2010 : 60) – « tardive » et « prolongée » en raison, entre autres, de l'allongement de la durée des études et du recul de l'âge au premier enfant. L'ordre de ces différentes étapes varie en France et en Angleterre-Galles, et si l'installation en couple et l'entrée dans la maternité res-

[20] Terme péjoratif désignant une jeune personne d'origine populaire caractérisée par son comportement impertinent et grossier (Oxford English Dictionnary).

[21] Traduction de l'auteur.

tent les étapes finales de la transition vers l'âge adulte, la durée qui sépare ces deux évènements est plus longue qu'auparavant, et chez les adolescentes, principalement en Angleterre-Galles, leur ordre est inversé. « *Les mères jeunes sont la seule exception notable à cet ordre classique [de transition vers l'âge adulte]* » – l'entrée dans la vie familiale précède l'entrée dans la vie professionnelle – et représente donc une exception au parcours traditionnel (Battagliola *et al.*, 1997a : 197-198).

Figure 0.16 – Proportion de femmes ayant réalisé chaque étape de la transition vers l'âge adulte, 2011



Sources : Insee RP 2011, ONS recensement 2011 (fichier portant sur 10 % des ménages, données pondérées).

La transition vers l'âge adulte est un processus genré. Les étapes de la vie privée (accès au premier logement, mise en couple, entrée dans la parentalité) interviennent plus tôt chez les femmes que chez les hommes, mais celles-ci éprouvent plus de difficultés à accéder à l'emploi, principalement les moins diplômées et celles issues des milieux les plus populaires (Battagliola *et al.*, 1997b). En ce qui concerne les femmes françaises issues de milieux populaires et nées dans les années 50 et 60, elles ont accédé « *au statut d'adulte en vivant en couple et en devenant*

rapidement mères » et leur niveau de diplôme y a joué un rôle déterminant (Battagliola *et al.*, 1997b : 100).

À contresens des normes de la maternité et de l'adolescence, à l'égard à la fois de la société et du politique, les maternités à l'adolescence s'inscrivent néanmoins pour ces jeunes femmes dans une certaine logique. D'après des analyses qualitatives et psychologiques du phénomène, une maternité à l'adolescence permettrait aux jeunes mères de sortir de la jeunesse et devenir adulte, ainsi de leur offrir « *un statut* », « *une identité sociale* » (Alvin, 2006 : 330) ou « *une vocation « alternative »* » (Arai, 2003 : 210). Devenir mère peut également faciliter un rapprochement avec sa propre famille, ou au contraire faire acte de rébellion (Portier, 2009), remplir une carence affective (Mouras, 2004 ; Cater et Coleman, 2006), tester sa féminité (désir de grossesse plutôt qu'enfant) (Dadoorian, 2012) ou légitimer un couple.

E Cadre de l'analyse et plan de la thèse

L'organisation de cette thèse comprend trois parties principales. Ces parties portent chacune sur une période spécifique, nous les définissons comme « trois temps » dans les trajectoires de vie des mères adolescentes.

Le premier temps auquel nous nous consacrons dans la Partie I de notre recherche, est celui que nous dénommons le temps d'« avant-maternité ». Ce temps concerne le début de la vie sexuelle des femmes ainsi que leurs premiers recours, ou non, aux moyens de contraception. Cette première partie a pour objet l'étude des différents comportements sexuels et contraceptifs présents durant l'adolescence dans les deux pays, celle des facteurs qui influencent l'entrée précoce dans la sexualité et le non-recours ou le recours non fiable à la contraception, et enfin les impacts de ces comportements sur les taux de conception à l'adolescence observés dans les deux pays.

À ce stade, nous décomposons la probabilité d'avoir une maternité comme la combinaison de trois probabilités[22]. Nous pouvons alors écrire la probabilité de connaître une maternité à l'adolescence Φ_m^k, par l'équation :

$$\Phi_m^k = \Phi_s^k \times (1 - \Phi_c^k) \times (1 - \Phi_i^k)$$

avec,

- Φ_s^k : la probabilité qu'une femme ayant des caractéristiques k entame sa vie sexuelle ;
- Φ_c^k : la probabilité qu'une femme ayant des caractéristiques k ait recours à un moyen de contraception lors d'un rapport sexuel ;
- Φ_i^k : la probabilité qu'une femme ayant des caractéristiques k ait recours à une IVG dans le cas où elle connait une grossesse.

Nous proposons que ces probabilités soient différentielles, variant selon les caractéristiques sociodémographiques (k) des femmes, et que l'influence de celles-ci augmente de Φ_s^k à Φ_i^k. Si la grande majorité de femmes a des rapports sexuels durant l'adolescence, une sous-population sera plus à risque de connaître une grossesse en raison d'une absence ou d'un « mauvais » recours à la contraception ; et, dans le cas d'une grossesse, la décision de la mener à terme ou de recourir à l'IVG est fortement influencée par des facteurs sociodémographiques individuels (la situation au regard de la scolarité, de l'activité économique, et la situation affective et/ou conjugale), mais aussi par des facteurs externes tels que, par exemple, l'influence parentale sur le choix de poursuivre ou d'interrompre la grossesse. Étant donnés les différents niveaux de fécondité adolescente observés dans les deux pays, nous émettons l'hypothèse que ces probabilités varient fortement entre elles, étant soumises à des influences qui sont spécifiques aux contextes nationaux.

Cette première partie tente donc de répondre aux questions suivantes :

1. Quels sont les facteurs associés à une entrée précoce dans la sexualité (premier rapport sexuel) et varient-ils d'un pays à l'autre ?

[22] Ces probabilités sont relatives aux trois des déterminants proches (« *proximate determinants* ») de la fécondité de Bongaarts (1978 ; 1982). Nous excluons les autres déterminants cités dans ce travail fondamental, de caractères biologiques – l'infécondité post-partum, la fécondabilité, la stérilité et la mortalité intra-utérine – car, d'une part, ils contribuent le moins au niveau de la fécondité, et d'autre part, ils ne varient guère entre les deux pays concernés par notre étude.

2. Quels sont les impacts des différents comportements sexuels et contraceptifs des adolescentes dans les deux pays sur le taux de conception durant l'adolescence ?

Le deuxième temps de la vie d'une mère adolescente auquel nous nous consacrons dans la Partie II de la restitution de notre analyse est le temps de la maternité. Nous posons l'hypothèse que le « risque » de connaître une maternité à l'adolescence résulte d'une combinaison de facteurs situés aux niveaux macro, méso et micro. Plus précisément, nous pensons que la mise en jeu combinée de ces facteurs pourrait traduire différentes situations : pour certaines jeunes femmes, l'accès à un statut à travers une entrée précoce dans la maternité. Les maternités à l'adolescence ne seraient pas toutes des maternités « imprévues », voire « non-voulues ». Dans cette partie de notre travail, nous nous intéressons également aux profils sociodémographiques de ces jeunes mères au moment de la naissance – en essayant de souligner l'hétérogénéité de cette population. Les questions de recherche abordées dans cette partie sont donc :

1. Quels facteurs sont associés aux femmes devenues mères durant leur adolescence ? – cela nous conduira de traiter en amont le défi méthodologique de savoir comment y répondre : avec quelles sources ; avec quelle méthode ?
2. Les différences régionales de maternités adolescentes persistent-elles dans une approche « toutes choses égales par ailleurs » ?
3. Quels sont les profils des mères adolescentes au moment de leur entrée dans la maternité, et certains sont-ils spécifiques à des espaces géographiques particuliers ?

Enfin, la Partie III – dernier volet de cette thèse – s'intéresse au temps d'« après-maternité » et explore donc le devenir de ces jeunes mères après la naissance de leur premier enfant. S'il existe des profils différents de mères adolescentes (*cf.* Partie II), nous pouvons également faire l'hypothèse d'une diversité de trajectoires de vie après l'entrée dans la maternité. Nous étudions dans un premier temps le devenir génésique de ces femmes en supposant que leur vie reproductive sera en partie fonction de l'âge à leur première naissance. Nous nous intéressons ensuite aux parcours socioprofessionnels et familiaux des mères, en postulant qu'une entrée très précoce dans la maternité ne signifie pas une fatalité qui prendrait la forme d'une « trappe » dans les situations socioéconomiques les plus difficiles. Nous cherchons à répondre aux questions suivantes dans cette troisième partie :

1. Comment varie la fécondité des mères adolescentes dans son intensité et son calendrier par rapport aux mères entrées plus tardivement dans la maternité ?
2. Dans leurs parcours ultérieurs, les mères adolescentes traversent-elles des situations différentes par rapport à celles ayant eu leur premier enfant à un âge plus avancé ? Comment évoluent ces situations au cours de la vie suite à une première naissance ?

Le plan d'analyse de notre recherche est résumé dans la Figure 0.17 (p. 38).

F Sources et méthodes

L'étude d'un phénomène rare, tel que celui des maternités à l'adolescence, présente des enjeux méthodologiques considérables. En effet, « *les tailles d'échantillon doivent être importantes afin d'explorer les tendances de la fécondité aux âges de la maternité moins communs* »[23] (Rendall *et al.*, 2009 : 98). Or, comme le montre le Tableau 0.3 (p. 39), les enquêtes en population générale ne le permettent pas, compte tenu des faibles effectifs des femmes ayant eu un enfant durant l'adolescence qui y sont enquêtées. Il serait théoriquement possible de compiler des enquêtes afin de disposer d'une population à étudier de plus grande taille, mais cette stratégie introduirait des problèmes de pondérations et de doubles comptes, sans compter des effectifs restant insuffisants. C'est la raison pour laquelle les travaux de cette thèse auront un fort recours à des fichiers massifs de données. De telles sources sont les données des recensements des deux pays, sous forme de fichiers individuels, qui seront mobilisées dans une grande partie de la thèse. Au-delà des microdonnées du recensement, nous utilisons également pour cette thèse des données longitudinales d'individus suivis à travers des recensements. Ce type de suivi existe dans les deux pays : l'Échantillon démographique permanent (EDP) en France et l'*ONS Longitudinal Study* (LS) en Angleterre-Galles. Ces sources relient les données du recensement et les couplent à d'autres sources, notamment aux données de l'état civil, et également en France, à des données fiscales (revenus). Nous décrivons ces sources en détail dans les parties de notre travail où elles sont mobilisées.

[23] Traduction de l'auteur.

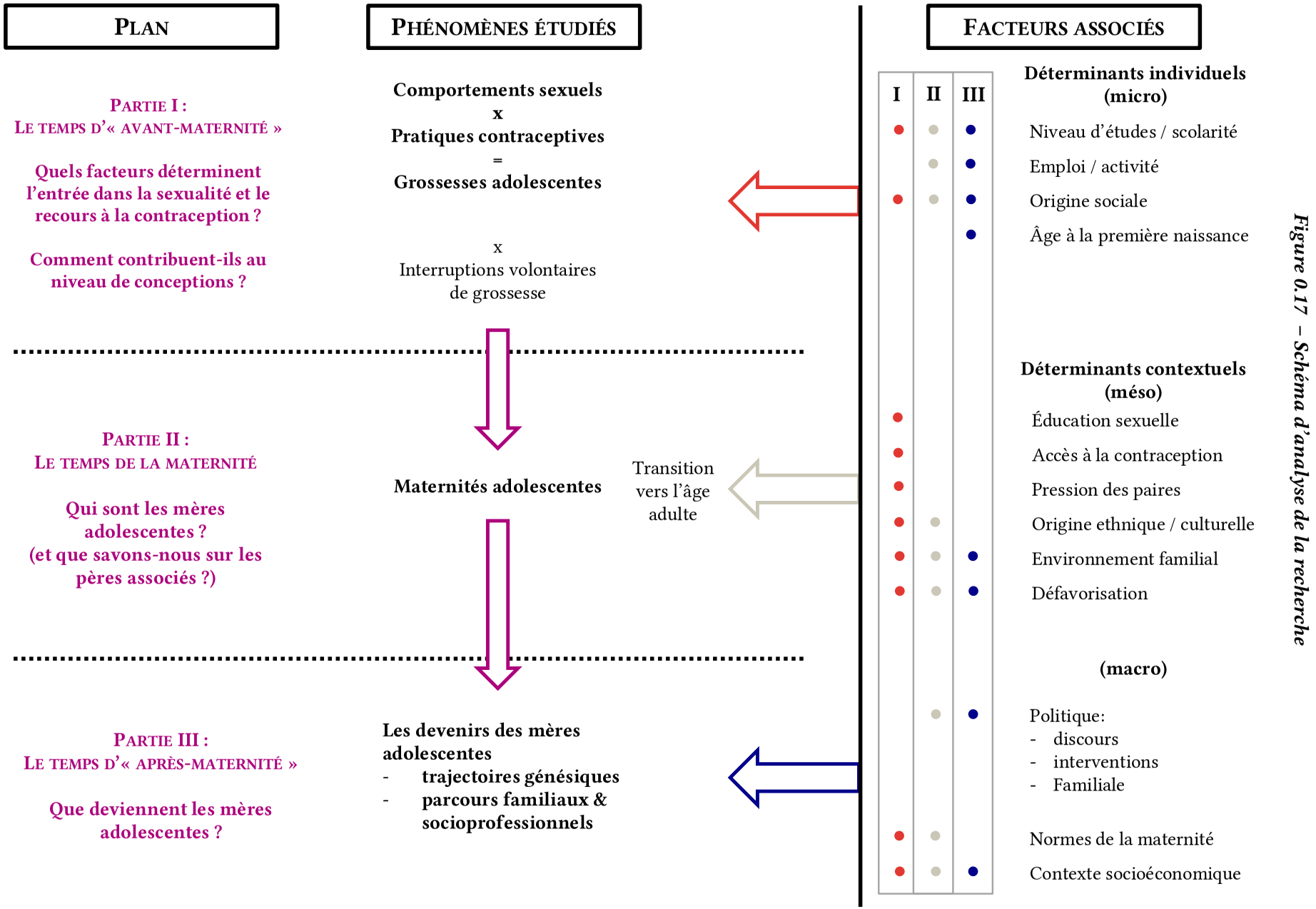


Figure 0.17 – Schéma d'analyse de la recherche

Tableau 0.3 – Effectifs de mères adolescentes[24] dans diverses enquêtes

Enquête	Nombre de mères		
	Total	Ayant eu un enfant avant leur 19e anniversaire	Dont durant l'année de l'enquête ou l'année précédente
France			
Budget des familles 2005-2006	7 978	120	6
Budget des familles 2010-2011	7 205	84	-
Cadre de vie et sécurité 2011	11 247	183	3
Cadre de vie et sécurité 2012	11 417	223	7
Logement 2013	20 337	327	12
Transport et déplacements 2008	14 901	173	-
Angleterre-Galles			
Quarterly Labour Force Survey, janvier - mars, 2013	25 612	869	24
Quarterly Labour Force Survey, janvier - mars, 2014	25 953	888	25
Quarterly Labour Force Survey, janvier - mars, 2015	24 686	818	16
Quarterly Labour Force Survey, janvier - mars, 2017	22 816	685	15
Cumul des enquêtes			
France	73 085	1 110	28
Angleterre-Galles	99 067	3 260	80

Sources : Budget des familles 2005-2006, Budget des familles 2010-2011 (hors 2e vague), Cadre de vie et sécurité 2011, Cadre de vie et sécurité 2012, Logement 2013, Transport et déplacements 2008 ; Insee (producteur), ADISP-CMH (diffuseur) ; Quarterly Labour Force Survey, janvier-mars, 2013, 2014, 2015 et 2017.

Note : Effectifs non pondérés ; - = non disponible.

Cette thèse utilise une méthodologie multisource et, comme pour de nombreuses études portant sur la fécondité, nous recourons aux données officielles de l'enregistrement des naissances (état civil) publiées respectivement en France et en Angleterre-Galles par l'Insee et l'ONS. Ces traitements incluent des traitements secondaires de tableaux publiés par les or-

[24] Ces effectifs sont des estimations. Dans les enquêtes françaises, nous ne pouvons calculer l'âge des mères à la naissance qu'en âge atteint dans l'année. Afin d'estimer le nombre de mères ayant eu une naissance avant leur 19e anniversaire, nous ajoutons à celles âgées de 18 ans ou moins en différence de millésime, 40,9 % de celles âgées de 19 ans en différence de millésime à la naissance. Cette proportion correspond à la part des naissances à 19 ans (âge atteint dans l'année) pour qui la mère a été âgée de 18 ans révolus en France métropolitaine sur la période 1975-2012. De la même manière, dans les enquêtes anglaises, ne connaissant que l'âge des femmes et de leurs enfants, nous estimons leur âge en âge atteint dans l'année et déterminons que 44,3 % (proportion moyenne 1975-2015) des naissances à 19 ans ont eu lieu avant le 19e anniversaire.

ganisations (naissances par âge), ainsi que des traitements primaires des données brutes. Les fichiers des données brutes ont été fournis après demande au Réseau Quetelet (données françaises) et par l'ONS (données anglaises, sous condition de traitement en environnement sécurisé au sein de l'ONS). L'EDP et la LS sont également des sources des données de l'état civil, et l'échantillon de ces données a été utilisé notamment pour isoler les naissances de rang 1. En outre, lorsqu'il a fallu travailler sur les données françaises non imputées (notamment l'âge du père), l'EDP a été utilisée. Le calcul du taux de conception a nécessité l'utilisation des données des enregistrements d'IVG. Ces données proviennent des estimations du nombre d'IVG par âge en France établies dans Mazuy *et al.* (2014) et du *Departement of Health* en Angleterre-Galles.

Enfin, nous utilisons également des enquêtes portant sur des thématiques spécifiques, notamment dans la Partie I où nous exploitons celles qui se concentrent sur la santé sexuelle et reproductive telles que l'enquête internationale *Health Behaviour in School-aged Children* (HBSC), l'enquête Fécondité - Contraception - Dysfonctions sexuelles (FECOND) en France et l'enquête *National Survey of Sexual Attitudes and Lifestyles* (Natsal) au Royaume-Uni. Ces enquêtes sont présentées en détails dans les chapitres où elles sont mobilisées.

Plusieurs méthodes sont mises en œuvre dans cette thèse, notamment l'analyse démographique qui est au cœur de notre démarche. En plus des outils classiques de la démographie, des méthodes spécifiques sont appliquées : la Partie II repose essentiellement sur la méthode du « décompte des enfants au foyer » (DEF) (Grabill et Cho, 1965 ; Cho, 1986) et son adaptation pour une application aux recensements français et anglais ; dans le Chapitre 2, une microsimulation des conceptions durant l'adolescence est proposée. Nous présentons les méthodes et traitements spécifiques de façon détaillée dans les chapitres concernés.

Outre la rareté du phénomène étudié, la nature comparative de cette thèse augmente les difficultés méthodologiques afférentes, d'une part, par la mise en relation de jeux de données différents sans variables ni définitions identiques et, d'autre part, par le « doublement » des exploitations à réaliser et les contraintes logistiques à surmonter, notamment l'autorisation administrative et physique pour traiter nous-mêmes les données d'accès réservé.

Partie I :

Le temps

d'« avant-maternité »

Introduction à la Partie I

Dans cette première partie, nous nous intéressons à ce qui survient avant l'entrée dans la maternité. Comme nous l'avons souligné dans l'introduction, la probabilité qu'une adolescente connaisse une maternité est une combinaison de trois probabilités : la probabilité d'avoir un rapport sexuel ; la probabilité qu'elle n'ait pas recours à un moyen de contraception efficace lors d'un rapport ; et la probabilité qu'elle n'ait pas recours à une IVG en cas de grossesse. Les deux premières peuvent se résumer en tant que la probabilité de connaître une grossesse et font l'objet de la présente partie.

L'activité sexuelle durant l'adolescence : un temps d'exploration et d'initiation

« *L'exploration sexuelle fait partie intégrante du parcours de vie* » (Smith, 1997 : 335)[1] et, dans le contexte du développement des relations émotionnelles et romantiques (Maillochon *et al.*, 2012), la période de l'adolescence peut être considérée comme une période d'apprentissage sexuel (Bozon, 2008) conduisant souvent au premier rapport sexuel, ce qui marque le début de la vie sexuelle (Bozon, 1993).

Même si, chez les jeunes, une activité sexuelle fait partie de la norme dans les pays occidentaux (Madkour *et al.*, 2010), il subsiste des préoccupations, concernant notamment l'entrée « précoce » dans la sexualité, définie comme un premier rapport sexuel à l'âge de 15 ans ou avant (Madkour *et al.*, 2014). Ces inquiétudes proviennent du fait qu'une entrée précoce dans la sexualité est associée à des grossesses à l'adolescence plus fréquentes pour les filles (Maillo-

[1] Traduction de l'auteur.

chon *et al.*, 2012) et à un risque accru de contracter une infection sexuellement transmissible (Godeau *et al.*, 2008b).

Les adolescentes ayant des rapports sexuels très précoces ont une durée plus longue d'exposition au risque de connaître une grossesse durant cette période de leur vie (Garriguet, 2005). Une entrée dans la sexualité au jeune âge est également à mettre en relation avec une augmentation du nombre de partenaires sexuels durant l'adolescence (Paul *et al.*, 2000) qui peut être associée à des recours à la contraception moins efficaces. En effet, des unions moins stables sont souvent associées à une moindre communication entre les partenaires sur l'usage des moyens contraceptifs d'où découle un niveau moins efficace de protection (Godeau *et al.*, 2008b).

L'activité sexuelle des adolescents est soumise à des différences genrées, non seulement dans la mesure où ce sont les filles qui font face aux conséquences immédiates d'une grossesse à l'adolescence, mais aussi du fait qu'une sexualité précoce est soumise à des jugements différenciés selon le genre. Les filles adolescentes ayant des rapports sexuels sont regardées plus négativement, tandis que les garçons sont considérés plus positivement par leurs pairs (Shoveller *et al.*, 2004). Ces inégalités sont aujourd'hui, dans une certaine mesure, moins apparentes en Angleterre-Galles et en France. Nous constatons ainsi que l'âge au premier rapport sexuel est comparable chez les anglais des deux sexes (considéré comme un bon indicateur d'égalité sexuelle (Bozon et Kontula, 1997)), nés dans la deuxième moitié du XX^{e} siècle – 17 ans pour les femmes et les hommes des générations 1955-84, et 16 ans pour les générations 1990-1995 – (Wellings *et al.*, 2013). En France, l'écart entre l'âge au premier rapport sexuel pour les femmes et les hommes a diminué pour atteindre une quasi-parité. L'âge médian au premier rapport a baissé pour celles et ceux nés depuis 1950, passant de 19,1 ans pour les femmes et 18,1 ans pour les hommes à respectivement 17,6 ans et 17,2 ans pour les générations 1986-1987 (Bozon, 2008).

Des différences culturelles importantes existent toujours d'un pays à un autre (Godeau *et al.*, 2008a). En ce qui concerne les attitudes se rapportant à la sexualité des jeunes, elles restent plus « moralisatrices » au Royaume-Uni où « *underage sex* » est souvent évoqué de façon problématique, alors qu'il n'existe aucun terme équivalent dans le lexique français (Daguerre,

2010). En France, il n'existe pas de campagne cherchant à retarder l'âge d'entrée dans la sexualité (Bozon, 2008) et bien qu'au Royaume-Uni, le débat ne se développe pas autant que dans les campagnes faites aux États-Unis qui promeuvent la virginité et l'abstinence avant le mariage (Aspy *et al.*, 2007 ; Andro, 2008), la question de la sexualité adolescente est davantage évoquée dans le domaine public.

Le recours à la contraception chez les adolescents : surmonter des barrières biologiques, techniques et d'accessibilité

Paradoxalement, si les maternités à l'adolescence ne font pas partie des normes de maternité dans les sociétés occidentales, c'est durant l'adolescence que les femmes sont les plus fécondes (Nisand *et al.*, 2012).

« *La plupart des grossesses chez les adolescentes sont le résultat d'un non-recours à la contraception ou un échec contraceptif* » (Godeau *et al.*, 2008a : 66)[2]. Même si le recours à la contraception lors des premiers rapports sexuels s'améliore à la fois en Angleterre-Galles (Stone et Ingham, 2002) et en France (Godeau *et al.*, 2008b), une pratique contraceptive efficace reste compliquée. En effet, le premier rapport sexuel est couramment non programmé et souffre donc le plus souvent d'un manque d'anticipation concernant les moyens de contraception conduisant à un rapport non protégé (Henderson *et al.*, 2002). Leur utilisation subséquente peut confronter les jeunes à des difficultés techniques, comme des oublis de prise de pilule contraceptive ou la mauvaise utilisation du préservatif (Godeau *et al.*, 2008b). Ce dernier reste le moyen contraceptif le plus utilisé par les adolescents, bien que le taux d'échec qui lui est associé soit le plus élevé parmi les moyens fiables : 14,5 % de femmes utilisant le préservatif connaissent une grossesse dans la première année d'usage, contre 8,3 % d'utilisatrices de la pilule et à 2,9 % d'utilisatrices du stérilet (Ranjit *et al.*, 2001). Pour ces raisons, l'utilisation simultanée du préservatif et de la pilule contraceptive assurant une « double protection » est promue comme étant le moyen le plus efficace pour éviter une grossesse à l'adolescence aux Pays-Bas (Beltzer et Bajos, 2008) mais aussi en France (*cf.* Nisand et Toulemon, 2006).

[2] Traduction de l'auteur.

L'accès à la contraception peut être problématique à la fois en termes de point d'accès et de coût d'accès. En France, le préservatif (depuis 1999) et la pilule du lendemain (depuis 2001[3]) peuvent être délivrés par les infirmières scolaires présentes dans les établissements d'éducation secondaires, facilitant ainsi un accès à la contraception facile et sans coût pour les adolescents. Les infirmières scolaires n'existant pas au Royaume-Uni, les adolescents britanniques sont privés d'un accès possible à la contraception (et des conseils) gratuite. La pilule du lendemain est cependant disponible gratuitement dans une variété de centres de santé sexuelle et de contraception tels que des services spécialement conçus pour les jeunes, les centres du planning familial et les cliniques des infections sexuellement transmissibles. Si, à la suite de la libéralisation de la contraception en 1967, cette pilule était accessible à toute femme ayant atteint l'âge de la majorité sexuelle (16 ans), elle ne sera cependant disponible auprès des professionnels de santé sans l'accord parental qu'après 1974 (Department of Health and Social Security, 1974).

La pilule du lendemain constitue une « sauvegarde » indispensable à la suite d'un rapport non protégé ou d'un échec contraceptif (Gaudineau *et al.*, 2010). Elle peut être obtenue auprès des infirmières scolaires, mais le point d'accès le plus fréquent pour les adolescents français reste la pharmacie (Moreau *et al.*, 2006), tendance qui est aussi observée au Royaume-Uni (Marston *et al.*, 2005) ainsi qu'au Canada (Soon *et al.*, 2005). Que les adolescents français préfèrent acheter la pilule du lendemain en pharmacie, plutôt que de l'obtenir gratuitement auprès d'une infirmière scolaire, laisse sous-entendre un souhait d'anonymat de leur part et un ressenti de stigmatisation lié au fait d'être sexuellement active, d'avoir eu un rapport non protégé ou d'avoir connu un échec contraceptif, voire une combinaison de ces situations. Ces indications soulignent la nécessité d'un lieu d'accueil spécifiquement adapté aux besoins des adolescents leur fournissant des conseils et un accès à une contraception, garantissant la confidentialité et la gratuité. Les adolescents britanniques sont, une nouvelle fois désavantagées dans ce domaine par rapport aux français. Ils doivent en effet faire face à un coût plus élevé de la contraception d'urgence, les prix de la pilule du lendemain en pharmacie étant autour de 28 € au Royaume-Uni, comparé à moins de 10 € en France (Gaudineau *et al.*, 2010).

[3] Loi n° 2000-1209 du 13 décembre 2000 relative à la contraception d'urgence.

***

Dans le Chapitre 1, nous examinons, par des analyses multivariées des données de l'enquête *Health Behaviour in School-aged Children* (HBSC), l'entrée dans la vie sexuelle des adolescents dans les deux pays ainsi que les comportements contraceptifs qui lui sont liés. Si des comportements différents sont mis en évidence, notre objectif est alors de voir si certains des facteurs liés à ces comportements sont spécifiques d'un pays par rapport à l'autre.

Dans le Chapitre 2, nous nous intéressons à l'écart entre les taux de conception à l'adolescence observés dans les deux pays. Grâce à des microsimulations, nous essayons ensuite de quantifier la part de cet écart qui est due aux comportements contraceptifs, au calendrier du premier rapport sexuel, à la fréquence de grossesses répétées et aux différents recours à l'IVG en cas de grossesse.

Chapitre 1

Comportements sexuels et recours aux moyens contraceptifs

Dans ce chapitre nous mettons l'accent sur l'entrée dans la vie sexuelle, sur la base d'un événement, le premier rapport sexuel. Existe-t-il, dès le début de la vie sexuelle, des différences entre les adolescentes françaises et celles de l'Angleterre-Galles ? Nous examinons deux aspects du premier rapport sexuel, le moment auquel il est intervenu et le recours à la contraception lors de ce premier rapport. Grâce à l'enquête *Health Behaviour in School-aged Children* – commune aux deux pays – nous nous interrogerons sur les facteurs qui sont associés à un premier rapport sexuel précoce et un faible, voire, non-recours à la contraception et explorons, si les différences que nous supposons avérées entre les deux pays sont liées à des facteurs qui leur sont spécifiques.

Dans ce chapitre, nous nous intéressons aux pratiques sexuelles et contraceptives durant la première partie de l'adolescence (jusqu'à 15 ans inclus), parce qu'ils sont des bons indicateurs des pratiques contraceptives qui seront adoptées ultérieurement (Manning *et al.*, 2000 ; Beltzer *et al.*, 2011). Une attention sur la primo adolescence permet aussi d'identifier les premiers rapports sexuels précoces qui sont associés à un moindre recours à la contraception (Godeau *et al.*, 2008b) et mènent intrinsèquement à une durée d'exposition plus longue à un risque de grossesse, et donc potentiellement, à une maternité adolescente (Garriguet, 2005). Dans ce chapitre, nous soulignons aussi les différences de genre par rapport à l'entrée dans

la vie sexuelle, en étudiant les comportements des garçons en plus de ceux des filles. Nous montrons ainsi des différences genrées qui varient suivant les pays.

1.1 Source et méthode

1.1.1 L'enquête *Health Behaviour in School-aged Children* (HBSC)

Nous utilisons dans ce chapitre l'édition 2009/10 de l'enquête *Health Behaviour in School-aged children* (HBSC)[4]. Cette enquête est réalisée auprès d'élèves âgés de 11, 13 et 15 ans et concerne leur bien-être et leur état général de santé. Les points forts de cette enquête sont la méthodologie et les questions communes à tous les pays participants ce qui permet des comparaisons internationales (Madkour *et al.*, 2010). Elle a également l'avantage, par rapport à des enquêtes portant sur la sexualité telles que FECOND et Natsal (*cf.* Chapitre 2), d'être focalisée sur les adolescentes, au moment de leur adolescence.

Menée pour la première fois en 1983/84 dans seulement 5 pays, plus de 40 pays ont participé à l'édition de 2009/10, et elle a été régulièrement réalisée au Pays de Galles depuis 1985/86, en France depuis 1993/94 et en Angleterre depuis 1997/98 (Currie *et al.*, 2012). Si l'enquête a été effectuée en collaboration avec l'OMS, elle est financée indépendamment dans chaque pays : en France, par l'Institut national de prévention et d'éducation pour la santé (Inpes) et l'Observatoire français des drogues et des toxicomanies (OFDT) (Godeau *et al.*, 2012) ; en Angleterre-Galles par le *Department of Health*, le *Department of Education* et le gouvernement gallois (Brooks *et al.*, 2011 ; Welsh Assembly Government Social Research, 2011).

Dans les deux pays, un plan de sondage a été conçu afin de constituer une population représentative des élèves âgés de 15,5 ans. Les « grappes » sont des établissements scolaires au sein desquels deux classes ont été tirées au sort. En France, la probabilité de sélection d'un établissement est proportionnelle à sa taille et contrôlée pour le type de commune dans lequel il est situé, son statut public/privé et son niveau de formation (Godeau *et al.*, 2012). En

[4] Depuis notre exploitation, une nouvelle édition de l'enquête a été menée en 2013/2014. L'accès aux données ne sera cependant disponible qu'à partir du milieu de l'année 2018.

Angleterre-Galles, l'échantillon retenu est composé d'établissements scolaires stratifiés géographiquement (par région en Angleterre et par *Local Authority* au Pays de Galles) et par type d'établissement (Brooks *et al.*, 2011). Dans chacun des deux pays, les accords préalables des établissements et des parents d'élèves ont été obtenus. En total, 1 406 filles et 1 233 garçons en Angleterre et au Pays de Galles ainsi que 1 002 filles et 872 garçons en France ont répondu au questionnaire autoadministré de l'édition HBSC 2009/10.

Une partie de l'enquête, destinée spécifiquement aux élèves de 15 ans, aborde des questions sur la santé sexuelle et donne une vision des comportements sexuels dans la première partie de l'adolescence, normalement disponible qu'à travers d'études rétrospectives (Henderson *et al.*, 2002). Afin d'obtenir des informations sur les comportements sexuels des adolescents anglais et français nous nous concentrons sur les réponses aux questions suivantes[5] :

1. As-tu déjà eu des rapports sexuels (on dit aussi « fait l'amour ») ?
2. Lors de ton dernier rapport sexuel, quelle(s) méthode(s) as-tu (ou ton/ta partenaire) utilisée(s) pour éviter une grossesse ?
3. Lors de ton dernier rapport sexuel, as-tu (ou ton/ta partenaire) utilisé un préservatif ?

1.1.2 Hypothèses et mesures

En raison de la différence entre les taux de conception à l'adolescence observés en Angleterre-Galles et en France, nous faisons l'hypothèse que dans ces deux pays les adolescents adoptent des comportements sexuels différents lors de la première partie de l'adolescence et que les facteurs qui influencent ces conduites peuvent être liés à des différences nationales, ainsi qu'à leurs caractéristiques individuelles et familiales. Dans ce chapitre, nous nous intéressons alors à deux phénomènes : (i) d'avoir déjà un rapport sexuel, et (ii) le niveau de protection contraceptive au dernier rapport.

Le premier résultat est mesuré à partir de la première des trois questions décrites ci-dessus à laquelle les élèves devaient répondre par « oui » ou « non ». Leurs réponses ont été

[5] Les modalités des réponses figurent sur l'extrait du questionnaire en annexe (Figure I-1, p. 311).

vérifiées pour juger de leur cohérence. Celles qui ont été jugées incohérentes ont été retirées des analyses[6]. Ces exclusions ont été appliquées à une minorité de cas, la non-réponse à une question étant plus fréquente que l'existence d'incohérences dans les réponses (*cf.* Annexe I-8, p. 312). Les taux de réponses exploitables ont été respectivement de 96,4 % et 96,9 % pour les filles en Angleterre-Galles et en France, et de façon correspondante, de 91,4 % et 96,5 % chez les garçons[7].

Pour les élèves ayant donné une réponse cohérente et déclaré avoir déjà eu un rapport sexuel, la deuxième mesure est celle du niveau de protection contraceptive lors du dernier rapport. Selon les réponses obtenues, ce niveau de protection a été réparti dans trois catégories : « double protection », « bonne protection » et « faible/sans protection ». La première catégorie correspond à l'usage simultané du préservatif et de la pilule contraceptive et préconisé par des professionnels de santé comme représentant la meilleure solution de protection pour les adolescents. Les deux autres catégories s'inscrivent dans les définitions proposées par Godeau *et al.* (2008a). Une « bonne protection » correspond au recours au moins du préservatif ou de la pilule, alors qu'un niveau « faible protection » correspond à l'usage d'un moyen autre que le préservatif ou la pilule, et « sans protection » à l'utilisation d'aucun moyen de contraception, y compris le seul usage de la pilule du lendemain ou le retrait, qui n'est pas considéré comme un moyen contraceptif efficace, compte tenu du taux d'échec élevé qui l'est associé. Parmi les adolescents ayant déjà eu un rapport sexuel, les taux de réponses exploitables aux questions

---

[6] C'est-à-dire des enquêtés ayant répondu « oui » à avoir déjà eu un rapport, mais ayant répondu à la deuxième question portant sur la contraception « je n'ai jamais eu de rapports sexuels », ou des enquêtés ayant répondu « non » à la première question puis ayant donné l'âge auquel ils ont eu leur premier rapport, et des détails sur les moyens de contraception utilisés lors de leur dernier rapport sexuel. Quant aux réponses aux questions portant sur le recours à la contraception, les réponses jugées incohérentes ont également été extraites des analyses.

[7] Une analyse des non-répondants (non présentée) ne montre aucune différence significative dans le taux de non-réponse selon les modalités des variables explicatives retenues dans nos analyses dans ce chapitre. Également, les répondants n'ayant pas répondu à la question « As-tu déjà eu des rapports sexuels […] ? » ont été significativement plus à ne pas répondre à d'autres questions de l'enquête. Il semble donc que ces non-réponses font partie d'une non-réponse « générale ». En outre, les garçons anglais qui ont un taux de non-réponse plus élevé à la question sur les rapports sexuels sont aussi significativement plus à ne pas répondre ailleurs.

concernant la pratique contraceptive sont plus faibles pour les filles (85,9 %) et les garçons (84,3 %) anglais, par comparaison respective des 89,2 % et 88,0 % des adolescents français[8] (*cf.* Annexe I-8, p. 312).

1.1.3 Analyses

Des régressions logistiques binaires ont été élaborées, les événements modélisés étant (i) avoir déjà eu un rapport sexuel ou pas, et (ii) avoir utilisé un moyen de protection contraceptif au dernier rapport de niveau « faible/sans protection » ou pas. Le sexe et le pays de résidence de l'enquêté ont été utilisés comme variables de contrôle. Les variables explicatives peuvent être regroupées en trois catégories : celles concernant l'environnement familial et le ménage ; celles qui sont en rapport avec l'environnement scolaire ; et celles qui sont associées à la santé et au bien-être de l'enquêté (Tableau 1.1, p. 56)[9]. L'âge au moment du premier rapport sexuel a été inclus comme variable explicative supplémentaire dans la deuxième régression.

---

[8] Les réponses non exploitables concernant cette deuxième question s'agissent dans la grande majorité de cas des réponses incohérentes. Ces incohérences relèvent principalement de deux catégories : ceux ayant répondu de ne pas avoir utilisé (ni leur partenaire) un préservatif au dernier rapport sexuel, mais ayant coché la case « oui » associé au préservatif dans la liste de méthodes utilisées (46,5 % des réponses incohérentes) ; ceux ayant déclaré qu'aucune méthode de contraception n'a été utilisée lors du dernier rapport, mais ayant coché la case « oui » pour au moins une méthode dans la liste de méthodes utilisées (30,2 %). Comme pour les réponses non exploitables relatives au fait d'avoir déjà eu un rapport sexuel, n'aucun profil spécifique associé à la réponse non exploitable ne se présente, si ce n'est que chez les filles françaises et les garçons anglais, où les taux de réponse non exploitables sont plus élevés chez ceux issus d'une famille de niveau socioéconomique « faible/moyen » (respectivement 15,9 % contre 7,2 % et 18,3 % contre 10,4 % ; valeur de P associée au test de χ^2 égal à 0,04 dans les deux cas).

[9] Lorsque des valeurs des variables explicatives étaient manquantes, nous les avons imputées via une approche probabiliste basée sur la distribution des réponses données dans le même pays, par les répondants du même sexe. Dans les cas de valeur manquante, nous avons donc imputé aléatoirement pour que la répartition des modalités de valeurs manquantes soit égale à la répartition observée dans les valeurs présentes.

Tableau 1.1 – Liste de variables explicatives utilisées dans les régressions logistiques binaires

Variable	Question(s)	Modalités de réponse
Environnement familial		
Type de famille	[…] pour la maison où tu vis tout le temps ou la plupart du temps […] coche les cases des personnes qui y vivent avec toi.	Mère / Père / Belle-mère (ou partenaire, copine ou amie de père) / Beau-père (ou partenaire, copain ou ami de la mère) / Grand-mère / Grand-père / Je vis dans une famille de placement ou un foyer / Je vis avec quelqu'un d'autre ou dans un autre endroit
Statut socioéconomique de la famille (FAS)	Combien d'ordinateurs ta famille possède-t-elle ?	Aucun / Un / Deux / Plus de deux
	Est-ce que ta famille a une voiture (ou une camionnette) ?	Non / Oui, une / Oui, deux ou plus
	Est-ce que tu as une chambre pour toi tout(e) seul(e) ?	Non / Oui
	Durant les 12 derniers mois, combien de fois as-tu voyagé avec ta famille pour partir en vacances ?	Jamais / Une fois / Deux fois / Plus de deux fois
Communication avec mère	Est-il facile ou non pour toi de parler des choses qui te préoccupent vraiment (des choses importantes, graves...) avec [ta mère] ?	Très facile / Facile / Difficile / Très difficile / Je n'ai plus (pas) ou je ne vois pas cette personne
Communication avec père	Est-il facile ou non pour toi de parler des choses qui te préoccupent vraiment (des choses importantes, graves...) avec [ton père] ?	Très facile / Facile / Difficile / Très difficile / Je n'ai plus (pas) ou je ne vois pas cette personne
Communication avec sœur aînée	Est-il facile ou non pour toi de parler des choses qui te préoccupent vraiment (des choses importantes, graves...) avec [ta sœur aînée] ?	Très facile / Facile / Difficile / Très difficile / Je n'ai plus (pas) ou je ne vois pas cette personne
Environnement scolaire		
Résultats scolaires	Selon toi, comment tes professeurs trouvent tes résultats scolaires comparés à ceux de tes camarades ?	Très bons / Bons / Moyens / En dessous de la moyenne
Appréciation d'école	Actuellement, que penses-tu du collège ou du lycée ?	Je l'aime beaucoup / Je l'aime un peu / Je ne l'aime pas beaucoup / Je ne l'aime pas du tout
Santé et bien-être		
Appréciation de vie	Voici le dessin d'une échelle. Au sommet de l'échelle, « 10 » est la meilleure vie possible pour toi, tout en bas, « 0 » est la pire vie possible pour toi. En général, où dirais-tu que tu te trouves sur l'échelle en ce moment ?	0 - 10
Santé	Dirais-tu que ta santé est...?	Excellente / Bonne / Assez bonne / Mauvaise

Source : HBSC 2009/10.

L'environnement familial est considéré comme jouant un rôle central parmi les déterminants d'une entrée précoce dans la sexualité et des comportements contraceptifs. Plusieurs études ont montré un lien entre la configuration familiale et une entrée précoce dans la sexualité. Ce sont les adolescents vivant dans une famille monoparentale ou recomposée qui sont

les plus enclins à en connaître à des âges les plus bas (Paul *et al.*, 2000 ; Henderson *et al.*, 2002 ; Stone et Ingham, 2002 ; Godeau *et al.*, 2008b ; Madkour *et al.*, 2010). Comme explications de ce phénomène, une moindre surveillance parentale ou des attitudes plus libérales vis-à-vis de la sexualité sont souvent avancées, de même que sa place par rapport au mariage ou la cohabitation au sein de ces familles (Miller *et al.*, 1997 ; Bozon, 2008).

En dehors des configurations familiales, il existe un débat sur la question de savoir comment la qualité de leurs relations avec les membres de la famille est susceptible d'influencer les comportements sexuels des adolescents. Alors qu'une communication « positive » entre parents et adolescents est liée à une entrée plus tardive dans la sexualité (Madkour *et al.*, 2010), très peu d'adolescents citent leurs parents comme personnes à l'origine de leur éducation sexuelle (Wight *et al.*, 2004). Par conséquent, les impacts potentiels d'un bon rapport parents-adolescent pourraient s'avérer marginaux. Nous faisons l'hypothèse que si l'effet d'une bonne communication parentale existe, il est probable qu'il ne soit que dans un sens positif. Les adolescents n'ayant pas de parent[10] ou n'ayant pas de contact avec un parent ne pourraient donc pas bénéficier d'une telle relation. Nous cherchons également à vérifier si un rapport positif avec un aîné de la fratrie a une incidence, spécifiquement, et surtout pour les filles, par une sœur aînée, car elles pourraient avoir entre elles une écoute plus attentive et partager leurs propres expériences plus efficacement et plus concrètement qu'avec les parents.

Au Royaume-Uni, les conceptions adolescentes sont fortement liées à une origine sociale populaire (Smith, 1993 ; Bradshaw *et al.*, 2005). Nous proposons l'hypothèse que cette corrélation pourrait refléter l'existence de comportements sexuels et contraceptifs différents selon les groupes sociaux. Afin d'évaluer l'influence du statut socioéconomique des familles des adolescentes à partir de l'enquête HBSC, nous utilisons l'échelle d'affluence familiale (*Family Affluence Scale*) (FAS) développée par Currie *et al.* (1997). La FAS utilise des déterminants proxys des revenus d'un ménage afin de créer une mesure proche du statut socioéconomique des parents, difficile à obtenir directement, car les adolescents ne sont pas toujours conscients du statut professionnel de leurs parents et que leur taux de réponse est souvent faible lorsqu'on les questionne à propos de l'activité professionnelle de leurs parents, surtout parmi ceux dont

[10] Par exemple, suivant le décès d'un parent ou n'ayant jamais connu un parent.

les parents ont des revenus faibles (Currie *et al.*, 2008). En utilisant une échelle additive[11], la FAS établit trois niveaux socioéconomiques : « élevé », « moyen » et « faible ».

Le deuxième groupe de variables correspond à l'environnement scolaire des adolescents. Ces variables portent sur l'appréciation de l'école ainsi que sur la performance scolaire. Au Royaume-Uni, des études rétrospectives ont montré un taux d'entrée précoce dans la sexualité plus élevé chez les personnes sans diplôme (Mercer *et al.*, 2013). Nous émettons l'hypothèse que les élèves de 15 ans ayant des résultats scolaires relativement moins bons que ceux de leurs camarades auront une probabilité plus élevée d'avoir déjà eu un rapport sexuel.

Le dernier groupe de variables explicatives est en rapport avec la santé et le bien-être des adolescents. Il est basé sur des questions portant de la perception qu'ont les adolescents sur leur santé ainsi que sur la façon dont ils apprécient leur vie. Cette dernière variable utilise l'« échelle Cantril », qui demande aux élèves d'évaluer leur qualité de vie sur une échelle de zéro (la « pire vie possible »[12] à dix (la « meilleure vie possible ») (*cf.* Tableau 1.1) et considère ceux qui déclarent une qualité de vie égale ou supérieure à 6/10 comme ayant une « bonne » appréciation de leur vie et les autres d'en avoir une « pauvre ». La dépression et la mauvaise image de soi sont associées à une entrée dans la sexualité précoce (Magnusson, 2001 ; Anderson *et al.*, 2006), surtout chez les filles (Smith, 1997), ainsi qu'au risque de rapports non protégés plus fréquents (Godeau *et al.*, 2008b).

[11] L'indicateur est calculé en sommant le nombre de voitures (en trois modalités, 0/1/≥2), le nombre de vacances familiales au cours des 12 derniers mois (0/1/2/>2), le nombre d'ordinateurs dans la maison (0/1/2/>2) et en ajoutant un point si l'enquêté a une chambre non partagée (*cf.* Currie *et al.*, 2008).

[12] Selon le texte du questionnaire.

1.2 Résultats

1.2.1 L'entrée dans la vie sexuelle : plus précoce en Angleterre-Galles et des effets de genre inversés

Les proportions d'adolescents ayant déjà eu un rapport sexuel varient de façon significative selon le pays de résidence. Chez les filles, un tiers (33,8 %) de celles enquêtées en Angleterre-Galles a déclaré avoir déjà eu un rapport sexuel, ce qui représente plus de 10 points de plus que celles enquêtées en France (22,9 %), et 6 points de plus par rapport aux garçons anglais[13] (Tableau 1.2). En France, cet écart est inversé : un pourcentage moins élevé de filles ont connu un premier rapport sexuel par rapport aux garçons (34,5 %)[14].

Tableau 1.2 – Pourcentage standardisé de filles et de garçons adolescents ayant déjà eu un rapport sexuel

Sexe	France	Angleterre-Galles
Filles	22,9	33,8
Garçons	34,5	27,4

Source : HBSC 2009/10.

Champ : Élèves âgés de 15 ans en moyenne au moment de l'enquête.

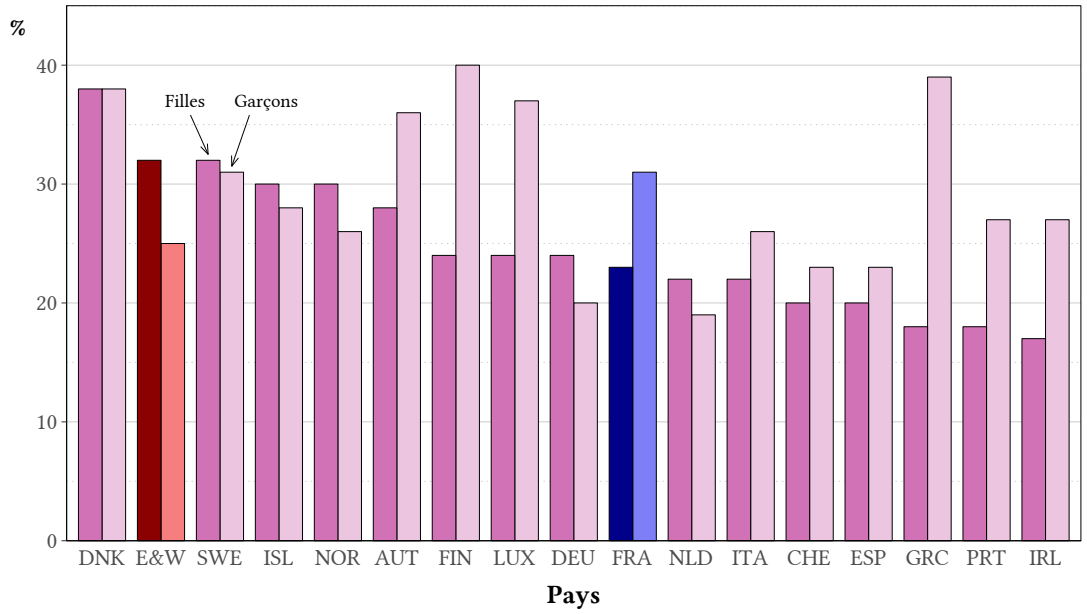
Comparée aux autres pays participants à l'enquête HBSC, la proportion de filles ayant eu un rapport sexuel en Angleterre-Galles est parmi les cinq premiers pays où elle est plus élevée,

[13] Valeurs de p associées au test de χ^2 de moins de 0,0001 et de 0,0008 respectivement.

[14] Standardisé par âge, méthode de la population type (celle de l'ensemble des élèves anglais). À titre indicatif, les résultats de l'enquête HBSC sont comparables à ceux des enquêtes rétrospectives FECOND en France et Natsal en Angleterre-Galles. Dans ces dernières, pour les enquêtés des générations 1990-1993, dont tous ayant atteint l'âge de 16 ans au moment de l'enquête, 16,2 % des femmes et 32,5 % des hommes français ont déclaré avoir eu leur premier rapport sexuel avant l'âge de 16 ans. Respectivement, 33,2 % des femmes et 30,0 % des hommes anglais ont exprimé une entrée dans la vie sexuelle avant cet âge. Ces proportions sont comparables à celles calculées à partir d'HBSC, même si nous nous étions attendus à des proportions plus faibles en HBSC, car les élèves étaient âgés en moyenne de 15,5 ans.

avec la spécificité (vue principalement dans le pays scandinave) d'une entrée plus précoce dans la sexualité chez les filles que chez les garçons (Currie *et al.*, 2012). Parmi ces pays, les filles anglaises dépassent les garçons par la plus grande des marges (6,3 % - *cf.* Figure 1.1).

Figure 1.1 – Pourcentage de filles et de garçons adolescents ayant déjà eu un rapport sexuel - sélection de pays participants à l'enquête HBSC



Sources : HBSC 2009/10 ; Currie et al., 2012.

Champ : Élèves âgés de 15 ans au moment de l'enquête.

Notes : Les proportions représentées en France et en Angleterre-Galles diffèrent légèrement de celles présentées dans le Tableau 1.2 car elles ne concernent que les élèves âgés de 15 ans exactement au moment de l'enquête afin d'être comparables à celles des autres pays publiées par Currie et al. (2012). DNK = Danemark, E&W = Angleterre-Galles, SWE = Suède, ISL = Islande, NOR = Norvège, AUT = Autriche, FIN = Finlande, LUX = Luxembourg, DEU = Allemagne, FRA = France, NLD = Pays-Bas, ITA = Italie, CHE = Suisse, ESP = Espagne, GRC = Grèce, PRT = Portugal, IRL = Irelande.

1.2.2 Mais les facteurs associés sont les mêmes

Les résultats de la régression logistique sur les facteurs associés à un début sexuel précoce[15] montrent des différences genrées entre les adolescents en Angleterre-Galles et en

[15] Les statistiques descriptives et les résultats complets associés sont présentés en annexe (Tableaux I-10 et I-11, p. 313).

France. Sans introduire le pays de résidence en tant que terme d'interaction, aucune différence significative entre les filles et les garçons ne serait observée dans la probabilité d'avoir déjà eu un rapport sexuel (Tableau 1.3). Cependant, lorsque cette interaction est introduite, les réponses des filles et des garçons se différencient significativement : toutes choses égales par ailleurs, en Angleterre-Galles, les garçons ont une probabilité moins forte que les filles d'avoir déclaré avoir eu un rapport sexuel, alors que c'est l'inverse en France (odds ratios (OR) de 0,6 et 1,3 respectivement).

Tableau 1.3 – Odds ratios associés aux variables explicatives du fait d'avoir eu un rapport sexuel avec interactions significatives (pays et sexe) - comparaison des modèles avec et sans interactions

Variable	Modalité	Modèle sans interactions		Modèle avec interactions							
				Pays				Sexe			
				France		Angleterre-Galles		France		Angleterre-Galles	
		Odds ratio	P > χ²	Odds ratio	P > χ²	Odds ratio	P > χ²	Odds ratio	P > χ²	Odds ratio	P > χ²
Sexe	Filles	1		1		1					
	Garçons	1,02	0,80	1,29	0,05	0,64	0,00*				
Appréciation de l'école	Aime beaucoup	0,86	0,14	1,14	0,37	0,67	0,01*				
	Aime un peu	1		1		1		*Interaction non significative*			
	N'aime pas beaucoup	1,40	0,00*	1,25	0,14	1,50	0,00*				
	N'aime pas du tout	2,20	0,00*	1,90	0,00*	2,39	0,00*				
Santé	Excellente	1,02	0,80	*Interaction non significative*				1,36	0,01*	0,60	0,00*
	Bonne	1						1		1	
	Assez bonne / mauvaise	1,12	0,21					1,15	0,34	1,04	0,83

Source : HBSC 2009/10.

Champ : Élèves âgés de 15 ans en moyenne au moment de l'enquête.

*Note : * = significatif au seuil de 5 %.*

Le pays de résidence exerce également un effet sur l'influence de l'appréciation d'école. Chez les adolescents anglais, il existe une nette relation entre l'appréciation de l'école et le début sexuel. Les réponses qu'ils donnent laissent apparaître un gradient net : ainsi, les élèves aimant « beaucoup » l'école déclarent moins fréquemment avoir déjà eu un rapport sexuel que ceux ayant répondu aimer « un peu » l'école. Les élèves n'aimant « pas du tout » l'école ont une probabilité plus forte à déclarer avoir eu un rapport sexuel (OR = 2,2). Le lien entre « aimer l'école ou pas » et le début de la vie sexuelle est moins tranché en France. Ce n'est qu'un avis négatif sur l'école qui est associé à un début sexuel précoce : les élèves n'aimant « pas du tout » l'école ont une probabilité plus élevée que ceux aimant l'école « un peu » d'avoir déclaré avoir

déjà eu un rapport sexuel (OR = 1,9)[16]. Pour les filles qui « n'aiment pas du tout » l'école, la proportion ayant déjà eu un rapport est de 25 (58,8 % contre 33,8 %) et 15 (37,8 % versus 22,9 %) points de pourcentage respectivement plus élevés en Angleterre-Galles et en France par comparaison à l'ensemble des filles (*cf.* Tableau I-10 en annexe, p. 313).

A priori, la perception qu'ont les élèves de leur santé[17] ne paraît pas avoir d'effet significatif sur leur probabilité d'avoir déjà eu un rapport sexuel. Cependant, chez les filles, 16,0 % en Angleterre-Galles et 18,0 % en France de celles jugeant leur santé « excellente » ont déjà eu un rapport sexuel comparées aux 42,3 % et 28,5 % de celles ayant jugé leur santé « assez bonne / mauvaise ». Ainsi, l'introduction dans le modèle de la variable sexe en tant que facteur d'interaction est révélateur d'un lien spécifique au genre pour les enquêtés ayant jugé leur santé « excellente » par rapport à ceux l'ayant évalué comme « bonne ». Les filles ayant déclaré être en « excellente » santé ont un risque plus faible d'avoir eu un rapport sexuel (OR = 0,6) tandis qu'il est plus élevé pour les garçons (OR = 1,4). Une inversion similaire est observée dans une étude canadienne (Garriguet, 2005) par rapport à une variable portant sur l'image de soi : les filles ayant une faible image de soi étaient plus nombreuses à avoir eu un rapport sexuel aux âges de 14 et 15 ans, tandis que c'était aussi le cas pour les garçons ayant une très bonne image de soi. Entre autres, cela pourrait signifier que les filles et les garçons interprètent différemment le concept de « santé ». Les garçons mettraient l'accent sur ses aspects physiques alors que les filles considéraient davantage ses dimensions mentales. La santé mentale et le bien-être général sont plus fortement associés à une image de soi positive chez les filles et diminuent leur probabilité de s'engager précocement dans une relation sexuelle, tandis qu'une bonne santé physique chez les garçons peut être considérée comme plus attractive et favoriser une source de confiance en soi à vis-à-vis des relations intimes.

---

[16] Le contraste entre les odds ratios calculés pour l'Angleterre-Galles et la France pour la modalité « n'aime pas du tout » n'est pas significatif à 5 % (p = 0,29).

[17] La question posée aux élèves est la suivante : « Dirais-tu que ta santé est : Excellente/Bonne/Assez bonne/Mauvaise ». La perception de ce que veut signifier le mot « santé » – santé mentale, santé physique ? – est donc laissée à la libre interprétation des répondants.

Dans les deux pays, et pour chacun des sexes, même si les enquêtés fréquentent la même classe que des camarades plus jeunes, toutes choses égales par ailleurs, les enquêtés âgés de 16 ans ont été plus nombreux à avoir débuté leur vie sexuelle que leurs camarades âgés de 15 ans (OR = 1,6).

Parmi les autres variables explicatives qui ne sont pas soumises à des interactions, l'effet le plus significatif sur la probabilité d'avoir eu un rapport sexuel est celui relatif au type de famille (Tableau 1.4, p. 64). Les odds ratios associés aux adolescents vivant dans les familles non « traditionnelles »[18] sont plus élevés que ceux qui vivent au sein d'une famille « traditionnelle ». Les adolescents d'une famille recomposée ont une probabilité plus élevée d'avoir eu un rapport sexuel (OR = 2,1) que ceux vivant avec leurs deux parents. Cet odds ratio est du même ordre que pour ceux vivant dans une famille monoparentale[19], vue comme étant extrêmement pénalisante dans la représentation collective. Cette égalité pourrait être le résultat du fait que dans ce cas, ce n'est ni la monoparentalité ni le fait de vivre dans une famille recomposée qui influence l'entrée précoce dans la sexualité, mais le fait d'avoir connu une séparation des parents, et l'ambiance familiale associée (disputes, etc.).

En ce qui concerne les autres variables en rapport avec l'environnement familial, toutes choses égales par ailleurs, les adolescents issus de familles de niveau socioéconomique faible et moyen ont une probabilité plus faible d'avoir déjà eu un rapport sexuel. Si ce résultat est inattendu, une analyse du calendrier du premier rapport, pour les adolescents l'ayant déjà eu, montre des différences selon le niveau socioéconomique de leur famille. Il existe une plus grande proportion de garçons français (39,5 % contre 28,1 %) et de filles anglaises (19,5 % contre 14,8 %) issus de familles du niveau socioéconomique faible/moyen ayant eu un premier rapport « très précoce » (âgé de 13 ans ou moins, *cf.* Maillochon *et al.* (2012)) comparés à ceux issus de familles du niveau socioéconomique élevé.

---

[18] Le questionnaire HBSC fait une distinction entre les parents et les beaux-parents. Ici, un adolescent vivant dans une famille « traditionnelle » vit avec son père et sa mère.

[19] Le contraste entre les odds ratios calculés pour les familles recomposées et monoparentales est non significatif au seuil de 5 % (p = 0,06).

Tableau 1.4 – Odds ratios associés aux variables explicatives du fait d'avoir eu un rapport sexuel sans interactions significatives (pays et sexe)

Variable	Modalité	Odds ratio	P > χ^2
Âge	14	0,69	0,13
	15	1	
	16	1,56	0,00*
Type de famille	« Traditionnelle »	1	
	Recomposée	2,08	0,00*
	Monoparentale	1,67	0,00*
	Autre	1,59	0,02*
Statut socioéconomique de la famille (FAS)	Faible / moyen	0,86	0,04*
	Élevé	1	
Communication avec père	Très facile	0,83	0,08
	Facile	0,75	0,00*
	(Très) Difficile	1	
	N'a pas / ne voit pas	0,73	0,02*
Résultats scolaires	Très bons	0,86	0,18
	Bons	1	
	Moyens	1,44	0,00*
	En dessous de la moyenne	1,72	0,00*
Appréciation de vie	Pauvre	1,19	0,06
	Bonne	1	

Source : HBSC 2009/10.

Champ : Élèves âgés de 15 ans en moyenne au moment de l'enquête.

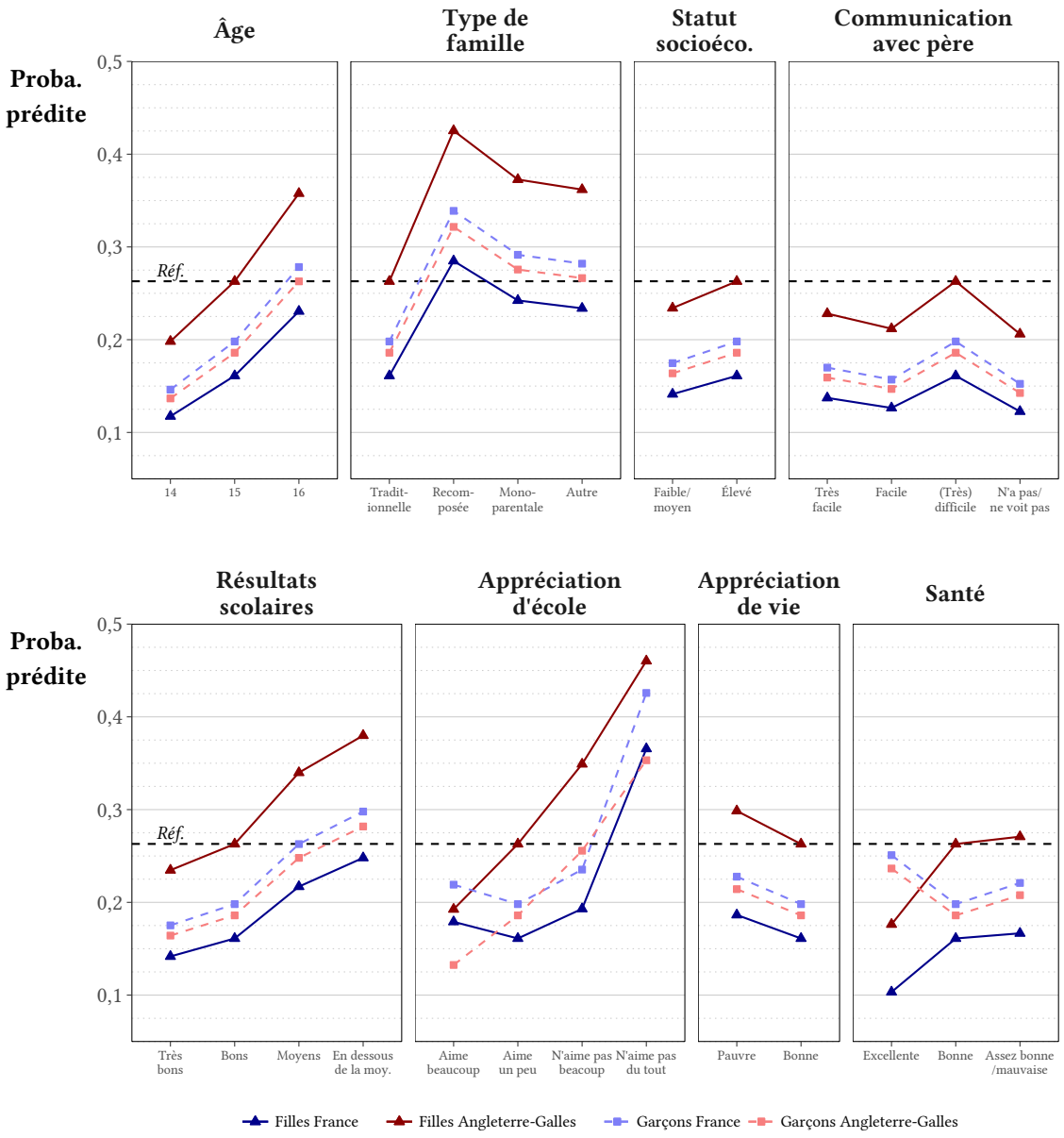
*Note : * = significatif au seuil de 5 %.*

Contrairement aux hypothèses avancées, nos résultats montrent qu'une communication difficile entre les adolescents et leurs parents a un impact négatif, et non pas qu'une bonne communication a une incidence positive sur les comportements sexuels des adolescents. Plus spécifiquement, les adolescents qui jugent difficile ou très difficile de parler à leur père ont une probabilité plus élevée d'avoir eu un rapport sexuel. Cet impact négatif semble être confirmé, car ceux qui n'ont pas ou ne voient plus leur père ont une probabilité moins élevée d'avoir eu un rapport que ceux ayant entretenu une communication difficile avec ce dernier.

En outre, les élèves ayant une « pauvre » appréciation de leur vie ont une probabilité plus forte que ceux qui en ont une « bonne » d'avoir eu un rapport sexuel, bien que le niveau

de significativité soit faible (p = 0,06). Les résultats complets du modèle de régression sont synthétisés dans la Figure 1.2.

Figure 1.2 – Probabilités prédites d'avoir déjà eu un rapport sexuel



Source : HBSC 2009/10.

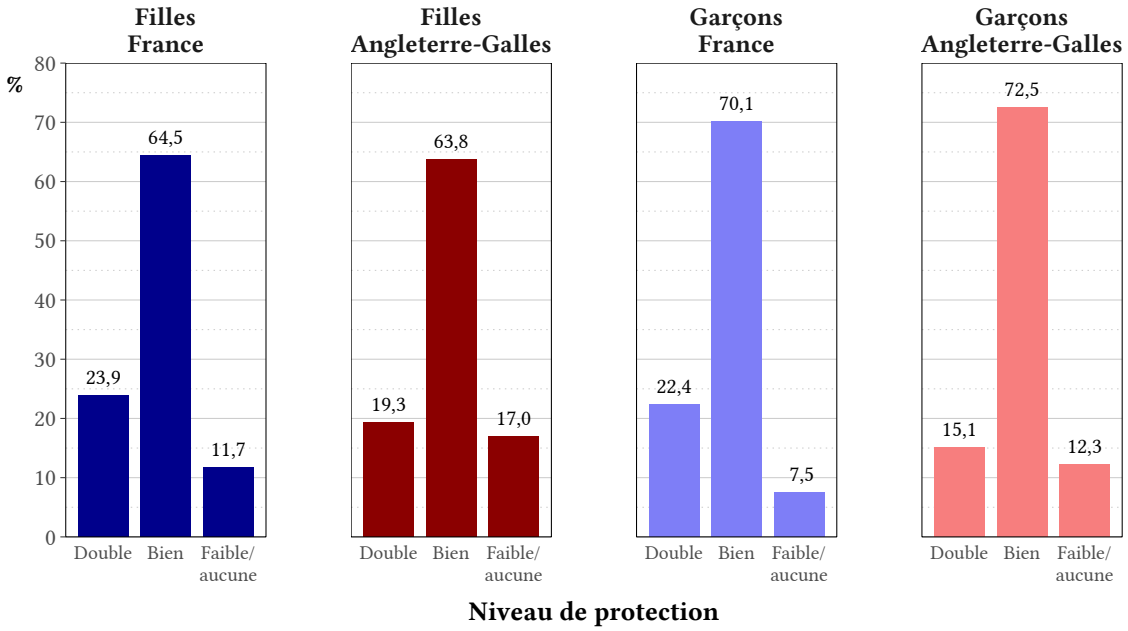
Champ : Élèves âgés de 15 ans en moyenne au moment de l'enquête.

Note : La catégorie de référence correspond à une fille de 15 ans, vivant en Angleterre-Galles dans une famille « traditionnelle » d'aisance élevée, ayant déclaré une bonne appréciation de sa vie et d'être en bonne santé, ayant de bons résultats scolaires, qui aime un peu l'école et qui a répondu qu'il est difficile ou très difficile à communiquer avec son père.

1.2.3 Les adolescents anglais moins bien protégés lors de leur dernier rapport sexuel que leurs homologues français

Parmi ceux ayant connu un premier rapport sexuel, les adolescents anglais ont été, quel que soit leur sexe, moins bien protégés que les français lors de leur dernier rapport sexuel. Près d'une anglaise sur cinq (17,0 %) a été faiblement ou non protégée lors de son dernier rapport contre 11,7 % de françaises. Au niveau des garçons, les proportions sont respectivement de 12,3 % en Angleterre-Galles et 7,5 % en France (Figure 1.3). Nous observons donc une plus grande variation entre les filles dans chaque pays, si elles sont proportionnellement plus d'avoir eu une double protection contraceptive lors du dernier rapport sexuel, elles sont aussi plus fréquentes d'avoir eu un faible/non-recours à la contraception.

Figure 1.3 – Niveau de protection contraceptive lors du dernier rapport sexuel



Source : HBSC 2009/10.

Champ : Élèves âgés de 15 ans en moyenne au moment de l'enquête et ayant déjà eu un rapport sexuel.

Une régression logistique binaire sur le fait d'avoir été faiblement ou non protégé lors du dernier rapport sexuel[20] montre que, toutes choses égales par ailleurs, les adolescentes ayant connu un début sexuel « très précoce » ont une probabilité plus élevée (OR = 2,5) d'avoir eu un recours insuffisant à la contraception lors du dernier rapport sexuel. Par ailleurs, les adolescents ayant estimé leur santé « assez bonne » ou « mauvaise » ont aussi une probabilité plus élevée d'avoir eu un faible niveau ou aucune protection lors de leur dernier rapport sexuel, par comparaison à ceux ayant déclaré être en « bonne » santé (OR = 1,6).

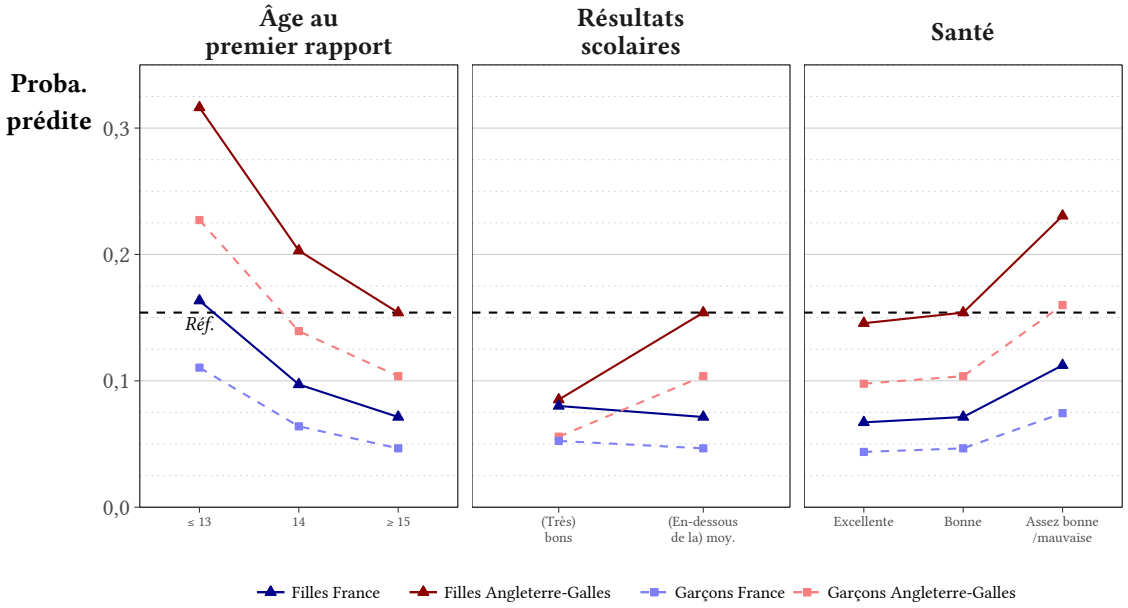
L'effet des bons résultats scolaires sur le recours à la contraception varie entre les deux pays. Aucun effet significatif n'a été repéré en France, tandis qu'en Angleterre-Galles, les adolescents ayant de bons ou très bons résultats ont une probabilité moins forte d'avoir eu un recours insuffisant à la contraception à leur dernier rapport que ceux ayant des résultats moyens ou faibles (OR = 0,5). La Figure 1.4 (p. 68) présente les probabilités prédites d'avoir eu une faible ou absence de protection contraceptive lors du dernier rapport sexuel chez les adolescents des deux pays.

Dans la Figure 1.4 sur laquelle seules les variables significatives sont représentées, nous observons que, dans ce modèle « imbriqué » (seuls les élèves ayant déjà eu un rapport sexuel figurent dans son champ), les variables portant sur l'environnement familial qui ont une incidence sur le début de la vie sexuelle, n'en ont pas du tout sur le recours à la contraception. En outre, si l'âge est un facteur significatif pour le fait d'avoir eu un rapport sexuel, c'est celui, au premier rapport sexuel, qui a l'incidence la plus forte sur le recours à la contraception[21]. Enfin, ne pas aimer l'école, facteur fortement associé au fait d'avoir eu un rapport sexuel n'est pas associé à un faible ou non-recours à la contraception lors du dernier rapport, ce qui est aussi le cas pour la variable « appréciation de vie ».

[20] Les statistiques descriptives et les résultats complets associés sont présentés en annexe (Tableaux I-12 et I-13, p. 315).

[21] Nous ne savons pas si, pour certains élèves, leur dernier rapport est aussi leur premier.

Figure 1.4 – Probabilités prédites d'avoir eu un faible ou non-recours à la contraception lors du dernier rapport sexuel



Source : HBSC 2009/10.

Champ : Élèves âgés de 15 ans en moyenne au moment de l'enquête et ayant déjà eu un rapport sexuel.

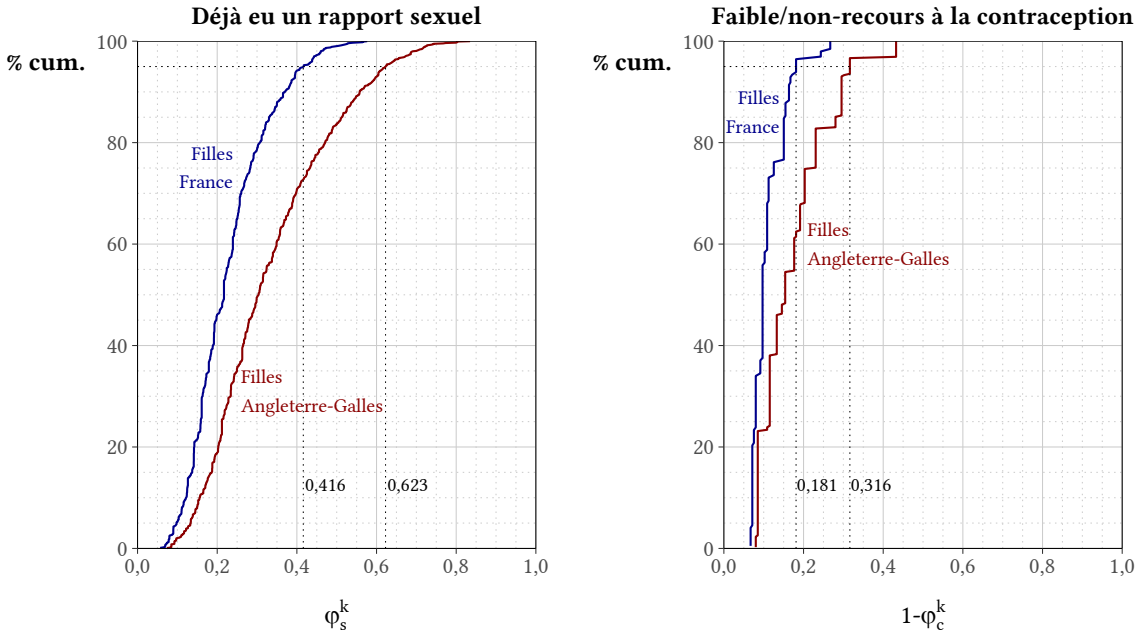
Note : La catégorie de référence correspond à une fille de 15 ans, vivant en Angleterre-Galles, ayant eu son premier rapport sexuel à l'âge de 15 ans ou plus, ayant déclaré d'être en bonne santé et ayant des résultats scolaires moyens ou en dessous de la moyenne.

1.2.4 Les filles anglaises plus probables à connaître une grossesse dans la première partie de l'adolescence

Revenons à notre notion de probabilité de connaître une maternité à l'adolescence (Φ_m^k) proposée dans notre introduction. Dans ce chapitre nous traitons une composante de cette probabilité, celle de connaître une grossesse dans la première partie de l'adolescence (φ_g^k) qui est le produit de la probabilité de commencer la vie sexuelle (φ_s^k) et celle de ne pas avoir un recours fiable à la contraception (1- φ_c^k). La Figure 1.5 (p. 69) montre la distribution de ces deux dernières probabilités selon nos modèles de régression logistique pour les adolescentes françaises et anglaises. Nous observons des distributions cumulatives divergentes, l'écart entre

les deux pays est plus important lorsque les probabilités d'avoir eu un rapport sexuel et d'avoir eu un faible ou non-recours à la contraception sont élevées. Parmi les adolescentes ayant les probabilités les plus fortes (95^{e}-100^{e} centiles), celle d'avoir eu un rapport sexuel est de 20 % plus élevée chez les anglaises (62 % contre 42 %) et celle d'avoir eu un faible ou non-recours à la contraception lors du dernier rapport est de 14 points supérieurs en pourcentages (32 % par rapport à 18 %).

Figure 1.5 – Distribution des probabilités prédites d'avoir déjà eu un rapport sexuel et d'avoir eu un faible ou non-recours à la contraception lors du dernier rapport sexuel



Source : HBSC 2009/10.

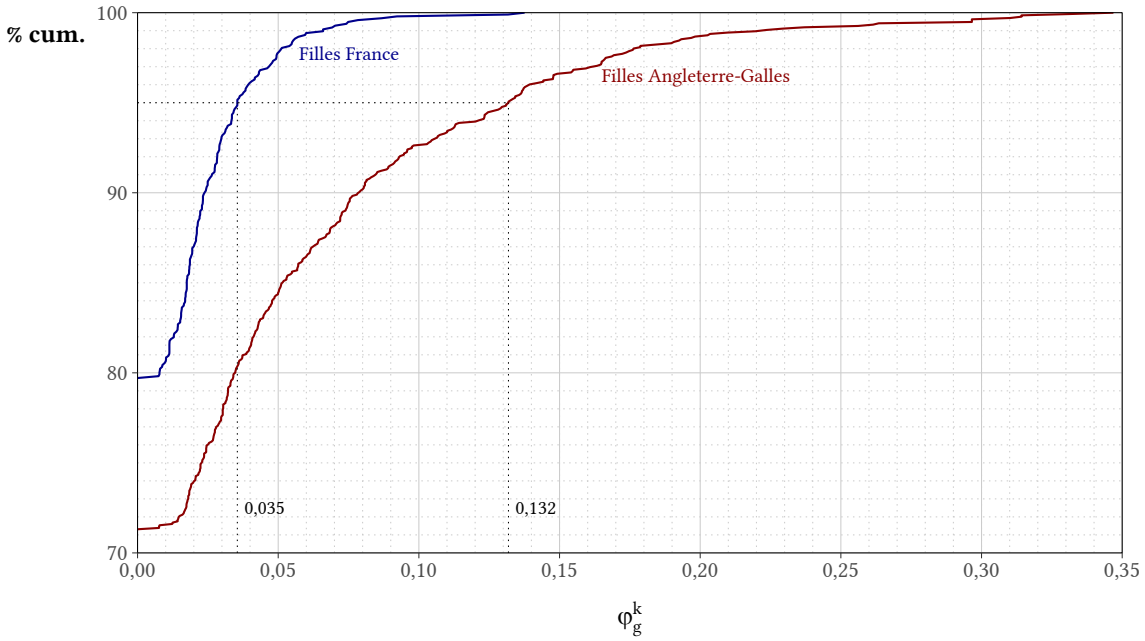
Champ : Élèves âgées de 15 ans en moyenne au moment de l'enquête (gauche) ; et ayant déjà eu un rapport sexuel (droite).

Lecture : Parmi les filles françaises, 95 % entre elles ont une probabilité d'avoir déjà un rapport sexuel égale ou inférieure à 0,416. La probabilité d'avoir eu un faible ou non-recours à la contraception lors du dernier rapport sexuel est égale ou inférieure à 0,316 pour 95 % des filles anglaises.

Selon notre principe d'analyses, multiplier ces deux probabilités permet de calculer une probabilité qui s'approche de celle de connaître une grossesse à l'adolescence. En étudiant la distribution de cette probabilité (Figure 1.6, p. 70) pour les filles françaises et anglaises, nous observons tout d'abord que la majorité de celles-ci a, dans chaque pays, une probabilité nulle

de connaître une grossesse à l'adolescence – 79,7 % en France et 71,3 % en Angleterre-Galles –, ce sont celles qui n'ont pas encore eu de rapports sexuels. Outre la plus forte proportion de filles ayant une probabilité non nulle, la probabilité maximale est presque trois fois plus élevée chez les anglaises – 34,7 % contre 13,8 % – avec une plus grande variation chez ces dernières. Les 5 % de filles les plus « à risque » de connaître une grossesse ont une probabilité plus élevée en Angleterre-Galles qu'en France (13,2 % par rapport à 3,5 %).

Figure 1.6 – Distribution des probabilités prédites de connaître une grossesse



Source : HBSC 2009/10.

Champ : Élèves âgées de 15 ans en moyenne au moment de l'enquête.

Lecture : Parmi les filles françaises, 95 % entre elles ont une probabilité d'être à risque d'une grossesse égale ou inférieure à 0,035. Cette probabilité est égale à zéro pour 79,7 % entre elles, les filles qui n'ont pas déjà eu un rapport sexuel.

Ces résultats rappellent qu'à ce premier stade de l'adolescence, la probabilité de connaître une grossesse est nulle pour la plupart des filles, car seule une partie minoritaire d'entre elles ont une activité sexuelle. Par ailleurs, si la probabilité de connaître une grossesse est faible pour la grande majoritaire de filles à cet âge (15 ans en moyenne), une minorité court un risque non négligeable de grossesse, particulièrement parmi les anglaises.

1.3 Expliquer les différents comportements sexuels des adolescent·e·s français·es et anglais·es

Qu'est-ce qui pourrait expliquer les différentes probabilités observées d'avoir déjà eu un rapport sexuel et d'avoir eu un recours « insuffisant » à la contraception ? Chaque enquête possède ses propres limites. Il est notamment impossible de repérer l'ensemble des variables pertinentes par voie d'enquête quantitative. Par exemple, nous ne savons pas si le premier rapport sexuel s'est déroulé avec une personne de même sexe, ce qui élimine tout risque de grossesse[22].

Il est possible que des différences liées aux partenaires avec qui les adolescentes ont leurs premières expériences sexuelles puissent expliquer la proportion plus importante de celles qui, en Angleterre-Galles, ont eu un rapport et des comportements contraceptifs plus à risque. Le contexte de la relation est à la fois un déterminant d'une entrée dans la sexualité et du recours à la contraception. Dans une relation amoureuse avec un partenaire plus âgé, une adolescente à une probabilité plus élevée d'entrer précocement dans la sexualité (VanOss, 2000), notamment en raison des attentes de ce dernier (VanOss, 2006). En outre, le recours à la contraception peut être influencé par un déséquilibre d'âge et d'expérience sexuelle entre les partenaires adolescents. Les filles plus jeunes et moins expérimentées que leurs partenaires, ont une probabilité plus forte de subir un rapport de domination défavorable en ce qui concerne les décisions relatives à la sexualité et se voir imposer des « choix » par leur partenaire, par exemple, le non-recours au préservatif. Un moindre recours à ce moyen contraceptif a été décrit dans des études française (Beltzer et Bajos, 2008) et américaine (Manning *et al.*, 2000) dans le cas de partenaire sexuel d'une adolescente plus âgé qu'elle. Dans le cadre de nos analyses, il est regrettable que nous ne puissions pas disposer d'informations clés comme la présence ou non d'un(e) petit(e) ami(e) (ne serait-ce qu'au moment de l'enquête) ou l'âge du/de la partenaire lors du premier rapport. Une exploitation des enquêtes rétrospectives FECOND et Natsal semblent cependant

[22] L'enquête française est la seule parmi tous les pays participants à poser une question sur le sexe du partenaire lors du premier rapport (Godeau *et al.*, 2012), mais cette variable n'est pas incluse dans la base de données mise à disposition par le centre de gestion des données HBSC.

confirmer ces hypothèses. Pour les femmes des générations 1990-1994 des deux pays, celles ayant eu un premier rapport sexuel durant l'adolescence (à 18 ans ou moins) l'ont majoritairement eu avec un partenaire plus âgé (6 femmes sur 10), dont une sur trois avec un homme âgé de plus de trois ans dans les deux pays. Parmi les adolescentes ayant eu un partenaire plus âgé d'au moins 3 ans, 14,8 % de françaises et 17,6 % d'anglaises n'ont utilisé aucun moyen de contraception lors de leur premier rapport sexuel, par comparaison respectivement à 9,3 % et 6,2 % des femmes pour qui l'écart d'âge avec leur partenaire a été moins important.

En Angleterre-Galles, nos résultats issus de l'enquête HBSC indiquent une plus grande proportion de filles que de garçons d'avoir eu un rapport sexuel, à l'inverse de la situation française. Ce résultat peut être lié à une structure d'âge relatif des deux partenaires différentes dans les deux pays, les anglaises étant plus susceptibles d'avoir un partenaire plus âgé que les françaises. Davantage d'informations portant sur la proportion d'adolescents étant « en couple », la stabilité et la durée de leurs relations, la fréquence de leur activité sexuelle (pensée comme sporadique à cette période de la vie (Santelli *et al.*, 2004)) pourraient faciliter l'explication des variations du niveau des conceptions adolescentes entre les pays.

Les facteurs de sociabilité, à la fois immédiats (influence des pairs) et, dans un champ plus large les normes et attitudes sociétales, peuvent également contribuer à expliquer une partie des différences observées entre pays et sexe quant à la probabilité d'avoir eu un rapport sexuel précoce, et d'avoir eu une couverture contraceptive insuffisante lors du dernier rapport sexuel. Les facteurs sociaux, de genre et localisation géographique influencent le comportement des jeunes à la fois consciemment et inconsciemment (Shoveller *et al.*, 2004). L'effet de ces facteurs n'est pas négligeable. Dans l'enquête Natsal, trois femmes anglaises sur dix des générations 1990-1994 ayant eu un rapport sexuel durant l'adolescence font mention de la pression des pairs comme raison pour leur premier rapport. Chez les lycéens américains, la proportion d'individus ayant des rapports sexuels au sein d'un réseau d'amis proches, ainsi que le nombre de leurs partenaires, augmente la probabilité d'avoir des rapports sexuels (Ali et Dwyer, 2011). Des entretiens qualitatifs réalisés auprès d'adolescentes australiennes soulignent chez les lycéennes le sentiment que « *tout le monde le faisait* » et qu'ainsi, le fait de ne

pas avoir eu de rapport sexuel avait pour effet de freiner l'intégration au groupe, notamment lors des conversations partagées portant sur les relations intimes (Skinner *et al.*, 2008).

Quant à l'impact des normes et des attitudes, parmi les adolescents enquêtés dans la troisième vague de l'*European Social Survey* (2006), 54,3 % des français et 43,2 % des britanniques ont jugé qu'un rapport sexuel avant l'âge de 16 ans était « trop jeune ». Cette position pourrait-elle expliquer les différentes proportions d'adolescents ayant eu un rapport sexuel dans les deux pays ? Ou au moins, le fait que les plus âgés de répondants (âgés de 16 ans) ont une probabilité plus forte d'avoir déjà eu un rapport sexuel ? Si en Angleterre-Galles, cette différence correspond à l'âge de la majorité sexuelle, il est peu probable que la loi soit un déterminant majeur du calendrier du premier rapport sexuel – nos résultats le témoignent : en France où l'âge de la majorité sexuelle est plus jeune, une moindre proportion d'adolescents a déjà eu un rapport – et que l'influence des normes sociales est plus importante. En outre, nous pouvons également nous questionner de savoir si, le fait qu'en Angleterre-Galles, les adolescents entrent au lycée à l'âge de 13 ans comparés à 15 ans en France, ne faciliterait pas une socialisation sexuelle plus précoce du fait du côtoiement de pairs plus âgés à un plus jeune âge ?

Le rôle de l'éducation sexuelle ne doit probablement pas être sous-estimé en tant que déterminant des comportements sexuels adolescents. Qu'il s'agisse des établissements scolaires ou des centres de planning familial spécifiquement conçu pour les jeunes, la promotion des moyens adaptés de contraception avec, en priorité, l'utilisation simultanée du préservatif et de la pilule contraceptive, est d'une importance primordiale, car la grande majorité des jeunes ont des rapports sexuels durant l'adolescence (Manning *et al.*, 2000), voire, comme nous l'avons mentionné, pour plus d'un quart d'entre eux, dans les deux pays, avant l'âge de 16 ans. Pour réussir, l'éducation sexuelle devrait « se focaliser » non seulement sur les connaissances techniques et les risques potentiels (grossesses non désirées, infections sexuellement transmissibles), mais aussi sur les aspects émotionnels et relationnels de la sexualité (Shoveller *et al.*, 2004). Il est aussi important de confronter les inégalités de genre dans les relations sexuelles car les filles subissent encore fortement le « double standard », celles ayant des relations sexuelles étant mal considérées par rapport aux garçons (Madkour *et al.*, 2014). Chez les adolescentes,

il existe des récits du type : « *je l'ai fait pour qu'il soit content* »[23] (Skinner *et al.*, 2008), et ce, notamment parmi celles les plus jeunes au premier rapport, mais aussi chez celles ayant des partenaires plus âgés. Ce sentiment de non-négociation reflète un déséquilibre des pouvoirs parfois présent. Les filles peuvent également subir des pressions pour accepter des rapports sexuels non protégés (Stone et Ingham, 2002).

Les filles sont également plus désavantagées par rapport à la santé, variable significative dans les deux modèles proposés. Pour les filles de chaque pays, si une excellente perception du niveau de santé est négativement associée au fait d'avoir déjà eu un rapport, et une assez bonne/mauvaise perception positivement associée à un faible/non-recours à la contraception (ce qui est également vrai pour les garçons), nous notons la très forte différence de niveau de santé perçu par les filles et les garçons dans les deux pays. Il n'y a qu'une minorité de filles (21,2 % en France et 13,3 % en Angleterre-Galles) qui la perçoivent leur santé comme excellente, significativement moins que chez les garçons (respectivement 41,1 % et 27,6 % en France et en Angleterre-Galles). De la même manière, elles déclarent plus que les garçons une perception assez bonne/mauvaise de leur santé (17,0 % contre 9,8 % en France et 29,3 % contre 19,1 % en Angleterre-Galles). Elles subissent donc une double peine par rapport à la santé genrée durant l'adolescence, et cette vulnérabilité est associée à un risque de connaître une grossesse plus élevé.

Pour permettre la mise en place de programmes d'éducation efficaces, surtout en Angleterre-Galles, les attitudes moralisatrices et conservatives parfois présentes dans la sphère politique[24] doivent être réexaminées. Des exemples de la réussite éducative peuvent être observés dans d'autres pays. Au Danemark, pour n'en citer qu'un, des services de santé sexuelle bien établis destinés aux jeunes, l'éducation sexuelle obligatoire, une contraception accessible et un climat de discussion ouverte et sans jugement de valeur ont aidé à développer des condi-

---

[23] Traduction de l'auteur.

[24] « Tory MP blames 'sex education fanatics' for rise in teen pregnancies, says it should be scrapped », *The Independent*, 21/10/2014, http://www.independent.co.uk/news/uk/politics/tory-mp-blames-sex-education-fanatics-for-rise-in-teen-pregnancies-says-it-should-be-scrapped-9809043.html?origin=internalSearch.

tions de sorte que 95 % des adolescents ont eu recours à la contraception lors de leur dernier rapport (Wielandt *et al.*, 2002). Cependant, même avec des programmes d'éducation adaptés, le défi d'atteindre les adolescents les plus à risque sera toujours persistant (Magnusson, 2001).

1.4 Synthèse du Chapitre 1

Les résultats de l'exploitation de l'étude HBSC sont révélateurs à la fois d'une plus grande proportion d'adolescentes ayant déjà eu un rapport sexuel et une part plus importante parmi celles-ci d'avoir eu un recours à la contraception insuffisant lors de leur dernier rapport sexuel en Angleterre-Galles. Les anglaises de 15 ans sont plus nombreuses à avoir eu un rapport sexuel que les françaises (33,8 % contre 22,9 %) et aussi par rapport aux garçons anglais (33,8 % contre 27,4 %). Les anglaises sont également plus nombreuses que les françaises à avoir eu un faible niveau (voire aucun niveau) de protection contraceptive lors du dernier rapport sexuel, respectivement 17,0 % et 11,7 %. Dans les deux pays, le niveau de protection est plus faible chez les filles que chez les garçons.

Les comportements sexuels adolescents sont soumis aux influences de l'environnement familial et scolaire, ainsi qu'à celles de facteurs individuels tels que la santé et le bien-être. Dans les deux pays concernés, les filles et les garçons ne vivant pas avec leurs deux parents sont plus à risque d'avoir eu un rapport sexuel, la probabilité d'en avoir eu étant la plus élevée chez ceux vivant dans une famille recomposée. Des résultats scolaires moyens ou en dessous de la moyenne sont également associés à une entrée précoce dans la sexualité et un recours insuffisant à la contraception au début de l'adolescence. Au contraire de nos hypothèses, ce sont les adolescents issus de familles socioéconomiquement favorisées qui ont été plus probables d'avoir déjà eu un rapport sexuel, par comparaison à ceux issus de familles à niveau socioéconomique moyen ou faible. L'appréciation de l'école semble avoir une influence plus importante en Angleterre-Galles, un gradient net étant observé entre la façon dont l'école est perçue et la probabilité d'avoir connu un premier rapport sexuel. Ce lien est moins étroit chez les adolescents français bien que ceux n'aimant pas l'école déclarent plus fréquemment avoir eu un rapport sexuel qu'en Angleterre-Galles. Dans les deux pays, les filles et les garçons

ayant eu très précocement leur premier rapport sexuel, âgé de 13 ans ou moins, ont une probabilité plus forte d'avoir eu un faible niveau de protection contraceptive ou un rapport non protégé lors du dernier rapport sexuel. Malgré les différences observées entre les deux pays, des influences spécifiques propres à chaque pays sont rares.

Le premier rapport sexuel est une étape dans le développement durant l'adolescence et la plupart des adolescents ont un recours adéquat à la contraception afin d'éviter les grossesses non désirées et la transmission d'infections sexuellement transmissibles. Pourtant une minorité reste à risque : ce sont des adolescents sexuellement actifs, mais ayant un recours insuffisant à la contraception. Les filles appartenant à cette minorité s'exposent au risque d'une grossesse à l'adolescence et sont celles qui sont principalement ciblées par les politiques publiques.

Les recherches dans le domaine des relations sexuelles et affectives des adolescents doivent être approfondies afin d'aider à mieux comprendre et expliquer les différents niveaux de conceptions à l'adolescence.

Chapitre 2

L'impact des comportements sexuels et contraceptifs sur les conceptions à l'adolescence

Dans le Chapitre 1, nous avons vu que, dès les premières années de l'adolescence, il existe déjà des comportements sexuels et contraceptifs différents entre les adolescentes françaises et anglaises. Dans ce chapitre, nous cherchons à savoir si ces comportements sont responsables des taux de conceptions à l'adolescence qui, dans les deux pays, sont de niveaux très différents. Dans l'affirmative, quelle serait leur contribution à cet écart de niveaux, et si ces comportements changeaient, quel impact auraient-ils sur les taux de conception ? Afin de répondre à ces questions, entre autres, nous procédons par une microsimulation des conceptions à l'adolescence durant ces vingt dernières années qui modélise des facteurs biologiques et comportementaux. Le modèle de microsimulation développé dans ce chapitre est appelé « TRIADOCON » (*Tri-national adolescent conceptions*)[25].

[25] La majeure partie des travaux effectués dans ce chapitre a été réalisée lors d'un séjour de recherche au sein de la *School of Demography* à l'*Australian National University*. Ce séjour a été possible grâce à mon accueil par la Dr Ann Evans et un financement par le dispositif mobilité doctorale d'iPOPs, géré par l'Ined. Le modèle de simulation présenté dans ce chapitre s'applique également au contexte australien. Si ce chapitre ne se concentre que sur les contextes français et anglais, les résultats préliminaires ont fait l'objet d'une communication au *Population Association of America 2017 Annual Meeting* : « *Explaining Differing Levels of Adolescent Conceptions in Industrialized Countries Using a Tri-National Microsimulation (UK, France and Australia)* » (Tomkinson, 2017).

2.1 L'outil de la microsimulation

La microsimulation est une technique qui permet de simuler théoriquement la vie des individus. Elle « *nous aide à comprendre l'effet de différents processus et changements de processus* » sur un phénomène d'intérêt (Spielauer, 2011 : 11)[26]. Parfois appelées des modèles « Monte-Carlo », les microsimulations s'appuient sur une approche stochastique. Elles simulent des processus à travers lesquels les individus connaissent des évènements basés sur des distributions de probabilité réelles ou hypothétiques (Bracher *et al.*, 2003). Ces processus comprennent une série des jonctions décisionnelles, où un individu connaît un évènement si un nombre aléatoire généré par le programme est inférieur ou égal à la probabilité de le connaître, spécifiée dans le modèle (Bracher *et al.*, 2003). L'un des avantages forts de la microsimulation est la possibilité de tester l'application des hypothèses à une population, mais aussi à en voir les résultats. Elle permet aussi de mener des expériences impossibles dans la réalité.

En démographie, les méthodes de microsimulation ont été développées dans les années 60 pour simuler la fécondité (Hyrenius et Adolffson, 1964), et étudier, entre autres, les effets du mariage, du recours à la contraception et des fausses couches sur le niveau de fécondité (Ridley et Sheps, 1966), et la variance dans la taille des familles (Bodmer et Jacquard, 1968). Aujourd'hui, compte tenu des avancées technologiques ainsi que du développement des logiciels spécifiques pour son implémentation, l'usage de la microsimulation est très répandu en démographie (Martel *et al.*, 2011).

Dans le champ qui est le nôtre, Santow et Bracher (1999) ont précédemment mis en œuvre une microsimulation, afin d'expliquer la tendance observée d'une chute de la fécondité adolescente en Suède entre la fin des années 60 et le début des années 80. Ils ont étudié la contribution de l'avortement et de la contraception à cette baisse de fécondité. Ne connaissant pas la part de conceptions aboutissant à une IVG, ni les méthodes de contraception utilisées par les adolescentes, ni celle de la fréquence de leur activité sexuelle, ils ont proposé une série de plus de 100 simulations basées sur des combinaisons de scénarios différents qui faisait varier ces éléments par incrémentations successives. Les résultats de ces simulations ont ensuite été

[26] Traduction de l'auteur.

comparés à l'évolution du taux de fécondité observé, afin de formuler des hypothèses sur les explications les plus plausibles pour expliquer la baisse de fécondité adolescente.

Par ailleurs, Diamond-Smith *et al.* (2014) utilisent une microsimulation d'usage de la contraception en France pour tester différents scénarios, afin de diminuer le nombre de grossesses non désirées chez les femmes de tout âge. Ils ont modélisé les effets de trois scénarios de différents changements de comportements contraceptifs sur le pourcentage de grossesses non désirées : le premier, si les femmes avaient un usage plus efficace de la pilule contraceptive et du préservatif ; le deuxième, si les utilisatrices de la pilule changeaient moins de cette méthode vers un moyen moins efficace ; et le dernier, si les femmes changeaient plus vers un moyen plus efficace (le stérilet). Ces auteurs ont montré que le premier scénario était celui qui entraînait la plus forte baisse (-7 %) dans la proportion des grossesses non désirées.

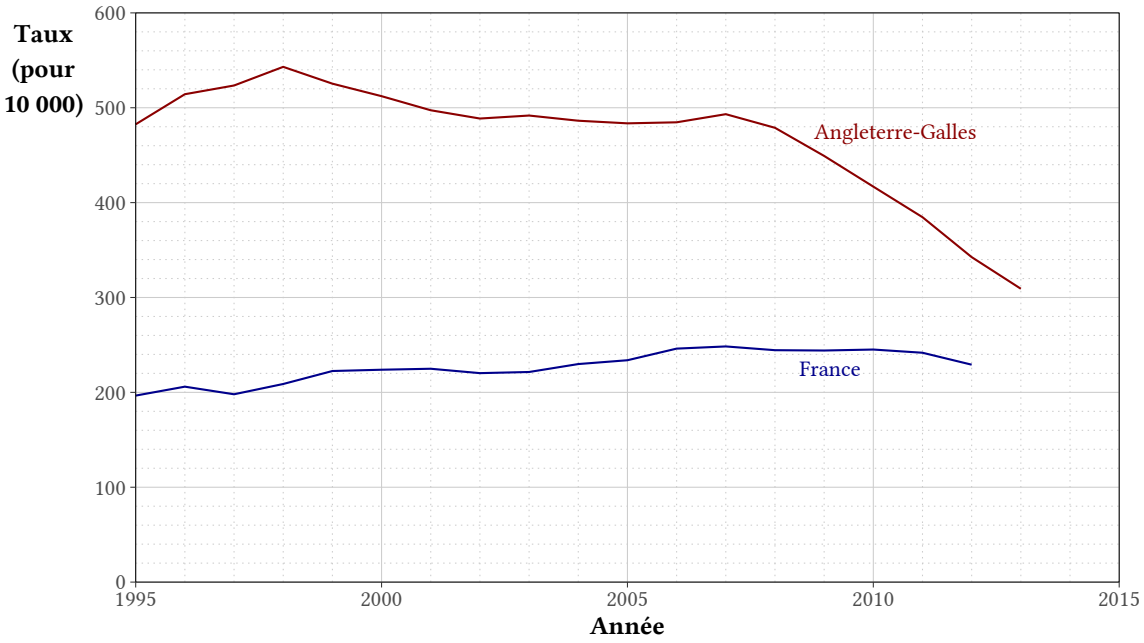
2.2 Le taux de conceptions à l'adolescence

Le taux de conception est le rapport entre le nombre de naissances vivantes et d'IVG à un âge donné (numérateur), et la population féminine de ce même âge (dénominateur). Cet indicateur n'est pas corrélé au taux de fécondité, car la proportion de grossesses qui aboutissent à une IVG peut varier largement entre deux populations, comme c'est le cas entre les adolescentes françaises et anglaises mais aussi d'autres pays (Kafé et Brouard, 2000 ; Pison, 2012).

La Figure 2.1 (p. 80) montre l'évolution des taux de conception à l'adolescence dans les deux pays depuis 1995. Sur la période concernée, nous constatons que ce taux est largement supérieur en Angleterre-Galles, qui a maintenu un niveau de 500 conceptions pour dix mille adolescentes pendant plus d'une décennie avant de baisser rapidement depuis 2007. En France, par comparaison, le taux de conception à l'adolescence a augmenté, en passant de 205 conceptions en 1995 à 229 conceptions pour dix mille adolescentes en 2012. Ce taux a donc été plus de deux fois plus élevé en Angleterre-Galles qu'en France sur la majeure partie de la période avec un rapport maximal de 2,6 en 1997. La baisse en Angleterre-Galles combinée à l'augmentation

constante observée en France a fait que le rapport a diminué à 1,5 en 2012, écart qui reste relativement important.

Figure 2.1 – Évolution du taux de conceptions à l'adolescence, 1995-2015



Sources : Insee, Mazuy et al. (2014), ONS, DH.

Note : Le calcul du taux de conception d'une année a nécessité le nombre d'IVG de l'année a et le nombre de naissances de l'année a+2 (cf. Annexe I-A, p. 316). Les dernières années pour lesquelles il est possible de calculer ces taux sont 2012 pour la France (dernière année pour laquelle les données portant sur les IVG sont disponibles) et 2013 pour l'Angleterre-Galles (2015 est la dernière année pour laquelle les données portant sur les naissances sont disponibles).

Quelles peuvent être les raisons de cet écart ? Le Tableau 2.1 (p. 81) suggère que la raison principale de l'écart observé est à rechercher dans les différents comportements sexuels et surtout contraceptifs des adolescents des deux pays. Les jeunes femmes anglaises sont plus nombreuses à avoir eu leur premier rapport sexuel durant l'adolescence, mais aussi à avoir eu un moindre recours à la contraception lors de ce premier rapport. Au fil des générations, la proportion d'adolescentes ayant eu des rapports sexuels augmente au même rythme dans les deux pays, tout en maintenant l'écart qui existait entre eux. Quant au recours à la contraception lors du premier rapport sexuel, nous constatons une augmentation générale en France : une plus grande utilisation du préservatif, de la pilule et de la combinaison des deux, ainsi qu'une réduction importante de la proportion des premiers rapports non protégés. En Angleterre-Galles,

seule une progression est observée en ce qui concerne l'utilisation du préservatif, l'usage de la pilule ou d'une double protection n'ayant guère changé. La part des premiers rapports sexuels où aucun moyen de contraception n'a été utilisé reste également inchangée, ce qui pose question en vue de la progression de l'usage du préservatif.

Tableau 2.1 – Proportion des femmes ayant eu un rapport sexuel durant l'adolescence et moyens de contraception utilisés lors de ce premier rapport – générations 1975-1989

Pays	Générations	Proportion ayant eu un premier rapport avant 19 ans	Contraception utilisée lors du premier rapport (%)			
			Préservatif	Pilule	Préservatif et pilule	Aucun moyen
France	1975-1979	69,1	78,9	24,1	15,5	10,1
	1980-1984	69,0	82,5	37,6	32,7	10,9
	1985-1989	73,1	91,4	34,6	31,2	3,8
Angleterre-Galles	1975-1979	75,4	70,0	28,9	17,0	14,0
	1980-1984	75,6	76,0	26,9	19,6	15,4
	1985-1989	78,2	78,4	26,7	19,8	13,3

Sources : FECOND, COCON, Natsal.

Note : Les moyens de contraception utilisés lors du premier rapport ne concernent que les premiers rapports ayant lieu à 18 ans ou moins. L'usage de moyens contraceptifs préservatif et pilule se réfère à des usages non exclusifs, raison pour laquelle les pourcentages ne se somment pas à 100 %.

La couverture contraceptive lors du premier rapport sexuel étant un bon indicateur des pratiques contraceptives adoptées ultérieurement (Beltzer *et al.*, 2011), les probabilités contribuant aux conceptions à l'adolescence que nous avons décrites dans notre introduction – la probabilité qu'une femme commence sa vie sexuelle (Φ_s^k) et la probabilité qu'une femme ait recours à un moyen de contraception (Φ_c^k) – sont telles que les différences observées entre les niveaux de taux de conceptions à l'adolescence ne sont pas surprenantes.

Notre question de recherche dans ce chapitre est donc de décomposer l'écart entre les deux séries de taux de conception et de quantifier l'impact des comportements sexuels et contraceptifs. Nous tentons d'y répondre par une série de microsimulations des conceptions à l'adolescence. Lorsque les effets sont quantifiés, nous testerons l'impact de certains scénarios tel que celui d'un recours plus important à la contraception lors des premières relations sexuelles.

2.3 Principes généraux du modèle TRIADOCON

La mise en œuvre d'une microsimulation des conceptions à l'adolescence nécessite la simulation des vies des femmes à travers leur adolescence en tenant compte des déterminants à la fois biologiques et comportementaux de la conception. Nous décrivons par la suite les éléments inclus dans les modèles et la méthodologie de leur mise en œuvre.

2.3.1 Les facteurs comportementaux

Pour la plupart des femmes, la vie sexuelle démarre durant l'adolescence (*cf.* Tableau 2.1). Cette entrée dans la sexualité peut s'accompagner (ou pas) par d'autres relations intimes par la suite. Parallèlement à l'activité sexuelle, les comportements contraceptifs (utilisation ou non lors des rapports sexuels ; type de moyens contraceptifs utilisés ; maîtrise et constance de leur usage) déterminent la probabilité de connaître une grossesse. L'activité sexuelle et les comportements contraceptifs vont varier en fonction des sous-catégories d'adolescentes et déterminer ainsi la diversité des comportements durant l'adolescence. Des exemples récents de la simulation des comportements sexuels incluent l'utilisation des microsimulations pour étudier la transmission du VIH dans des contextes africains (Morris et Kretzschmar, 2000 ; Bracher *et al.*, 2003 ; Johnson *et al.*, 2009).

2.3.2 Les facteurs biologiques

Être en capacité physiologique de concevoir nécessite d'avoir connu la ménarche et ne pas être stérile. En addition de la simulation de ces deux moments, il faut tenir compte des facteurs biologiques de la conception elle-même. Pour concevoir lors d'un cycle menstruel, un ovule doit tout d'abord être émis, probabilité qui varie en fonction de l'âge chronologique et gynécologique de la femme et de la fertilité individuelle. Ensuite, dans le cas d'un rapport non protégé ou d'un échec contraceptif, la probabilité de fécondation varie selon le jour du rapport dans le cycle, et selon les caractéristiques des spermatozoïdes. Enfin, pour que la fécondation aboutisse à une conception reconnaissable, il faut tenir compte de la probabilité de survie du

conceptus[27] pendant les deux premières semaines suivant la fécondation. La durée des cycles et, par conséquent, le nombre de cycles dans une année varient en fonction du temps écoulé depuis les premières règles. La modélisation des facteurs biologiques associés à la fécondité est robuste dans l'analyse démographique (Henry, 1957 ; Leridon, 1977). Quant à la microsimulation, des éléments biologiques liés aux grossesses figurent dans les modèles récents qui visent à quantifier respectivement le niveau d'infanticide et d'avortement au Japon du 17e au 19e siècle (Drixler, 2015), et le rôle de facteurs involontaires dans la non-réalisation de fécondité désirée (Carioli et Devolder, 2016).

2.3.3 Les sources mobilisées

Les enquêtes FECOND (Enquête Fécondité – Contraception – Dysfonctions sexuelles) et Natsal (*National Survey of Sexual Attitudes and Lifestyles*) sont les sources sur lesquelles s'appuie notre modèle de microsimulation. Conduite en France métropolitaine en 2010 par l'Inserm et l'Ined, l'enquête FECOND aborde la santé sexuelle et reproductive (Bajos *et al.*, 2014). Représentative de la population au niveau national, elle comporte un module sur le premier rapport sexuel, y compris le contexte dans lequel il a eu lieu ainsi que le recours à la contraception. Nous avons exploité les réponses de plus de 2 200 femmes nées entre 1975 et 1991, et notamment de 1 018 d'entre elles nées à partir de 1980[28] et ayant eu un premier rapport sexuel avant l'âge de 19 ans.

La troisième édition de l'enquête Natsal a été menée au Royaume-Uni entre septembre 2010 et août 2012 et a porté sur plus de 15 000 hommes et femmes (Erens *et al.*, 2014). Parmi les thèmes abordés par cette enquête, on compte une partie relative aux premières expériences

[27] Terme employé de manière globale (il n'existe pas de consensus sur le vocabulaire) pour définir le produit d'une conception (La Rochebrochard, 2000).

[28] Seules les femmes âgées de 29 ans ou moins (âge atteint dans l'année de l'enquête) ont été enquêtées sur leur premier rapport sexuel.

sexuelles. Nos exploitations portent sur 4 663 femmes nées entre 1975 et 1994, dont 3 484 à avoir eu un premier rapport sexuel avant leur 19^{e} anniversaire[29].

Dans les enquêtes FECOND et Natsal, nous ne disposons pas de l'histoire complète des relations vécues par les femmes. Afin de pallier ce déficit d'informations clés manquantes, nous utilisons les données américaines, issues de l'enquête *National Longitudinal Study of Adolescent to Adult Health* (Add Health). Add Health est le suivi longitudinal d'un échantillon d'adolescents âgés de 12 à 18 ans (générations 1976-1982) au cours de l'année scolaire 1994-1995. Représentatifs au niveau national, les enquêtés ont été suivis au cours de quatre vagues situées respectivement 2, 7 et 14 ans après la première enquête. Nous nous servons des données issues de la troisième vague de l'enquête qui s'est déroulée en 2001-2002 au moment où la grande majorité des répondants ont achevé leur adolescence (ils sont âgés de 18 à 26 ans au moment de l'enquête). De façon plus précise, nous utilisons la table de relations qui donne un historique des relations sexuelles vécues par les enquêtés avec la date de début et de fin de chacune de leurs relations. Cette méthodologie implique l'hypothèse que les relations des adolescentes françaises et anglaises ne se distinguent pas de façon significative de celles de leurs homologues américaines. La population retenue pour établir nos hypothèses comprend des femmes nées aux États-Unis, hors de celles d'origine hispanique qui ont des comportements sexuels spécifiques plus éloignés de ceux des populations française et anglaise.

2.3.4 Population d'étude

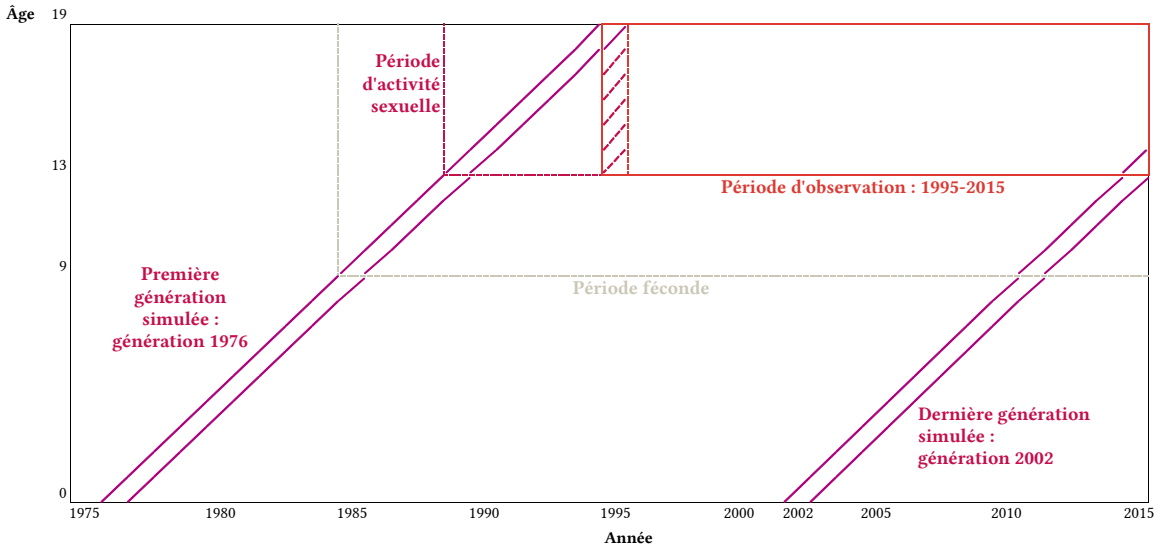
La période étudiée est celle comprise entre les années 1995 et 2015, période au cours de laquelle 27 générations de femmes – les générations 1976 à 2002 – ont parcouru le temps de l'adolescence (Figure 2.2, p. 85).

La mesure du taux annuel de conceptions à l'adolescence repose sur les comportements cumulés de sept générations. Étant donné que les taux de conceptions varient fortement avec l'âge durant l'adolescence, il est important de tenir compte du poids relatif des générations car, à taux constant par âge, le taux annuel de conceptions varie en fonction du poids des

[29] Dans les deux enquêtes, seules les femmes ayant déclaré un premier rapport non forcé ont été retenues.

générations : il augmente si le poids des générations qui atteint 19 et 18 ans dans l'année est relativement élevé, et diminue si ce poids et relativement faible. Nous avons donc simulé les générations de femmes en fonction de leur taille réelle. Notre simulation est réalisée sur la base d'une génération de 50 000 femmes nées en 1997, les effectifs des autres générations ont été simulés pour conserver leur taille relative à cette génération[30]. En outre, nous avons simulé la distribution mensuelle des naissances réelles au sein de chaque génération afin d'éviter l'introduction de biais.

Figure 2.2 – Lexis diagramme des générations simulées et période d'observation



Note : Les périodes féconde et d'activité sexuelle indiquent les périodes maximales. Le plus tôt qu'une femme peut connaître la ménarche est à l'âge de 9 ans exact, le plus tôt qu'une femme peut avoir un rapport sexuel est à l'âge de 13 ans exact. Dans la simulation, ces périodes varient d'une femme à l'autre.

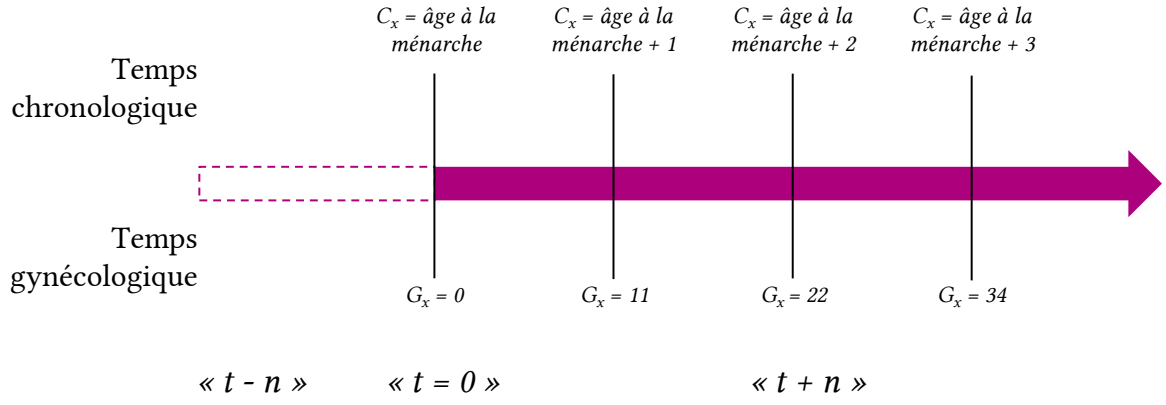
2.3.5 Deux échelles de temps

Les facteurs comportementaux et les facteurs biologiques varient dans le temps, mais sur deux échelles différentes. Les facteurs comportementaux vont être simulés sur une échelle chronologique (temps écoulé depuis la naissance) tandis que les facteurs biologiques le sont sur une échelle de temps gynécologique (temps écoulé depuis la ménarche). Cette dernière, dont

[30] Les effectifs réels et simulés sont donnés en Annexe I-14 (p. 318). Les effectifs pouvant être simulés ont été fortement limités par la puissance de calcul de l'ordinateur utilisé pour effectuer les microsimulations.

l'unité est le cycle menstruel, est l'unité retenue pour la microsimulation, à laquelle une mise en relation avec le temps chronologique sera effectuée au début de chaque cycle. Concrètement, le temps « *t = 0* » de la microsimulation est celui du début du premier cycle menstruel et « *t – n* » et « *t + n* », le temps, respectivement *n* cycles avant et après la ménarche (Figure 2.3). Pendant les deux premières années suivant la ménarche, chaque adolescente aura 11 cycles par année, 12 cycles par an entre 2 et 8 ans après la ménarche et 13 cycles par an à partir de 8 ans en âge gynécologique[31].

Figure 2.3 – Schéma des deux échelles de temps de la microsimulation - temps chronologique et temps gynécologique



Notes : C_x = âge chronologique ; G_x = âge gynécologique (en cycles menstruels révolus).

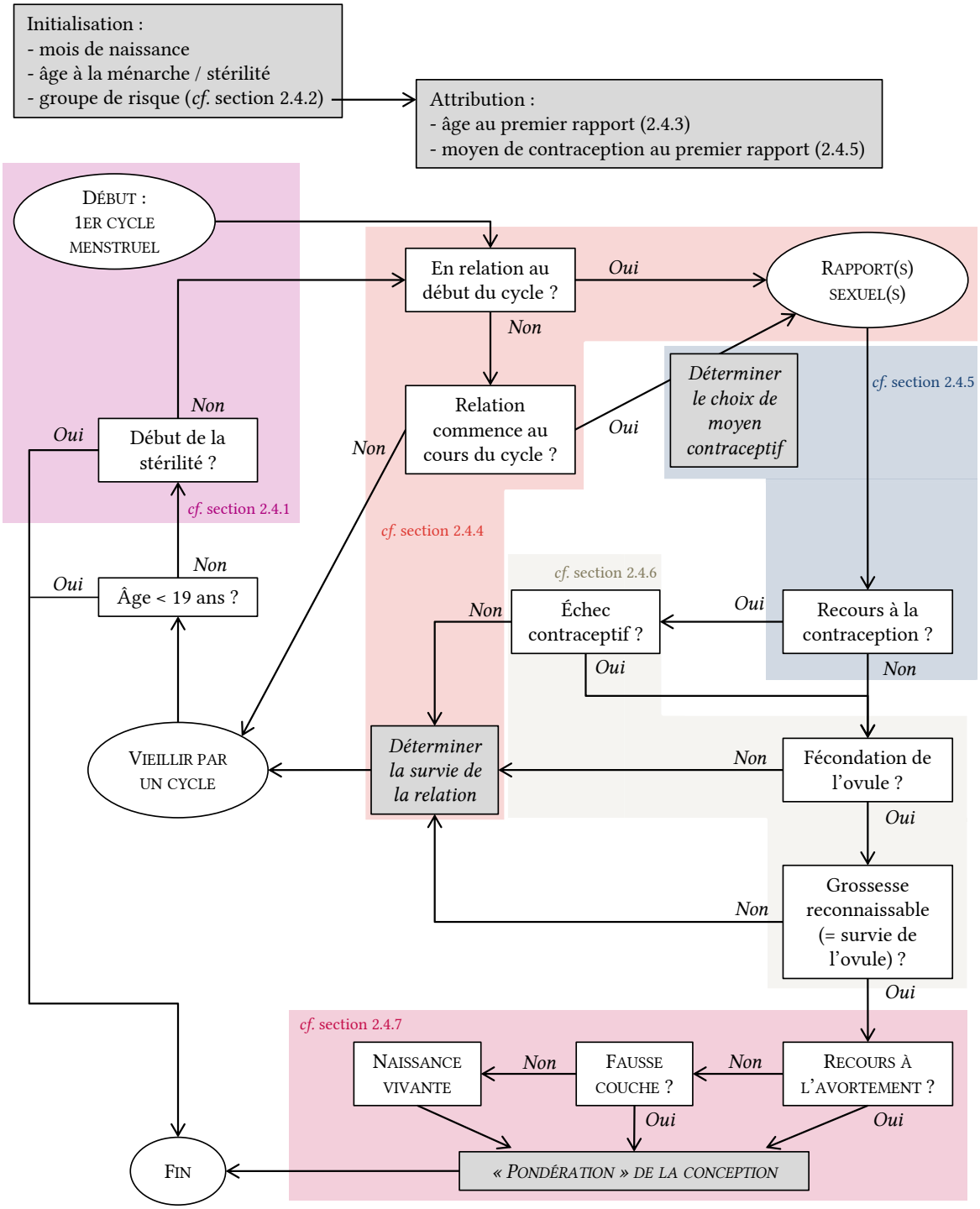
2.3.6 Vue d'ensemble du modèle TRIADOCON

La Figure 2.4 (p. 87) donne une vue d'ensemble des processus simulés dans le modèle TRIADOCON. Après la création des femmes virtuelles à partir desquelles nous simulons leur adolescence, elles sont attribuées à un mois de naissance, à des caractéristiques biologiques (l'âge auquel elles connaîtront la ménarche et la stérilité), et rattachées à un groupe de risque. C'est selon ce groupe dit de « risque » qu'est décidé par la suite à quel âge elles vont avoir leur

[31] Le nombre de cycles par année selon âge gynécologique a été calculé à partir de la durée médiane des cycles menstruels selon âge gynécologique proposée par Treloar *et al.* (1967 : 99).

premier rapport sexuel et quel est le moyen de contraception auquel elles auront recours à ce moment-là.

Figure 2.4 – Schéma du modèle TRIADOCON



C'est à partir du premier cycle menstruel et jusqu'à la fin de l'adolescence, le début de la stérilité ou une première conception que, lors de chaque cycle menstruel, est simulé un

nombre de processus interagissant entre eux. La méthodologie utilisée est exposée en détail dans la section 2.4.

2.4 Méthode du modèle TRIADOCON

2.4.1 La fertilité

Être en capacité biologiquement de concevoir est le produit du fait d'avoir connu la ménarche et ne pas avoir connu la stérilité définitive. Pour simuler l'entrée dans la ménarche, ce que la quasi-totalité des femmes connaîtra durant l'adolescence, nous modélisons une distribution d'entrée à partir de la table de ménarche des femmes françaises des générations 1975-1978 (La Rochebrochard, 2000) (Tableau 2.2). L'utilisation de cette table comme référence repose sur deux hypothèses : (i) que la distribution d'entrée dans la ménarche ne varie pas entre les deux pays ; et (ii) que la distribution des premières règles reste constante au cours des générations suivantes. L'environnement, notamment l'influence de la nutrition étant l'un des facteurs non génétiques expliquant le moment de la ménarche (Gluckman et Hanson, 2006), l'âge médian de cet événement est comparable parmi les populations occidentales, et est de 13 ans (Leridon, 2002). Quant à la deuxième hypothèse, si dans tous les pays occidentaux l'âge moyen aux premières règles a rajeuni dans le temps, cet âge est stable depuis les générations nées au milieu du siècle (Morris *et al.*, 2011).

Tableau 2.2 – Table de ménarche (pour mille femmes)

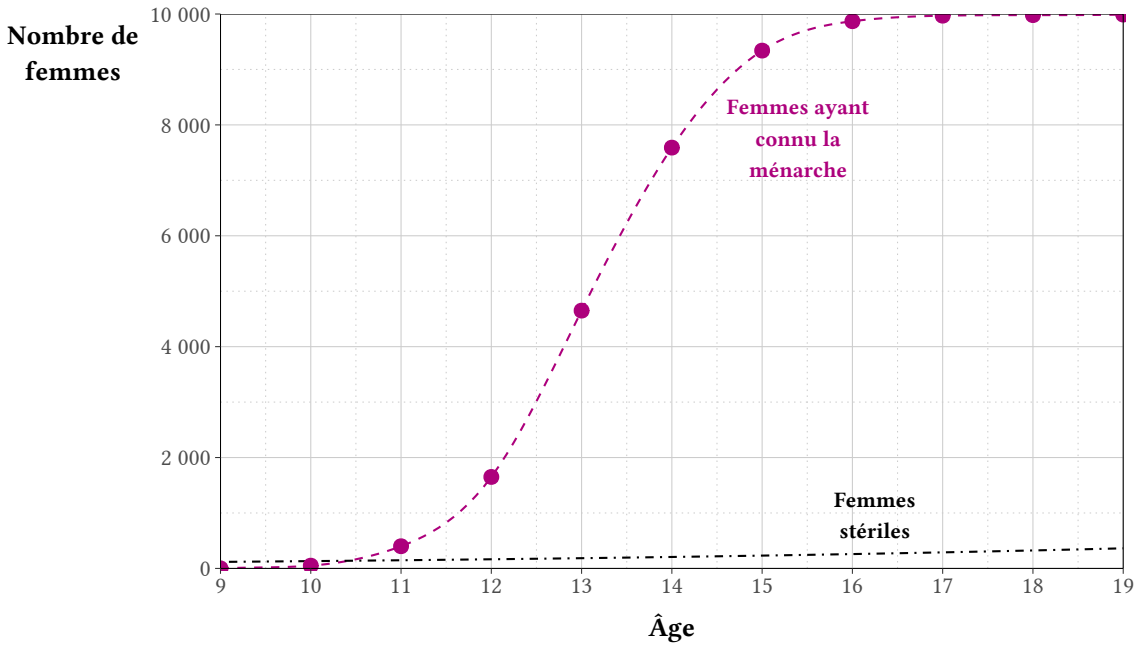
Âge exact (x)	Premières règles (x ; x+1)	Âge exact (x)	Premières règles (x ; x+1)
9	5	15	53
10	35	16	10
11	125	17	1
12	300	18	1
13	295	19	-
14	175		

Source : La Rochebrochard (2000 : 212).

Champ : Femmes françaises âgées de 15 à 18 ans en 1994 enquêtées dans l'« Analyse du Comportement Sexuel des Jeunes ».

Si la proportion de femmes ayant eu leurs premières règles à chaque anniversaire est connue, l'âge exact (en années et mois) auquel l'entrée dans la ménarche intervient doit être estimé. Pour estimer la distribution exacte des entrées dans la ménarche, nous avons interpolé les entrées cumulatives dans la ménarche en attachant une spline cubique et monotone[32] aux points de la table de ménarche. La distribution qui en résulte est donnée dans la Figure 2.5.

Figure 2.5 – Distributions (pour 10 000 femmes) de la ménarche et de la stérilité



Sources : La Rochebrochard (2000 : 212), Leridon (1977).

La stérilité marque la fin de la vie féconde. La proportion de femmes stériles à l'âge x (p_x) est décrite par une loi exponentielle (Leridon, 1977) qui s'écrit :

$$p_x = 0,427\mathrm{e}^{0,1126x}$$

Aux âges concernés par notre microsimulation, 1,85 % des femmes sont déjà stériles à leur 13e anniversaire et cette proportion atteint 3,63 % au 19e anniversaire (Figure 2.5). Si certaines des femmes simulées sont stériles lors de leur adolescence, nous faisons l'hypothèse que cet état est inconnu auprès de ces femmes – la connaissance de la stérilité arrivant pour la plupart d'entre elles à la suite des tentatives inabouties à concevoir. Cette hypothèse impacte les taux

[32] Avec la R fonction *splinefun*.

d'échecs de contraception. Si ces taux sont calculés sur les femmes biologiquement capables de connaître une grossesse, les adolescentes stériles sont incluses dans le dénominateur, car leur infertilité n'est ni connue ni supposée. Les taux d'échecs contraceptifs durant l'adolescence sont donc sujets à un biais qui résulte d'une sous-estimation des taux d'échec car ils incluent la population dans son ensemble et pas les seules femmes non stériles.

2.4.2 Une notion de populations à « risque » différentiel

Dans toute microsimulation, l'objectif est de ne pas simuler tous les agents sous les mêmes conditions. La simulation TRIADOCON simule l'adolescence de sous-populations de femmes définies par des informations relatives à leur premier rapport sexuel et se rapproche d'une notion de « risque » de connaître une conception durant l'adolescence. Nous définissons ces sous-populations par l'intermédiaire d'analyses de correspondances multiples (ACM). Ces sous-populations sont spécifiques à chaque pays.

Les enquêtes FECOND et Natsal fournissent des informations sur le contexte dans lequel le premier rapport sexuel a eu lieu et nous posons l'hypothèse que ce contexte est un bon indicateur des comportements sexuels et contraceptifs durant l'adolescence. Pour les femmes françaises et anglaises enquêtées ayant eu leur premier rapport sexuel avant l'âge de 19 ans, nous retenons cinq variables relatives au contexte dans lequel leur premier rapport a eu lieu.

Trois variables sont communes aux deux enquêtes. La première est l'âge au premier rapport sexuel. Cette variable quantitative discrète varie de 13 à 18 ans avec une réponse modale de 17 ans en France (30,9 % des enquêtées) et 16 ans en Angleterre-Galles (31,2 %). La deuxième est l'âge du partenaire masculin lors du premier rapport. Du croisement de ces deux variables nous obtenons un indicateur de l'écart d'âge entre les partenaires au premier rapport sexuel en six catégoriques : « Femme plus âgée », « Même âge », « Homme 1 an plus âgé », « Homme 2 ans plus âgé », « Homme 3-4 ans plus âgé » et « Homme 5+ ans plus âgé ». Quel que soit le pays, la majorité des enquêtées ont eu leur premier rapport avec un partenaire plus âgé (respectivement 71,6 % et 63,0 % d'entre elles en France et en Angleterre-Galles). La troisième variable commune est celle du recours à la contraception lors du premier rapport, dont les modalités ont

été regroupées en quatre catégories communes aux deux pays : « Double protection » (préservatif couplé à la pilule), « Préservatif », « Pilule » et « Aucun/seule contraception d'urgence » auxquelles a été rajoutée la catégorie « Autre/retrait » pour les anglaises. La réponse modale a été « Préservatif » dans chacun des pays (respectivement 50,9 % des réponses françaises et 58,7 % des réponses anglaises).

Deux variables, spécifiques à chaque pays, décrivent la durée de la relation entre les partenaires dans laquelle le premier rapport sexuel a eu lieu. Ces variables diffèrent dans leur mesure. En Angleterre-Galles, cette mesure est rétrospective ; nous savons pendant combien de temps *avant* le premier rapport la femme a connu son partenaire. En revanche, en France nous disposons d'une mesure « prospective » ; celle de la durée de la relation *après* le premier rapport sexuel a eu lieu. Nous mesurons donc la « stabilité » de la relation dans laquelle le premier rapport sexuel s'est inscrit de deux manières différentes. Ces deux variables se distinguent également par le fait que la variable française mesure un temps continu tandis que l'anglaise est catégorielle et assez subjective (ex. « *On se connaissait depuis quelque temps* »). En France, à cette variable relative à la relation nous ajoutons une variable ordonnée en quatre catégories sur la présence/absence de sentiments envers son partenaire au moment du premier rapport : « Très amoureuse », « Plutôt amoureuse », « Pas vraiment amoureuse », « Pas du tout amoureuse ». La dernière variable mobilisée chez les anglaises concerne la raison pour laquelle le premier rapport sexuel a eu lieu dont les modalités de réponse ont été regroupées en quatre items : « Consommation d'alcool et/ou de la drogue », « Pression du groupe », « Ambivalente/autre » et « Suite de la relation ».

D'après les ACM s'appuyant sur ces cinq variables actives pour chacun des pays[33], nous avons établi cinq groupes de « risque » de connaître une grossesse durant l'adolescence. En plus de ces cinq groupes existe un groupe « 0 » composé des femmes qui n'ont pas eu de rapport sexuel pendant leur adolescence et ne courent donc aucun risque de connaître une grossesse.

[33] Les résultats détaillés des ACM sont présentés en annexe I-C (p. 321).

Les groupes de risque des femmes françaises

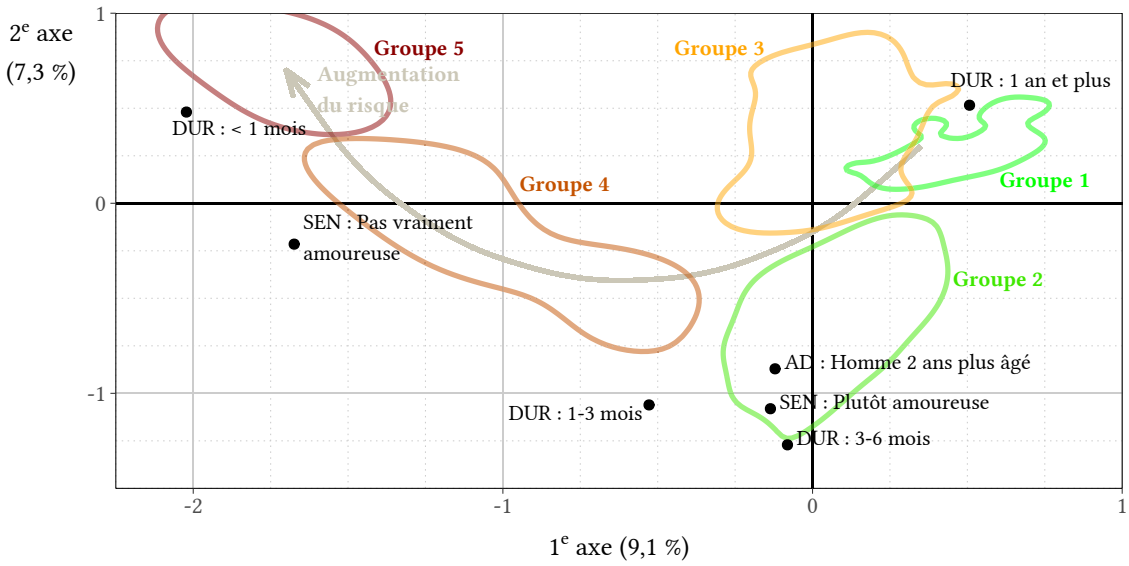
Sur le premier plan factoriel relatif aux femmes françaises (Figure 2.6, p. 93), le risque de connaître une grossesse à l'adolescence prend la forme d'un « U » partant de la partie positive sur les deux axes vers la partie négative sur le premier et positive sur le deuxième. Ce premier plan, qui met en opposition les deux premiers axes (qui résument respectivement 9,1 % et 7,3 % de l'inertie totale du nuage de points), peut être interprété comme un plan factoriel traduisant l'évolution des relations de court terme sans sentiments d'amour – partie en haut à gauche ou le risque est le plus élevé – vers des relations à long terme et des sentiments d'amour plus profonds – partie en haut à droite. Le deuxième plan factoriel, qui oppose le premier et le troisième axe (résumant 6,6 % de l'inertie totale du nuage de points), met en opposition des femmes ayant un partenaire d'âge équivalent ayant eu leur premier rapport relativement tardivement (âgée de 17 ans) à celles ayant eu un premier rapport à 15 ans ou moins, et dont le partenaire était plus âgé. Les premières ont eu un recours à une double protection lors du premier rapport, combinant le préservatif et la pilule tandis que les dernières ont utilisé de façon prédominante la pilule. Cette absence de moyen contraceptif masculin peut valider l'idée d'un moindre pouvoir de négociation contraceptif lorsqu'existe un écart d'âge significatif entre les partenaires (*cf.* Chapitre 1). Du fait de la relative proximité des premiers rapports à 15 ans et le recours à la pilule, cela montre qu'une entrée précoce dans la sexualité n'est pas systématiquement liée au risque de connaître une grossesse à l'adolescence.

Chez les françaises, le groupe 1, qui compte pour 3 femmes sur 10, est caractérisé par sa forte proportion de femmes (85,0 %) pour qui la relation avec le premier partenaire a duré plus d'un an après le premier rapport et qui étaient « très amoureuses » de leur premier partenaire (96,4 %). L'âge moyen de ce groupe au premier rapport est également le plus élevé (16,8 ans contre 16,5 ans pour l'ensemble des femmes ayant eu un rapport durant l'adolescence).

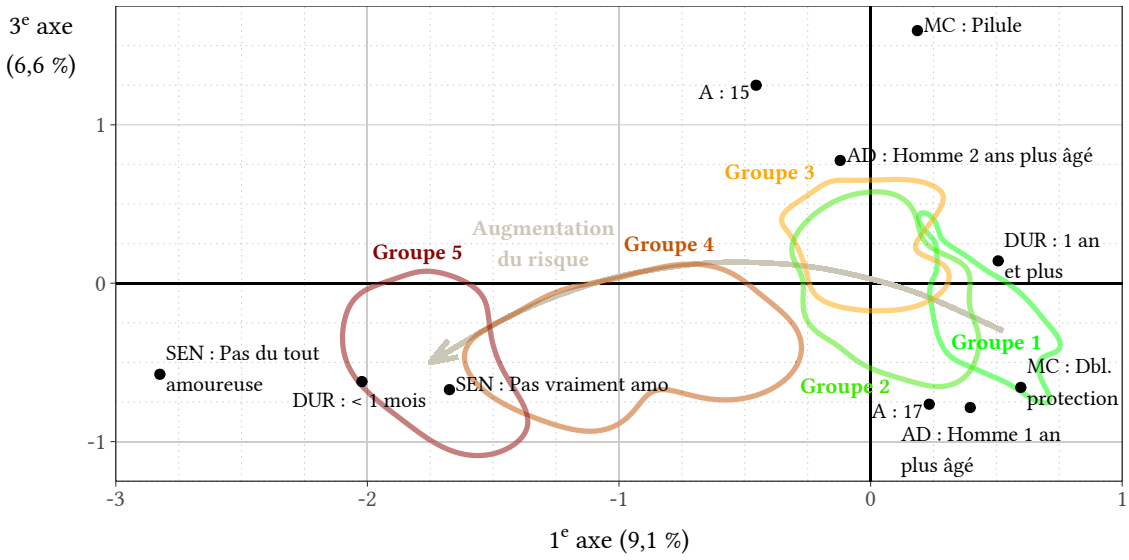
Deux femmes sur trois (64,5 %) du groupe 2 se caractérisent par une utilisation du préservatif lors du premier rapport sexuel. Elles se déclarent majoritairement (70,9 %) « plutôt amoureuses » au moment du premier rapport. Enfin, presque la moitié de ces femmes (48,9 %) ont connu leur premier rapport sexuel avec un partenaire plus âgé d'au moins cinq ans. Une française sur cinq appartient à ce groupe.

Figure 2.6 – Situation des groupes de « risque » sur le premier et le deuxième plan factoriel du nuage de points du premier rapport sexuel des femmes françaises

Premier plan factoriel



Deuxième plan factoriel



Source : FECOND.

Champ : femmes des générations 1980-1991 ayant eu un rapport sexuel avant leur 19e anniversaire.

Notes : (i) les pourcentages entre parenthèses donnent la part de l'inertie totale du nuage de points expliquée par l'axe ; (ii) les contours délimitent les zones dans lesquelles 60 % des individus de chaque groupe se situent ; (iii) seules les variables ayant contribué plus de 6,25 % (contribution moyenne + 50 %) à la construction de l'un des axes sont représentées ; (iv) A = âge au premier rapport ; AD = écart des âges entre les deux partenaires ; DUR = durée de la relation au moment du premier rapport ; MC = moyen contraceptif utilisé lors du premier rapport sexuel ; SEN = présence des sentiments amoureux au moment du premier rapport.

Les femmes du groupe 3 se distinguent par une entrée précoce dans la sexualité. Presque un quart d'entre elles (24,4 %) ont eu leur premier rapport sexuel à moins de 15 ans, ce qui fait aussi que l'âge moyen à ce premier rapport (16,1 ans) est le plus jeune parmi les groupes des femmes françaises. Si ce groupe contient aussi la plus grande proportion d'utilisatrices de la pilule au premier rapport (28,0 %), presque un tiers d'entre elles (31,1 %) n'a utilisé aucun moyen contraceptif à ce rapport.

Le quatrième groupe de françaises comprend les femmes qui ont eu des sentiments ambivalents vis-à-vis de leurs partenaires lors de leur première relation sexuelle et déclarent toutes avoir été « pas vraiment amoureuses ». Leur relation avec ce premier partenaire a duré pendant moins d'un mois après le premier rapport sexuel pour presque la moitié des cas (46,7 %). Une partie importante de ces femmes (23,2 %) n'a pas eu recours à un moyen contraceptif lors du premier rapport. C'est aussi, par son âge moyen au premier rapport (16,4 ans), le deuxième groupe pour qui la vie sexuelle débute le plus précocement.

Le groupe 5, qui compte pour moins de 3 % des femmes françaises, se démarque par la proportion élevée de celles pour qui le premier rapport sexuel était une relation sans lendemain (27,8 %). En outre, plus de la moitié d'entre elles ont mis fin à la relation qu'elles entretenaient avec leur partenaire dans le mois qui a suivi ce rapport. Ce partenaire a été de plus de cinq ans plus âgé pour presque 4 femmes sur 10 de ce groupe (37,6 %). La totalité de ce groupe déclare n'être « pas du tout amoureuse » de ce dernier, et également, pour un quart de ces femmes (23,1 %), le premier rapport s'agit d'un rapport non protégé.

Les groupes de risque des femmes anglaises

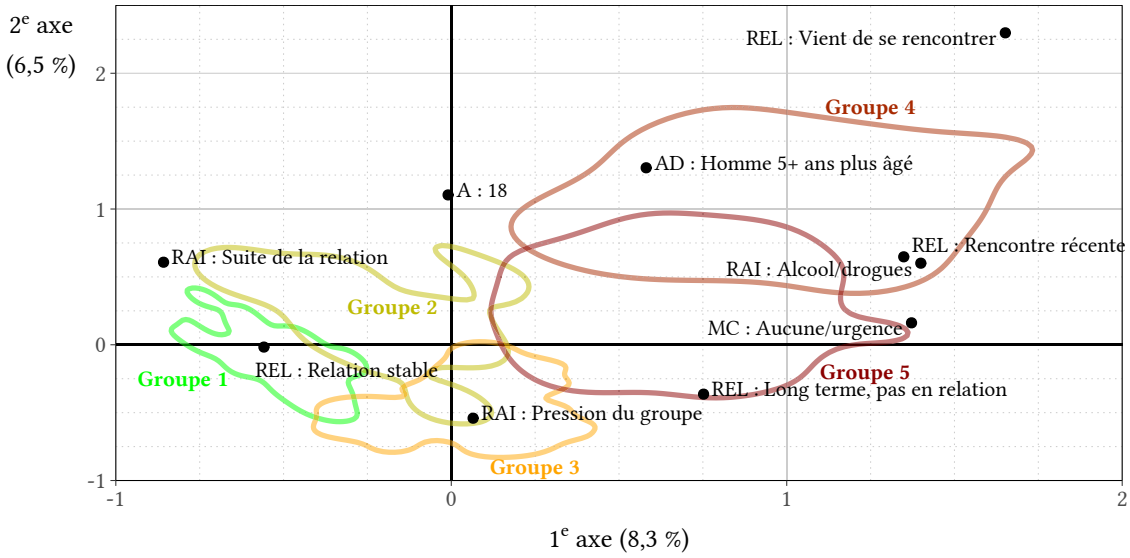
Pour les femmes anglaises, le premier plan factoriel (Figure 2.7, p. 96) montre un premier axe (expliquant 8,3 % de l'inertie totale du nuage de points) qui les distingue selon leur type de relation au moment du premier rapport, la raison pour laquelle le premier rapport a eu lieu et l'utilisation des moyens contraceptifs à ce premier rapport. Sur ce premier axe, de gauche à droite, sont représentées les femmes en relation stable au moment du premier rapport, celles qui connaissaient leur partenaire depuis longtemps sans pour autant avoir une relation amou-

reuse, celles qui connaissaient de façon récente leur partenaire et celles qui venaient de le rencontrer. Les femmes pour qui le premier rapport a eu lieu en raison du prolongement naturel de leur relation sont opposées à celles qui ont déclaré que ce rapport était lié à la consommation d'alcool et/ou de drogue. Entre ces deux groupes de femmes se retrouvent celles pour qui la motivation d'avoir un premier rapport sexuel était essentiellement liée à la pression du groupe. Enfin, sur cet axe, les femmes qui n'ont eu aucun recours à la contraception lors du premier rapport se distinguent des autres. Nous pouvons interpréter le deuxième axe comme celui de l'âge au premier rapport ainsi que l'âge de la femme relativement à celui de son partenaire. Les modalités qui contribuent le plus à la construction de cet axe sont celles qui sont associées aux femmes ayant eu un partenaire beaucoup plus âgé qu'elles au premier rapport, qui se situent sur cet axe parmi celles qui ne connaissent pas leur partenaire de longue date, et les femmes ayant eu leur premier rapport tardivement dans leur adolescence (à 18 ans). Sur ce plan factoriel, le risque de connaître une grossesse augmente de la partie gauche à la partie droite. Ce risque est également plus élevé dans la partie basse du deuxième axe que dans la partie haute. Sur cet axe, l'âge au premier rapport augmente et donc l'exposition au risque de grossesse diminue.

Le premier groupe de femmes anglaises, qui représente la plus grande proportion de femmes (30,6 %), se démarque par son usage de moyens efficaces de contraception. Presque un tiers ont eu recours à une double protection au premier rapport (31,2 %) et la moitié au préservatif seul (55,1 %). Pour presque toutes les femmes du groupe, leur premier rapport a eu lieu dans le cadre d'une relation stable (95,7 %) et a eu lieu en raison du prolongement de cette relation pour presque la moitié d'entre elles (48,9 %). Une partie importante de ces femmes ont eu un premier partenaire du même âge (40,8 %).

Les anglaises du groupe 2 ont eu l'entrée la plus tardive dans la sexualité. Pour ces femmes, l'âge moyen au premier rapport est de 17,3 ans et dans plus d'un cas sur cinq (21,8 %), la femme était plus âgée que son partenaire et un tiers (33,3 %) de celles-ci plus jeune. Ce groupe a eu recours, proportionnellement plus à des moyens inadéquats de contraception (retrait) (12,4 %). Une femme anglaise sur 10 appartient à ce deuxième groupe (9,3 %).

Figure 2.7 – Situation des groupes de « risque » sur le premier plan factoriel du nuage de points du premier rapport sexuel des femmes anglaises



Source : Natsal.

Champ : femmes des générations 1976-1994 ayant eu un rapport sexuel avant leur 19e anniversaire.

Notes : (i) les pourcentages entre parenthèses donnent la part de l'inertie totale du nuage de points expliquée par l'axe ; (ii) les contours délimitent les zones dans lesquelles 60 % des individus de chaque groupe se situent ; (iii) seules les variables ayant contribué plus de 6 % (contribution moyenne + 50 %) à la construction de l'un des axes sont représentées ; (iv) A = âge au premier rapport sexuel ; AD = écart des âges entre les deux partenaires ; MC = moyen contraceptif utilisé lors du premier rapport sexuel ; RAI = raison pour laquelle le premier rapport a eu lieu au moment qu'il a eu lieu ; REL = relation entre les deux partenaires lors du premier rapport.

Le groupe 3 compte pour plus d'un quart des femmes anglaises (26,7 %) et correspond aussi à celui dont l'âge moyen au premier rapport est le plus jeune, 15,2 ans. Pour plus de la moitié de ces femmes (54,6 %), ce rapport a eu lieu avec une connaissance de longue date, mais hors relation amoureuse. Presque la moitié de ce groupe a déclaré que son premier rapport sexuel a été lié à la pression des pairs (46,9 %). Les deux tiers d'entre elles (66,4 %) ont eu recours au préservatif à ce premier rapport.

Le groupe 4 est le plus petit en taille (2,2 % des femmes anglaises) et regroupe 97,2 % de femmes pour qui leur premier rapport sexuel a eu lieu dans le cadre d'une relation sans lendemain. Le moment du premier rapport a été fortement influencé par une consommation

d'alcool et/ou de drogue (56,4 %). Dans ce groupe, trois femmes sur dix n'ont pas eu recours à un moyen de contraception (28,2 %).

Les femmes anglaises du groupe 5 ont eu, en grande majorité (62,7 %), leur premier rapport avec un partenaire rencontré peu avant le rapport et qui était âgé d'au moins 5 ans de plus dans 48,7 % des cas. Pour une partie des femmes de ce groupe (14,0 %), l'entrée en sexualité a commencé à l'âge de 13 ans. Un quart d'entre elles (25,2 %) n'a eu aucun recours à la contraception lors du premier rapport sexuel et plus d'un tiers (34,3 %) ont déclaré d'avoir eu leur premier rapport en raison d'une consommation d'alcool et/ou de drogue. Ce groupe représente une minorité des jeunes femmes anglaises (7,1 %).

Les caractéristiques de chacun de ces groupes, ainsi que leur poids dans la population des femmes simulées, sont résumées dans le Tableau 2.3 (p. 98). En raison des caractéristiques décrites, le risque qu'une femme connaisse une grossesse durant son adolescence est plus élevé, dans chaque pays dans le groupe « 5 » et le plus faible dans le groupe « 1 » (et néant dans le groupe « 0 »).

Il n'y a pourtant pas d'équivalence entre les groupes d'un pays à l'autre (sauf pour le groupe « 0 »), le risque de grossesse étant généralement plus élevé pour les femmes anglaises (*cf.* Tableau 2.3). Par ailleurs, le niveau de risque n'est pas nécessairement lié à « l'exposition » - une entrée dans la sexualité à 13 ans avec une contraception adaptée et fiable est moins risquée qu'un rapport non protégé à 18 ans.

Nous observons que dans les deux pays la majorité des femmes (57,7 % en France et 54,8 % en Angleterre-Galles) ne courent, soit aucun risque, soit un risque minimal d'une grossesse à l'adolescence. Seule une minorité de femmes se situe dans le groupe le plus à risque (2,8 % en France et 7,1 % en Angleterre-Galles). Ces proportions évoluent au fil des générations de femmes (Figure 2.8, p. 99). Avec le rajeunissement de l'âge moyen au premier rapport sexuel, les proportions dans les groupes « 0 » diminuent, car de plus en plus de femmes connaissent un premier rapport avant l'âge de 19 ans. Parmi les femmes qui ont des rapports sexuels durant l'adolescence, et dans les deux pays, les proportions de celles-ci dans le groupe « 1 » – le

Tableau 2.3 – Caractéristiques et poids de chaque groupe de « risque »

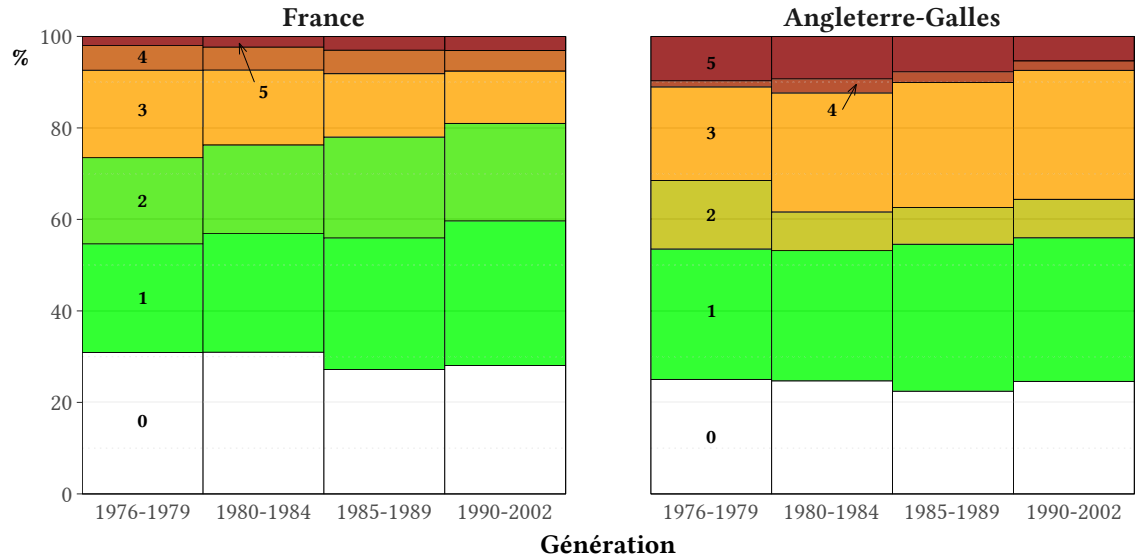
Groupe de « risque »	France		Angleterre-Galles	
	%	Caractéristiques	%	Caractéristiques
0	28,9	Pas de rapport sexuel avant 19 ans	24,2	Pas de rapport sexuel avant 19 ans
1	28,8	++ relation long terme ++ sentiments pour le partenaire + double méthode de contraception -- début sexuel précoce	30,6	++ double méthode de contraception ++ relation stable + même âge que son partenaire -- rapport non protégé -- début sexuel précoce
2	20,6	+ préservatif + sentiments pour le partenaire + relation moyen terme - début sexuel précoce	9,3	++ moyen contraceptif inadéquat ++ début sexuel « tardif » ++ plus âgée que son partenaire + rapport hors relation avec une connaissance de longue date + même âge que son partenaire
3	14,1	++ début sexuel précoce ++ rapport non protégé ++ pilule + relation long terme	26,7	++ rapport hors relation avec une connaissance de longue date + rapport non protégé + premier rapport suite à la pression du groupe + début sexuel précoce -- pilule
4	4,8	+ début sexuel précoce + rapport non protégé + relation court terme -- sentiments pour le partenaire	2,2	++ rapport non protégé ++ premier rapport suite à la drogue / à l'alcool ++ rapport sans lendemain + partenaire beaucoup plus âgé
5	2,8	++ rapport sans lendemain ++ relation court terme + rapport non protégé -- sentiments pour le partenaire	7,1	++ rapport non protégé ++ relation court terme ++ début sexuel précoce ++ partenaire beaucoup plus âgé

Sources : FECOND, Natsal.

Note : Le pourcentage représenté par chaque groupe est sa part dans la population simulée. Ces proportions diffèrent de celles des populations enquêtées en raison d'une distribution différente des femmes selon leur génération.

moins à risque d'entre elles – augmentent à travers des générations. Cette progression est plus marquée en France où il passe de 23,7 % chez les femmes des générations 1976-1979 à 28,1 % chez celles nées à partir de 1990[34] qu'en Angleterre-Galles où, pour les mêmes générations, il concerne respectivement 28,5 % puis 31,3 %. Pour les femmes les plus à risque (groupe « 5 »), leur proportion présente une légère augmentation, passant de 2,0 % à 3,1 % chez les françaises tandis qu'elle diminue de presque la moitié, passant de 9,7 % à 5,3 % chez les anglaises.

Figure 2.8 – Évolution de la part des femmes simulées par groupe de « risque » selon génération



Source : TRIADOCON.

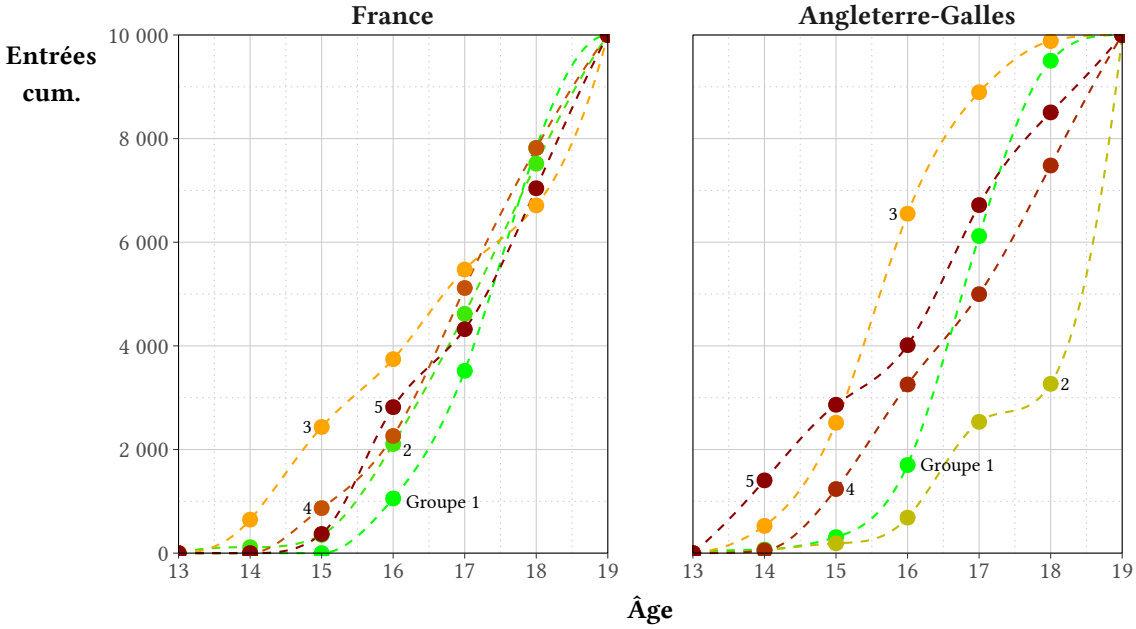
2.4.3 L'entrée dans la sexualité

Le premier rapport sexuel marque le point d'entrée dans la sexualité et le début de la période de microsimulation au cours de laquelle une adolescente risque de connaître une grossesse (sous la condition d'avoir connu la ménarche et de ne pas être stérile).

[34] Rappelons-nous que les enquêtées en FECOND et Natsal sont nées respectivement dans les périodes 1980-1991 et 1975-1994. Pour cette raison, les générations simulées à partir de 1990 sont basées sur les comportements des femmes nées respectivement en 1990-1991 et 1990-1994. Concernant les femmes simulées des générations françaises 1976-1979, une interpolation linéaire des proportions dans chaque groupe des générations antérieures a été faite pour déterminer leur taille.

Afin de simuler l'âge au premier rapport, basé sur les réponses des femmes des deux pays aux enquêtes FECOND et Natsal, dix tables de premiers rapports sexuels ont été construites, un pour chacun des groupes de risque au sein des deux pays. La distribution simulée ne varie pas selon la génération dont sont issues ces femmes. L'âge au premier rapport sexuel étant exprimé en âge au dernier anniversaire, et non pas précisé en années et mois, la distribution des premiers rapports sexuels en âge continu (Figure 2.9) a été estimée de la même manière que la distribution de la ménarche en utilisant des splines cubiques et monotones. La variation par groupe entre ces distributions est plus étendue pour les femmes anglaises que françaises.

Figure 2.9 – Premiers rapports cumulatifs (pour 10 000 femmes) selon le groupe de « risque »



Sources : FECOND, Natsal.

Champ : Femmes françaises des générations 1980-1991 et femmes anglaises des générations 1975-1994 ayant eu un rapport sexuel avant leur 19e anniversaire.

2.4.4 Trajectoires de relations intimes et sexuelles durant l'adolescence

Dans le modèle TRIADOCON, le premier rapport sexuel sert de point de départ pour les rapports sexuels ultérieurs. Nous modélisons les relations sexuelles basées sur les expériences

de 621 femmes américaines enquêtées de l'étude Add Health ayant eu un nombre total de 1 172 relations avec rapport vaginal durant leur adolescence[35] établies à partir de 876 périodes d'activité sexuelle dont nous nous référons par la suite par le terme « relations »[36]. Ces informations ont été utilisées pour calculer trois éléments nécessaires pour simuler si, lors d'un cycle menstruel, une femme a eu un rapport sexuel : (i) la durée des relations ; (ii) la probabilité d'éprouver une relation de rang *r+1* durant l'adolescence suite à la fin de la relation de rang *r* ; et (iii) la durée hors relation entre deux relations de rang *r* et *r+1*.

Une table de survie des relations a été construite pour dénombrer le nombre de relations intactes à des intervalles allant de 1 à 72 mois après son début[37]. Le nombre limité de femmes américaines enquêtées, couplé à la nature des relations durant l'adolescence (très limitées aux âges jeunes), font en sorte que dériver les distributions selon chaque âge exact durant l'adolescence s'avère problématique[38]. Pour cette raison, nous avons pris la distribution observée à partir de relations ayant commencé à l'âge de 18 ans (n = 231) et nous nous en servons comme base pour calculer les distributions aux autres âges. Pour les femmes ayant commencé une relation à 18 ans, le nombre de relations en cours selon la durée écoulée depuis leur début, suit approximativement une distribution logarithmique (Figure 2.10, p. 102 - gauche). Nous faisons l'hypothèse que les relations qui commencent aux âges les plus jeunes durent moins longtemps, et faisons varier l'amplitude de la courbe de survie des relations selon l'âge auquel la relation a commencé. Nous proposons que le nombre de relations commencées à l'âge a, en cours à la durée d, se calcule par :

$$S_d^x = S_d^{18} \times \left(1 - \frac{\left[\left((90 - 5x) + 2,5\right) \times ln(d+1)\right] + (90 - 5x)}{100}\right)$$

avec,

---

[35] Effectifs non pondérés. Le processus de sélection de ces femmes est détaillé en annexe - Figure I-3 (p. 324).

[36] Une période d'activité sexuelle est définie comme une période où un rapport a eu lieu chaque mois de la période. Une période peut comprendre plusieurs relations, soit la relation *r+1* commence directement suivant la fin de la relation *r*, soit ce sont des relations qui se chevauchent.

[37] Concrètement à 1, 3, 6, 9, 12, 18, 24, 36, 48, 60 et 72 mois. Une durée de 72 mois représente la durée maximale théoriquement possible d'une relation sur la période simulée, la durée en mois entre les 13^{e} et 19^{e} anniversaires.

[38] Seules 22 relations (effectif non pondéré) ont débuté à l'âge de 13 ans, 79 à 14 ans, etc..

S_d^x : le nombre de relations commencées à l'âge de x ans et intactes à la durée d ;

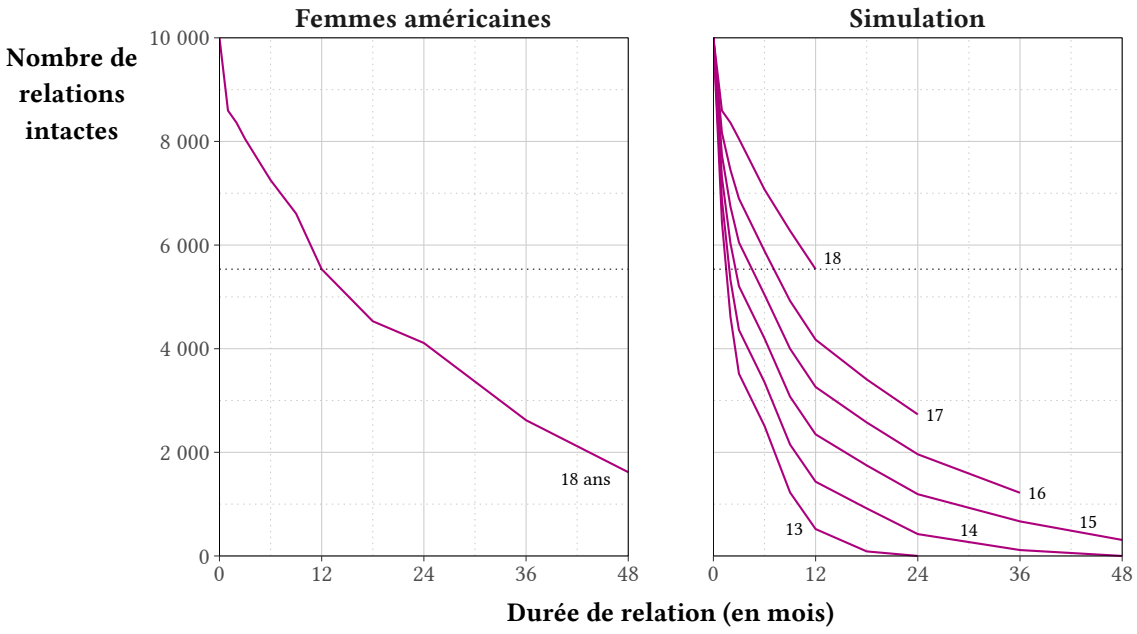
S_d^{18} : le nombre de relations commencées à l'âge de 18 ans et intactes à la durée d ;

x : l'âge auquel la relation a commencé ;

d : la durée écoulée (en mois) depuis son début.

Les profils des séries de S_d^x se trouvent dans la Figure 2.10 (droite). Pour les relations entamées à 18 ans, 55,4 % d'entre elles sont toujours intactes après 12 mois. Cette proportion diminue donc avec l'âge auquel les relations ont commencé. Elle est de 43,0 % pour les relations commencées à 17 ans, 33,9 % à 16 ans, et diminue à 6,5 % à 13 ans.

Figure 2.10 – Survie de relations selon l'âge au début de la relation des adolescentes américaines (gauche) et de femmes françaises et anglaises simulées dans le modèle TRIADOCON (droite)



Source : Add Health.

La probabilité qu'une femme ait une relation supplémentaire (de rang *r+1*) suite à une rupture ($p_{r\,;\,r+1}$) se calcule à partir d'une simple probabilité d'agrandissement. La probabilité calculée est celle de commencer une relation supplémentaire avant l'âge de 19 ans, suite à une rupture de relation à l'âge x (Tableau 2.4, p. 103).

Tableau 2.4 – Probabilité de commencer une relation supplémentaire avant l'âge de 19 ans, suite à une rupture de relation à l'âge x

	Âge à la fin de la relation du rang *r*					
	13	**14**	**15**	**16**	**17**	**18**
$p_{r\,;\,r+1}$	0,990	0,975	0,961	0,818	0,715	0,330
m_x	63	51	42	30	18	7

Source : Add Health.

Une fois déterminé si une femme connaît une relation de rang *r+1*, la probabilité de « remise en couple » selon la durée hors relation a été calculée pour celles qui en connaissent une. Cette distribution n'a pas pu être calculée directement à partir des données américaines en raison d'un manque d'effectifs, et a donc été théorisée comme une distribution quadratique. Les femmes qui se remettront en couple avant la fin de leur adolescence ont en moyenne m_x mois pour le faire lorsque leur relation de rang r se termine à l'âge x (valeur donnée dans le Tableau 2.4). Ainsi, mécaniquement (car elles doivent la connaître avant leur 19e anniversaire), la remise en relation se fait plus rapidement pour les adolescentes plus âgées. La proportion des femmes qui aura une relation de rang *r+1* ayant une nouvelle relation après d mois hors relation (Figure 2.11, p. 104) se calcule par :

$$R_d^x = \frac{d^2}{m_x^2}$$

avec,

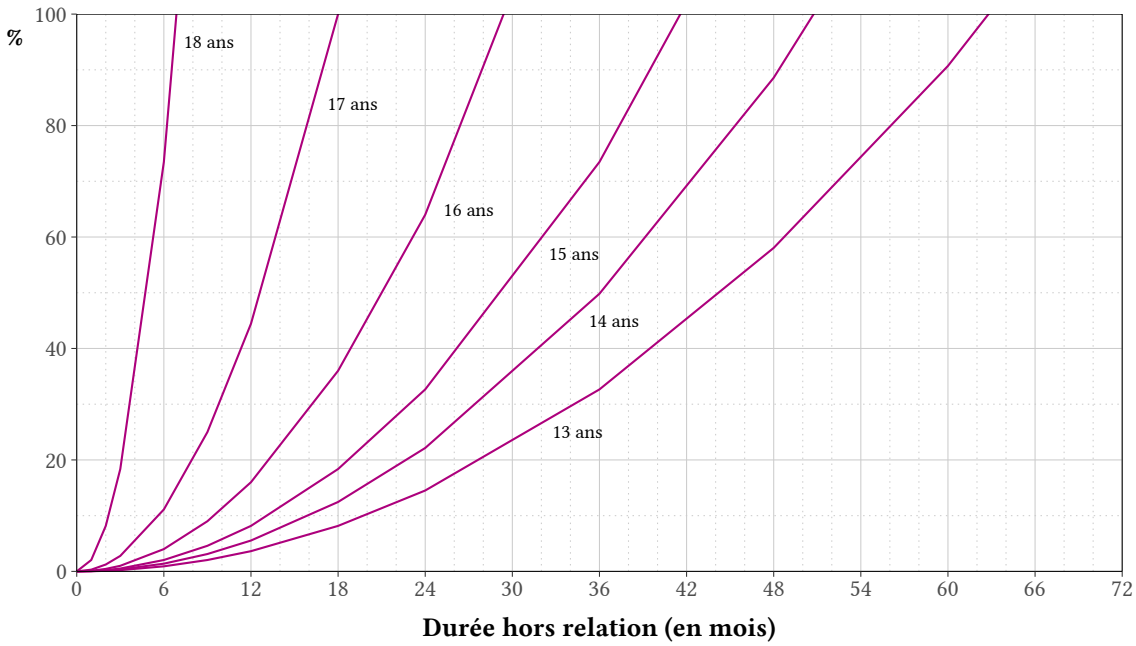
R_d^x : la proportion cumulative de remises en relation à la durée d ;

m_x^2 : le nombre de mois entre l'âge moyen à la rupture de la relation de rang r et le 19e anniversaire ;

d : la durée écoulée (en mois) depuis sa fin.

Sous ce paramétrage, lorsque $d^2 = m_x^2$, il suit que $R_d^x = 1$. Autrement dit, chaque femme se remettra en couple avant la fin de son adolescence.

Figure 2.11 – Proportion de femmes connaissant une relation de rang r+1 durant l'adolescence s'étant remises en couple selon la durée hors relation

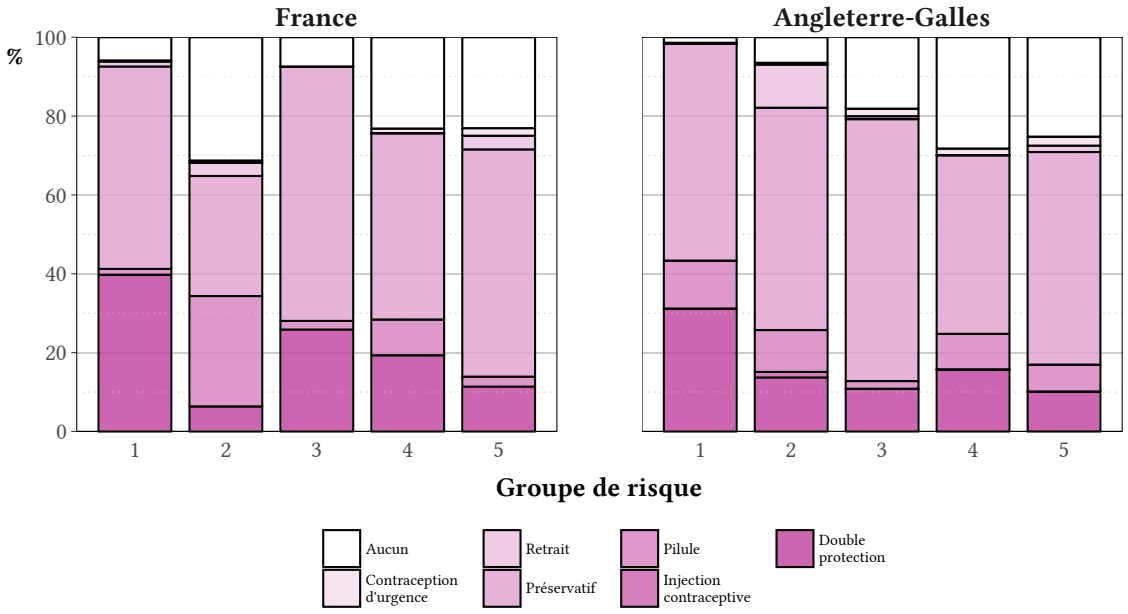


Source : TRIADOCON.

2.4.5 Le recours à la contraception

Les populations de femmes simulées ont, lors de leur premier rapport, un recours à la contraception conforme à celui qui avait été déclaré par les répondantes dans les enquêtes FECOND et Natsal. Les femmes françaises ont répondu avoir utilisé le préservatif, la pilule, ces deux méthodes combinées, le retrait, la pilule du lendemain ou aucune méthode pour éviter une grossesse. Chez les femmes anglaises, en plus des moyens contraceptifs déclarés par les françaises, elles ont aussi pu recourir à l'injection contraceptive lors de leur premier rapport sexuel. La part observée de chaque groupe de risque de femmes ayant utilisé chacune de ces méthodes a été reprise et étendue au premier rapport pour les populations simulées (Figure 2.12, p. 105). Par souci de simplification, le choix contraceptif simulé au premier rapport est retenu pour toute la durée de la première relation.

Figure 2.12 – Recours à la contraception au premier rapport sexuel selon le groupe de risque



Sources : FECOND, Natsal.

Le recours à la contraception dans les relations postérieures au premier rapport sexuel est susceptible de changer chez les femmes. Le choix de la méthode de contraception peut varier, pour une même personne, au fil des relations, et ces choix sont probablement associés à des caractéristiques particulières des relations antérieures (*cf.* Manlove *et al.*, 2007). Partant de ce principe, nous avons tenté d'introduire un « apprentissage » contraceptif dans la microsimulation : une progression vers des moyens contraceptifs plus efficaces au cours de cet apprentissage.

Pour ce faire, nous supposons que cet apprentissage est d'autant plus important que la dernière relation a été longue – il existe un gain d'expérience contraceptive – et que, dans un deuxième temps, une durée plus longue entre deux relations consécutives est associée à une plus grande « intimité » dans la relation suivante, ce qui augmente la probabilité d'utiliser un moyen contraceptif plus efficace. Ainsi, nous développons un « score d'« apprentissage » contraceptif » qui évolue au fur et à mesure des relations à partir d'un score de base (un nombre aléatoire compris entre 0 et 1) qui sert à déterminer le moyen de contraception utilisé tout au

long de la première relation. Le moyen contraceptif utilisé dans une relation ultérieure, et tout au long de celle-ci, est déterminé par ce score au début de la relation. Ce score évolue au fil des relations en fonction d'un apprentissage qui augmente avec la durée de la relation précédente et avec la longueur de la période entre deux relations. Ce score se calcule comme suit :

$$C_n = C_{n-1} + a_d + a_c \qquad [\text{si } n > 1]$$

avec,

C_n : apprentissage contraceptif au début de la relation de rang n ;

C_{n-1} : apprentissage contraceptif au début de la relation de rang $n-1$;

a_d : le gain d'apprentissage dû à la durée en mois de la relation de rang $n-1$;

a_c : le gain d'apprentissage dû à la durée du célibat entre les relations de rang n et $n-1$.

Nous posons l'hypothèse que les gains d'apprentissage a_d et a_c suivent des fonctions sinusoïdales, l'apprentissage étant moins rapide dans la période initiale de la relation/du célibat et également lorsqu'il s'approche du gain maximal (Figure 2.13, p. 107). Ces éléments varient selon les lois suivantes :

$$a_d = 0{,}05 + \Big(0{,}05.\sin\big((0{,}286 \times (d-1)) - 1{,}571\big)\Big)$$

$$a_c = 0{,}025 + \Big(0{,}025.\sin\big((0{,}185 \times (c-1)) - 1{,}571\big)\Big)$$

avec,

a_d : le gain d'apprentissage dû à la durée en mois de la relation de rang $n-1$;

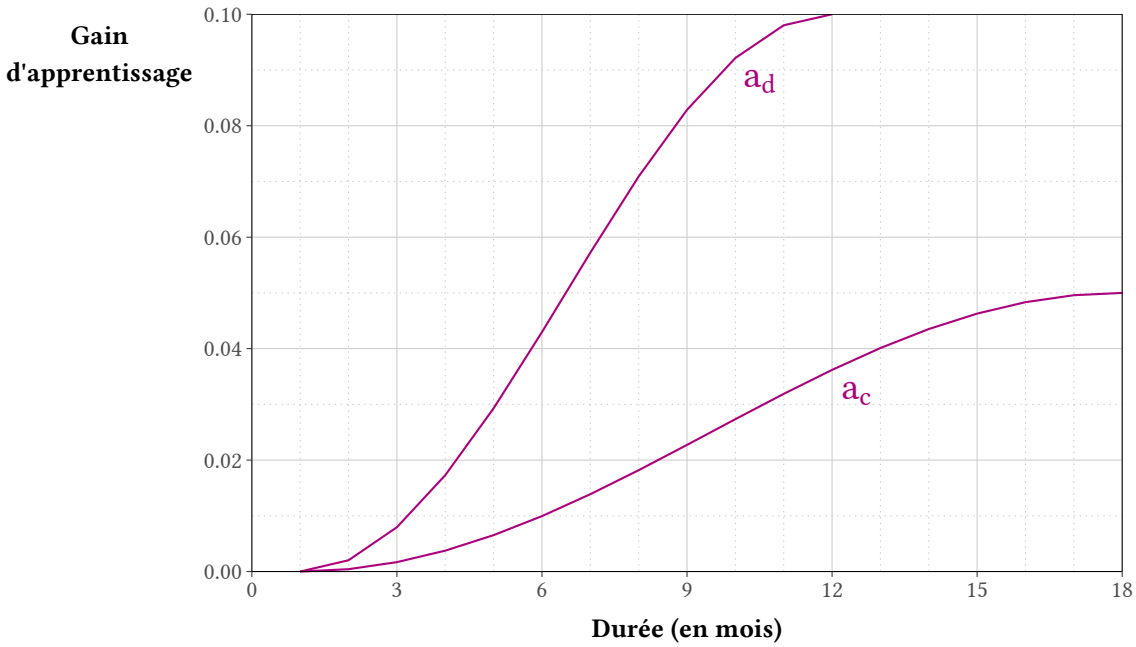
a_c : le gain d'apprentissage dû à la durée du célibat entre les relations de rang n et $n-1$;

d : la durée en mois de la relation de rang $n-1$;

c : la durée du célibat entre les relations de rang n et $n-1$.

Les valeurs maximales de a_d et a_c sont limitées respectivement à 0,1 et 0,05, atteintes à des durées de 12 et de 18 mois. Le gain maximal d'apprentissage est donc limité à 0,15, soit à 15 % du score d'apprentissage contraceptif maximal (égal à 1). Les caractéristiques sous-jacentes de la femme (son score de base aléatoire) constituent donc les déterminants majeurs de son comportement contraceptif.

Figure 2.13 – Composantes a_d et a_c de l'apprentissage contraceptif



Sources : TRIADOCON.

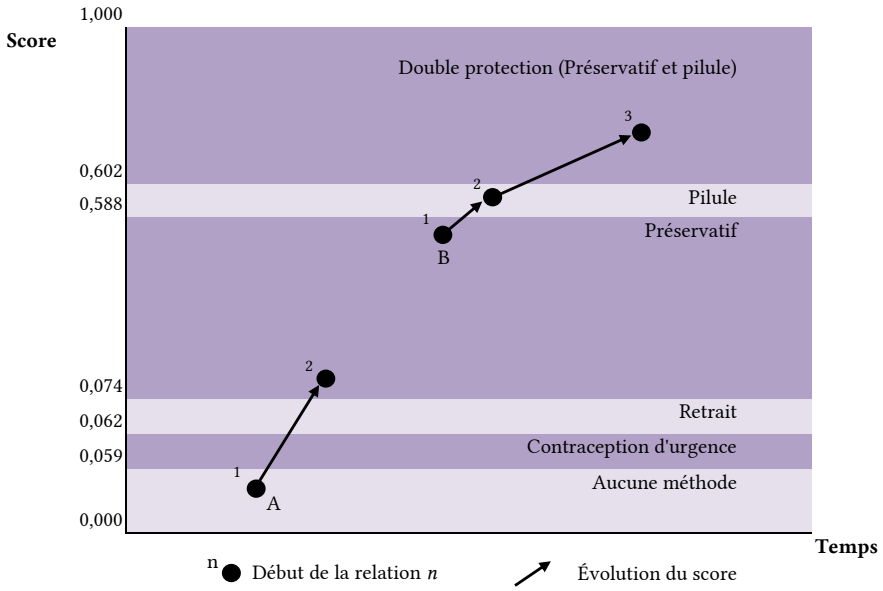
Le passage du score vers un choix de méthode contraceptive fonctionne en classant les moyens contraceptifs par leur efficacité (leur taux d'échec), du moins efficace au plus efficace. Pour chaque groupe de risque, des seuils sont établis en fonction de la proportion des femmes ayant recours à chaque méthode lors du premier rapport sexuel. À titre indicatif (*cf.* Figure 2.14, p. 108), pour le groupe de risque 1 chez les femmes françaises, les seuils d'utilisation sont de 0,059 pour aucune méthode, 0,062 pour la seule contraception d'urgence, 0,074 pour le retrait, 0,588 pour le préservatif et 0,602 pour la pilule. Au-dessus de ce score, les femmes ont une double protection utilisant la combinaison du préservatif et de la pilule.

Dans la Figure 2.14 sont donnés les exemples de deux femmes A et B. La femme A a un score de base de 0,04 et n'utilise donc aucune méthode contraceptive lors de sa première relation qui dure 6 mois. Il suit une période hors relation de six mois, avant de commencer une nouvelle relation. Son score d'apprentissage contraceptif est désormais de 0,093 (= 0,04 + 0,042 + 0,010) et au cours de cette relation elle aura recours au préservatif.

La femme B a un score de base de 0,52 et utilise donc un préservatif lors de sa première relation qui dure 8 mois. Elle entame une deuxième relation deux mois après une rupture dans

laquelle elle utilise la pilule, son score étant de 0,591 (= 0,52 + 0,071 + 0,004). Cette deuxième relation dure 14 mois, et six mois après la fin de celle-ci, elle commence une troisième relation dans laquelle elle a une double protection de préservatif et pilule (son score a augmenté à 0,701 = 0,591 + 0,1 + 0,010).

Figure 2.14 – Exemple d'apprentissage contraceptif pour des femmes françaises du groupe de risque 1



Source : TRIADOCON.

La question du recours à la contraception durant l'adolescence ne se résume pas simplement au choix de la méthode utilisée, mais concerne également la constance d'usage. Si les études américaines (Manlove *et al.*, 2004 ; 2007) montrent que la plupart des adolescentes qui ont déjà utilisé un moyen de contraception l'ont utilisé lors de chaque rapport, pour une autre partie importante d'entre elles, environ une femme sur cinq, leur recours n'est pas régulier. La constance d'usage décroît lorsque le nombre de partenaires sexuels augmente, mais à nombre de partenaires sexuels égaux, elle augmente avec le rang de la relation (Manlove *et al.*, 2004). Dans nos microsimulations, nous traduisons ces résultats par une plus grande proportion de femmes qui utilisent un moyen de contraception à chaque rapport sexuel parmi les groupes à plus faible risque de connaître une grossesse, et une constance d'usage qui augmente avec l'âge (Figure 2.15, p. 109). Nous simulons ainsi la probabilité qu'une femme ait un recours à la

contraception à chaque rapport sexuel durant une relation[39], u_g^n :

$$u_g^n = k_g^p + 0{,}025x_n - 0{,}4$$

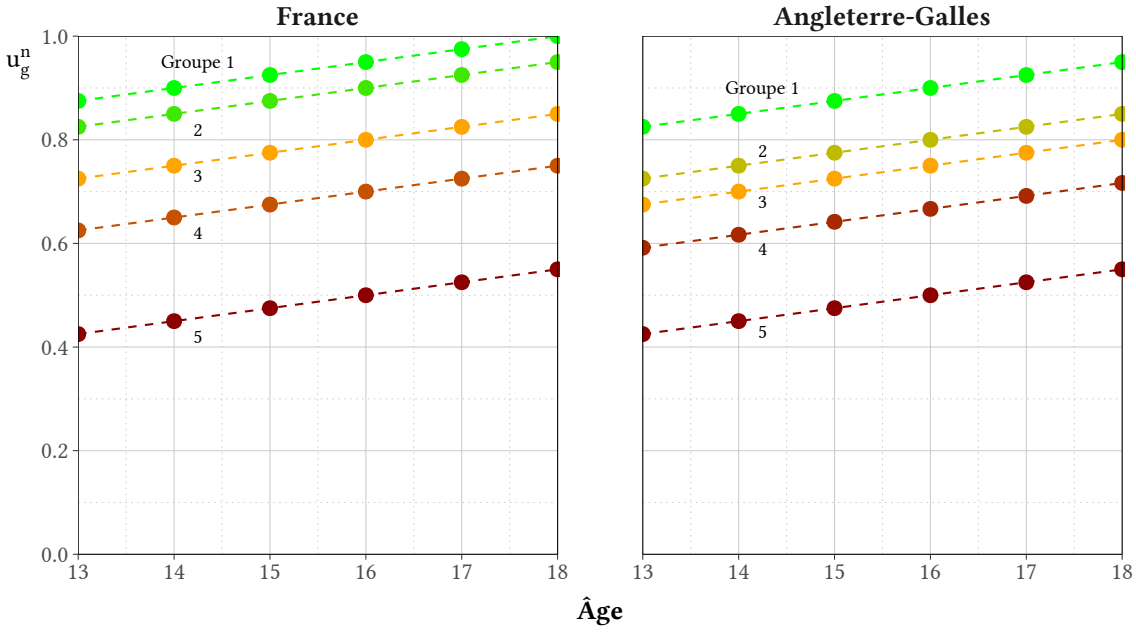
avec,

u_g^n : la probabilité qu'une femme du groupe de risque ait *g*un recours à la contraception à chaque rapport durant la relation *n* ;

k_g^p : une constante relative à chaque groupe de risque *g* qui varie par pays ;

x_n : l'âge de la femme en années révolues au début de la relation *n*.

Figure 2.15 – Probabilité d'utiliser un moyen de contraception à chaque rapport durant une relation selon le groupe de risque et l'âge au début de la relation



Source : TRIADOCON.

Pour les femmes qui n'ont pas une pratique contraceptive régulière, la probabilité qu'elles aient recours à un moyen contraceptif durant un cycle menstruel est de k_g^p, variant selon le pays et le groupe de risque (Tableau 2.5, p. 110). Les valeurs sont plus élevées lorsque le groupe est caractérisé par les comportements sexuels qui sont moins à risque de connaître

[39] Ne s'applique pas aux femmes qui n'utilisent aucun moyen de contraception. Pour les femmes anglaises ayant recours à l'injection contraceptive, son utilisation est toujours régulière.

une grossesse à l'adolescence. Par exemple, chez les femmes anglaises, parmi celles appartenant au groupe le moins à risque qui commencent une relation à 18 ans, 95 % d'entre elles utiliseront un moyen contraceptif lors de chaque rapport, les 5 % restant n'auront un recours à la contraception que lors de 90 % de leurs rapports. Pour celles du groupe le plus à risque entamant une relation au même âge, ces proportions seront respectivement de 55 % et de 50 %. En résumé, l'usage constant d'un moyen contraceptif est moindre en Angleterre-Galles, ainsi que chez les plus jeunes des adolescentes.

Tableau 2.5 – Probabilité d'avoir recours à un moyen de contraception dans un cycle menstruel pour les usagers de contraception non régulier (k_g^p)

Pays	Groupe de risque				
	1 (moins à risque)	**2**	**3**	**4**	**5 (plus à risque)**
France	0,95	0,9	0,8	0,7	0,5
Angleterre-Galles	0,9	0,8	0,75	0,67	0,5

Source : TRIADOCON.

2.4.6 Les taux d'échec des moyens contraceptifs

Le taux d'échec associé à un moyen de contraception est la probabilité de connaître une grossesse au cours de 12 mois suivant son début d'utilisation. Le numérateur du calcul est donc le nombre de grossesses connues par les femmes utilisant un moyen contraceptif et le dénominateur est celui de femmes utilisant la méthode contraceptive, sexuellement actives, ne cherchant pas à concevoir et non infertiles. Le modèle TRIADOCON nécessite d'inclure les taux d'échec pour chacun des moyens contraceptifs inclus dans les modèles, et à chaque âge simulé. Nous disposons de deux sources de données pour le calcul des taux d'échec[40] par moyen contraceptif. Moreau *et al.* (2007) ont calculé les taux d'échec pour les femmes françaises par moyen et durée d'usage à partir de l'enquête COCON. Les taux d'échec pour

[40] Les taux d'échec employés sont les taux d'échecs dits d'« usage typique » qui tiennent compte des connaissances techniques des utilisateurs (on parle également d'efficacité « pratique ») plutôt que les taux d'échecs « cliniques » qui assument un emploi parfait des utilisateurs (on parle également d'efficacité « théorique »).

les femmes anglaises n'étant pas disponibles, nous utilisons les taux calculés par Ranjit *et al.* (2001) pour les femmes américaines. L'avantage de ces derniers est qu'ils ont été calculés par tranche d'âge (adolescentes de moins de 18 ans et de 18 à 19 ans). À partir de ces données publiées, nous avons d'abord estimé[41] les taux d'échec pour les adolescentes âgées de 15 à 18 ans, θ_m^{15-18} (Tableau 2.6).

Tableau 2.6 – Estimation des taux d'échec des moyens contraceptifs dans les 12 premiers mois d'utilisation (θ_m^{15-18}), femmes âgées de 15 à 18 ans

	France	**Angleterre-Galles**
Préservatif	0,036	0,108
Pilule contraceptive	0,026	0,055
Retrait	0,109	0,187
Injection contraceptive	-	0,026

Sources : Ranjit et al. (2001), Moreau et al. (2007).

Note : - = méthode non comprise dans la simulation des femmes françaises.

Il a ensuite été nécessaire d'estimer les taux par âge spécifique à partir du Tableau 2.6. Le taux d'échec est fonction non seulement de l'efficacité du moyen utilisé, mais également des facteurs biologiques qui varient avec l'âge des femmes (la probabilité d'ovulation dans un cycle[42]) ou sont constants (la probabilité de survie du conceptus), ainsi que la fréquence des rapports sexuels. Il a fallu commencer en estimant les « taux d'échec » en l'absence de moyen de contraception à chaque âge, θ_0^x. Dans un cycle, la probabilité de connaître une grossesse

[41] Les taux par groupe d'âge de Ranjit *et al.* ont servi à calculer les taux d'échec chez les femmes âgées de 15-18 ans – en supposant une répartition d'âge de 1/3 de 18 ans et 2/3 de 19 ans dans le groupe des 18-19 ans – et de femmes âgées de 15-44 ans (*cf.* Moreau *et al.*, 2007). Le taux d'échec chez les 15-18 ans en France a ensuite été estimé en supposant que le rapport entre ce taux par âge et le taux global est similaire à celui observé aux États-Unis : entre 8 % et 10 % plus élevé chez les 15-18 ans selon la méthode utilisée. Finalement, un ajustement vers le haut a été appliqué aux taux français en raison des différentes définitions de grossesse utilisées dans les deux études (Moreau *et al.*, 2007).

[42] Cette probabilité varie chez les femmes en vie fertile de 45,1 % à l'âge de 13 ans à 79,4 % à 18 ans (La Rochebrochard, 2000).

(p_c^x) s'écrit,

$$p_c^x = p_o^x \times p_f^x \times p_s$$

avec,

p_o^x : la probabilité d'ovulation durant le cycle ;

p_f^x : la probabilité de fécondation durant le cycle ;

p_s : la probabilité de survie du conceptus pendant les deux premières semaines suivant la fécondation.

Le paramètre p_f^x varie en fonction du nombre et du moment des rapports sexuels durant le cycle (ainsi que les caractéristiques spermatiques de l'homme). Nous utilisons le modèle proposé par La Rochebrochard (2000)[43] pour simuler la proportion des adolescentes connaissant une grossesse sur 12 mois en l'absence de moyen contraceptif. Le nombre de rapports par cycle inséré dans ce modèle a été estimé à partir des enquêtes FECOND et Natsal, les femmes enquêtées ayant fait savoir combien de rapports elles avaient eu au cours des quatre semaines précédant l'enquête. Le nombre médian de rapports déclarés par les adolescentes selon leur âge figure sur le Tableau 2.7. Le nombre moyen de rapports par cycle simulé dans les cas où aucune donnée n'existe (moins de 15 ans en France ainsi que pour les femmes de 15 ans en Angleterre-Galles) a été estimé dans la suite des séries.

Les résultats de cette simulation renvoient des valeurs de θ_0^x allant respectivement de 0,856 et 0,899 à l'âge de 18 ans en France et en Angleterre-Galles (le taux plus élevé en Angleterre-Galles étant lié à la fréquence plus élevée de rapports sexuels déclarés à cet âge), à 0,199 et 0,200 à l'âge de 13 ans. Nous avons ensuite calculé le taux d'échec en absence de contraception pour les 15-18 ans, θ_0^{15-18}, en divisant les taux publiés par Ranjit *et al.* et Moreau *et al.* par ces valeurs. Ainsi nous obtenons un index d'efficacité de chaque moyen contraceptif, E_m. Par exemple, pour les jeunes femmes françaises, l'usage du préservatif réduit le risque de connaître une grossesse de 93 %. Nous avons ensuite pu calculer le taux d'échec à chaque âge et pour chaque moyen contraceptif, θ_m^x, qui est le produit de E_m, θ_0^x et l'inverse de j_m^x, une constante qui varie selon l'âge et la méthode de contraception[44]. Le rôle de la constante j_m^x

[43] Détaillé en Annexe I-D (p. 324).

[44] Le tableau de j_m^x est donné en annexe - Tableau I-17 (p. 326).

Tableau 2.7 – Nombre médian de rapports sexuels selon l'âge dans les quatre dernières semaines

Âge exact (x)	France		Angleterre-Galles	
	Déclaré	Simulé	Déclaré	Simulé
13	n.d.	1	n.d.	1
14	n.d.	1	n.d.	1
15	1	1	n.d.	2
16	2	2	4	4
17	5	5	6	6
18	5	5	5	6
N (non pondéré)	164		360	

Sources : FECOND, Natsal.

Note : n.d. = non disponible.

est de prendre en compte le fait que l'efficacité des moyens contraceptifs augmente avec l'âge. Pour un moyen contraceptif donné, le taux d'échec dans les 12 premiers mois d'utilisation s'écrit donc :

$$\theta_m^x = \theta_0^x \times E_m \times \frac{1}{j_m^x}$$

avec,

θ_m^x : le taux d'échec dans les 12 premiers mois d'utilisation du moyen contraceptif m à l'âge x ;

θ_0^x : le « taux d'échec » dans les 12 premiers mois en l'absence de contraception à l'âge x ;

E_m : l'index d'efficacité du moyen contraceptif m ;

j_m^x : une constante variant en fonction du moyen contraceptif m et de l'âge x.

Nous faisons varier la probabilité de connaître un échec de contraception selon la durée d'utilisation au cours de la première année de son utilisation[45]. Nous supposons que l'acquisition de la maîtrise d'une méthode contraceptive prend du temps, et que, par conséquent, cette probabilité est plus forte dans les premiers mois d'utilisation et ensuite dimi-

[45] Nous simulons que la probabilité d'échec reste constante après 12 mois d'utilisation.

nue[46]. Nous intégrons également dans nos modèles un effet « partenaire » sur la maîtrise de la contraception selon l'hypothèse qu'un changement de partenaire réduit en partie son efficacité d'usage. En effet, la maîtrise de la contraception dépend sur les deux partenaires, à la fois leur volonté et leur collaboration dans l'usage.

Le processus qui vient d'être décrit s'applique aux moyens contraceptifs suivants : le préservatif, la pilule, le retrait et l'injection contraceptive. Le calcul du taux d'échec d'une double protection (préservatif et pilule) se fait en multipliant les taux pour chaque moyen. Dans le cas de non-recours à la contraception, le taux utilisé est celui en l'absence de contraception, qui est invariable, quelle que soit la durée de (non) utilisation. Quant aux usagers de la seule contraception d'urgence, l'efficacité de la contraception d'urgence et les différents types de pilules du lendemain varient largement selon les études ainsi qu'en fonction de la durée écoulée entre le rapport sexuel et la prise de la pilule. Nous proposons que l'utilisation de ce moyen de contraception réduise la probabilité de connaître une grossesse de 75 %, valeur qui se situe autour de la moyenne des valeurs observées dans les études cliniques (Trussell *et al.*, 2016). Par conséquent, la probabilité de connaître une grossesse est estimée à 0,25 fois celle en l'absence de moyen de contraception.

Quant à la probabilité de survie du conceptus pendant les deux premières semaines de grossesse – la probabilité de fécondabilité reconnaissable (détectable par un test de grossesse) est estimée autour de 0,2583 (La Rochebrochard, 2000) – elle n'a pas besoin d'être intégrée dans notre modèle, car elle est intrinsèquement incluse dans les taux d'échec, puisque seules les grossesses reconnues sont dénombrées au numérateur. Pourtant, les taux d'échec intègrent

[46] Le taux d'apprentissage variant selon la méthode, nous supposons que les proportions d'échecs dans les 12 premiers mois d'utilisation qui surviennent dans les 6 premiers mois sont les suivantes : 60 % pour le retrait, 55 % pour le préservatif, 53 % pour une double protection, 52 % pour l'injection contraceptive et 51 % pour la pilule. Une spline monotone et cubique a été appliquée aux points à 6 et à 12 mois pour estimer la probabilité d'échec à chaque mois d'utilisation.

dans leur dénominateur les femmes stériles. La stérilité étant déjà incluse dans nos modèles, nous corrigeons les taux d'échec vers le haut afin d'éviter l'introduction d'un biais[47].

2.4.7 Comptabiliser les grossesses

Dans le cas d'un échec contraceptif, les femmes connaissent une grossesse. Pour chacune des grossesses, il existe quatre issues possibles : une naissance vivante, une naissance vivante multiple, une interruption volontaire de grossesse ou une perte fœtale. La probabilité de ce dernier évènement a été estimée à partir des données américaines[48], sa part étant proportionnelle à l'âge à la conception, variant de 0,2 pour les conceptions à 13 ans et à 0,15 pour les conceptions à 18 ans, soit une réduction de 0,01 par année d'âge. Par simplification, nous faisons l'hypothèse qu'une fausse couche a lieu après une décision de mener la grossesse à terme.

Cette décision de mener une grossesse à terme est simulée à partir du ratio IVG/naissances vivantes dans chaque pays, dans chacune des années constituant la période d'observation, et à chaque âge. Ce ratio est plus élevé en France qu'en Angleterre-Galles, ainsi que chez les jeunes adolescentes par rapport aux plus âgées. Dans le cas d'une grossesse menée à terme, la probabilité que celle-ci soit une naissance multiple (toujours des jumeaux dans notre modèle) est constante à 6,5 pour mille chez les mères adolescentes (Insee, statistiques d'état civil sur les naissances T36 ; ONS, 2015).

Nos modèles arrêtent la simulation soit lorsque les femmes atteignent leur 19^{e} anniversaire, soit dans le cas où elles connaissent une grossesse. En effet, poursuivre la simulation après une première grossesse nécessiterait des modèles beaucoup plus complexes, et la décision a été donc prise d'ajouter une « pondération » aux premières conceptions afin de tenir

[47] Cette correction vers le haut est le résultat de l'ajustement du dénominateur vers le bas lorsque nous écartons la proportion de femmes stériles à chaque âge (déterminée par la loi exponentielle proposée par Leridon).

[48] Taux de perte fœtale chez les femmes âgées de 15 à 19 ans, blanches et non hispaniques (NCHS, 2012). Ce taux inclut les mort-nés, les nés vivants mais non viables et les interruptions médicales de grossesse.

compte de celles de rang 2 et plus. Les adolescentes sortent donc de la population concernée par la simulation au moment de leur première grossesse.

Qu'en est-il alors pour les grossesses de rang 2 et plus ? Pour les naissances de rang 2 et plus durant l'adolescence, nous ne pouvons pas nous appuyer sur les statistiques de l'état civil en France et en Angleterre-Galles car elles ne sont pas fiables en ce qui concerne le rang de naissance. Aussi, nous avons dû recourir aux données américaines[49] afin de pouvoir faire des estimations concernant la proportion de naissances à chaque âge durant l'adolescence de rang 2 et plus. Nous observons une relation exponentielle, d'une part mécanique et d'autre part due aux comportements féconds, entre l'âge et la proportion de naissances de rang 2 et plus. À partir des taux de fécondité à 18 ans, nous estimons la proportion de naissances de rang 2 et plus à l'âge x dans l'année a[50] (Figure 2.16, p. 117), telle que :

$$r_a^x = 0{,}025 \times exp\Big(\big(1{,}04125 + 0{,}000169.\big(f_{18}^a - 219\big)\big) \times \big(x - 13\big)\Big)$$

avec,

r_a^x : la proportion de naissances à l'âge x de rang 2 et plus dans l'année a ;

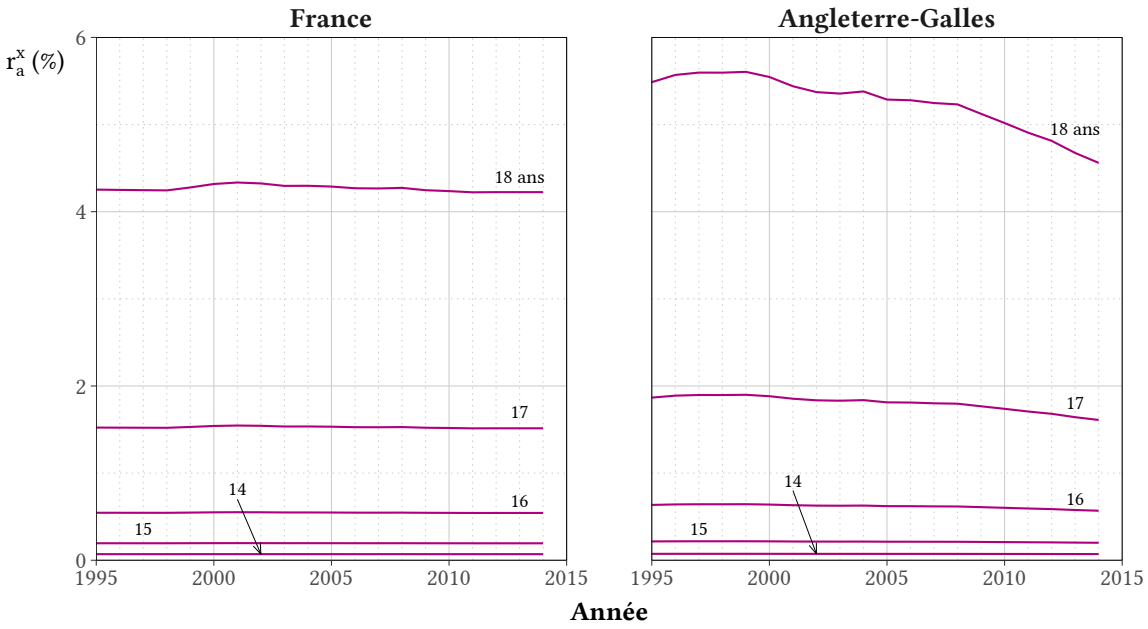
f_{18}^a : le taux de fécondité à 18 ans observé dans l'année a ;

x : l'âge x.

[49] *National Vital Statistics Reports : « Births : Final Data for [année] »*, éditions 2000 à 2014, disponible de https://www.cdc.gov/nchs/products/nvsr.htm.

[50] Au moment de la présente étude, les données disponibles ne permettent pas de calculer les valeurs de r_a^x pour l'année 2015. Les valeurs pour 2015 ont donc été établies en étant égales à celles pour l'année 2014.

Figure 2.16 – Proportion estimée de naissances à l'âge x de rang 2 et plus dans l'année a



Source : TRIADOCON.

Quant aux avortements provoqués, une requête[51] auprès du *Department of Health* a permis de disposer du nombre d'IVG de rang 2 et plus pour chaque âge[52] en Angleterre-Galles pour chacune des années sur la période 1995-2015. Grâce à cette information, nous avons pu calculer la proportion d'IVG de rang 2 et plus à chaque âge et à chaque année. Concernant la France, les « Statistiques de l'avortement en France » produites par l'Ined, fournissent le nombre d'IVG selon le nombre d'IVG antérieures de la femme et par grand groupe d'âge[53], de 12 à 17 ans et de 18 à 19 ans pour les âges adolescents. Ces données sont disponibles sur la période 2005-2012. Dans un premier temps la proportion d'IVG de rang 2 et plus pour ces groupes d'âge a été interpolée linéairement pour les périodes 1995-2004 et 2013-2015. Afin de calculer la proportion d'IVG à chaque âge de rang 2 et plus, nous avons supposé qu'elle est relative à la proportion dans la classe d'âge $y;z$ (où l'âge x est compris dans cette classe), et

[51] *Freedom of Information request.*

[52] En raison du nombre infime d'IVG de rang deux et plus à 13 ans, les données ont été regroupées pour les âges de 14 ou moins. Nous simulons donc sous l'hypothèse que chaque IVG à l'âge de 13 ans est de rang 1.

[53] Tableau 37 des Statistiques de l'avortement en France.

que le ratio de ces deux proportions est égal dans les deux pays. Nous avons pu estimer la proportion d'IVG de rang 2 et plus à chaque âge x en France (i_a^{xF}) (Figure 2.17) par :

$$i_a^{xF} = \frac{i_a^{xR}}{i_a^{(y;z)R}} \times i_a^{(y;z)F}$$

avec,

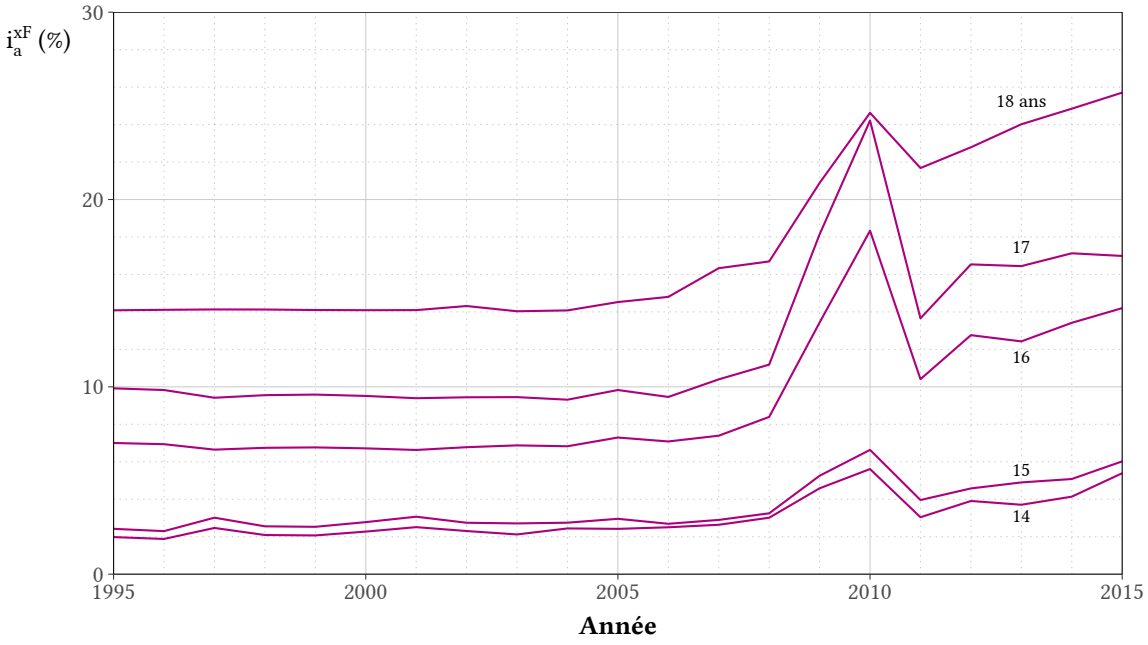
i_a^{xR} : la proportion d'IVG à l'âge x de rang 2 et plus dans l'année a en Angleterre-Galles ;

$i_a^{(y;z)R}$: la proportion d'IVG dans la classe d'âge $y;z$ de rang 2 et plus dans l'année a en Angleterre-Galles ;

$i_a^{(y;z)F}$: la proportion d'IVG dans la classe d'âge $y;z$ de rang 2 et plus dans l'année a en France.

En outre, il existe des femmes qui connaissent à la fois une IVG et une naissance vivante durant leur adolescence. En raison du manque de données sur ces femmes, nous simulons sous l'hypothèse qu'à chaque grossesse, le choix pour une femme entre mener à terme sa grossesse ou recourir à l'IVG serait le même.

Figure 2.17 – Proportion estimée d'IVG de rang 2 et plus à l'âge x dans l'année a en France



Source : TRIADOCON.

Finalement, le nombre de conceptions à l'adolescence c_a simulées dans une année a s'écrit :

$$c_a = \sum_{x=13}^{18} N_a^x.\left(1 + r_a^x\right).n_m.(1 - l^x) + \sum_{x=13}^{18} I_a^x.\left(1 + i_a^x\right)$$

avec,

N_a^x : le nombre de naissances de rang 1 simulées à l'âge x dans l'année a ;

r_a^x : la proportion de naissances à l'âge x de rang 2 et plus dans l'année a ;

n_m : le taux de naissances multiples (=0,0065) ;

l^x : la proportion de grossesses reconnaissables à l'âge x résultant dans une fausse couche ;

I_a^x : le nombre d'IVG de rang 1 simulées à l'âge x dans l'année a ;

i_a^x : la proportion d'IVG à l'âge x de rang 2 et plus dans l'année a.

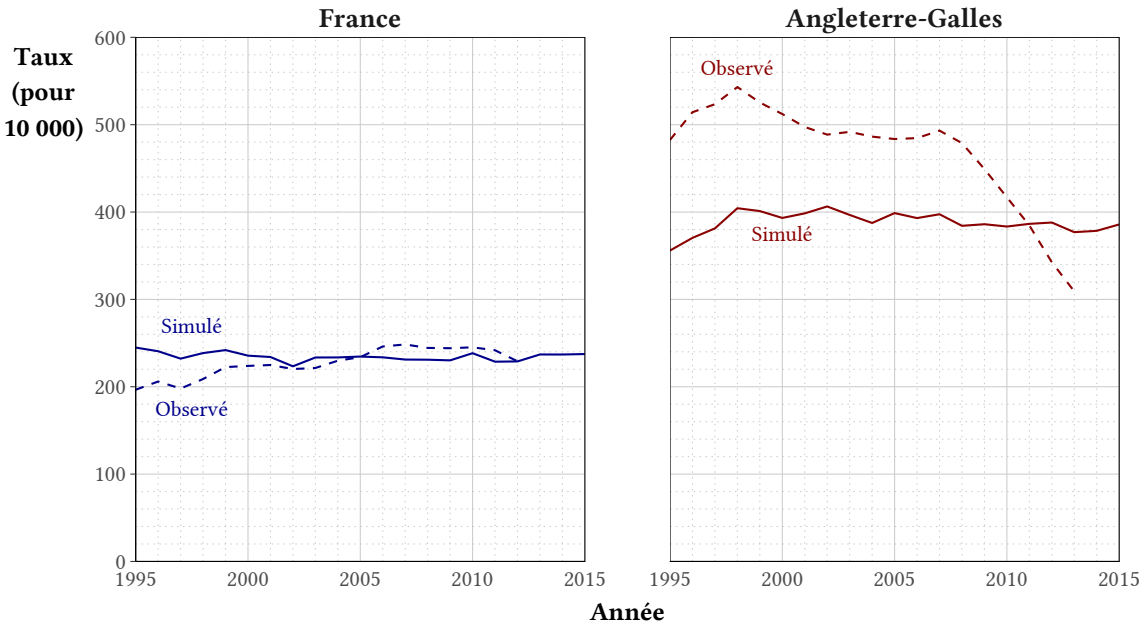
2.5 Résultats

2.5.1 Validation des modèles

A priori, lorsque nous comparons les taux de conceptions à l'adolescence simulés par le modèle TRIADOCON à ceux observés, les résultats sont meilleurs pour le cas français qu'anglais. Si, pour les françaises, le taux simulé est du même ordre que celui qui est observé, même si l'accroissement du taux n'est pas visible dans la simulation (Figure 2.18, p. 120), pour les adolescentes anglaises le taux de conceptions est largement sous-estimé par la simulation sur la période allant de 1995 à 2008 (-22 % en moyenne). En outre, la tendance simulée chez les adolescentes anglaises ne suit pas l'évolution observée. Si, après une hausse initiale dans les deux courbes nous observons un plateau, il est suivi d'une baisse remarquable du niveau de taux de conceptions en Angleterre-Galles, que ne se retrouve pas dans les simulations.

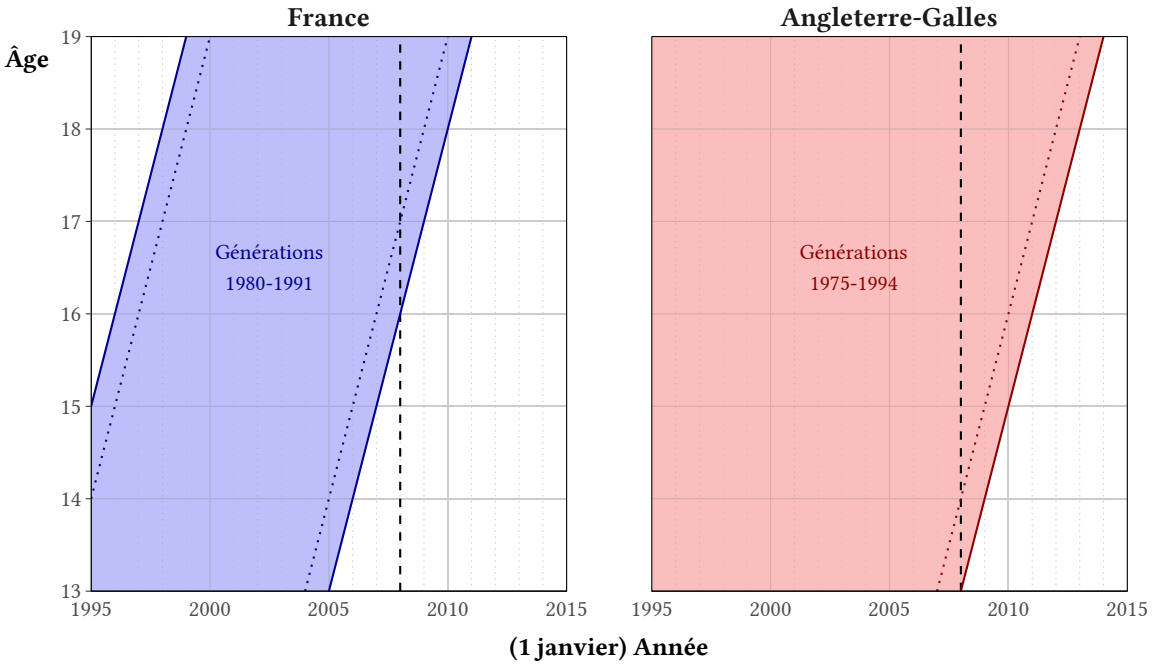
Quelles sont les raisons de ces discontinuités ? En ce qui concerne les tendances des courbes simulées et observées, rappelons-nous les populations utilisées pour le paramétrage du modèle TRIADOCON. Les femmes françaises de l'enquête FECOND sont celles nées entre 1980 et 1991 et les femmes anglaises enquêtées dans Natsal sont celles des générations 1975 à 1994 (Figure 2.19, p. 120). En France, seule la période 1999-2004 comprend une population adolescente pour qui nous disposons des informations sur la totalité des cohortes qui la consti-

Figure 2.18 – Taux de conceptions à l'adolescence observés et simulés, 1995-2015



Sources : TRIADOCON, Insee, Mazuy et al. (2014), ONS, DH.

Figure 2.19 – Diagramme de Lexis, femmes enquêtées FECOND et Natsal



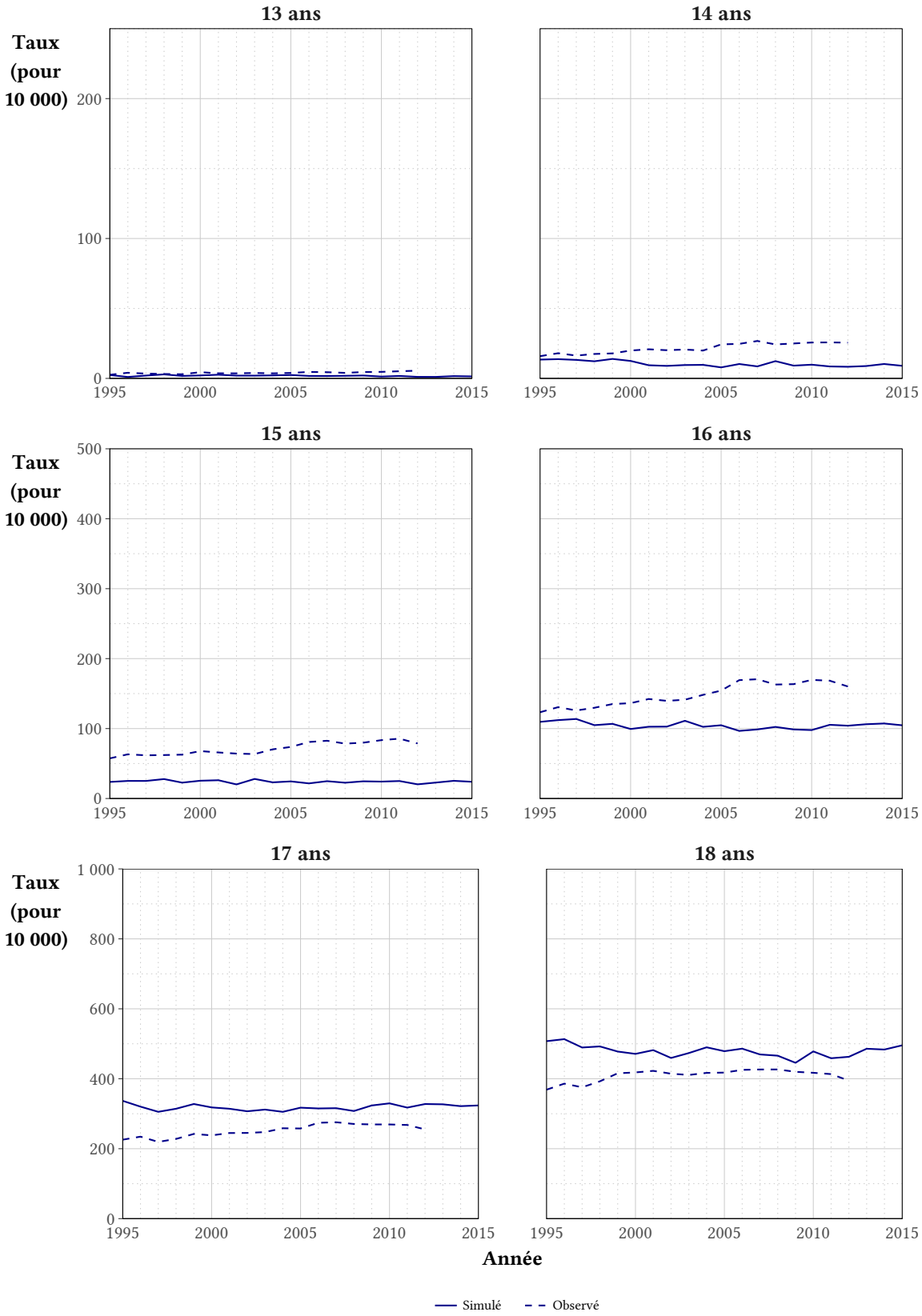
Sources : FECOND, Natsal.

tuent. En Angleterre-Galles, jusqu'en 2007, l'adolescence simulée est celle des femmes enquêtées, mais la période ci-après dans laquelle la tendance observée a connu un grand changement est basée sur les comportements observés d'une minorité d'enquêtées nées à partir de 1989. Ces femmes font partie des générations chez lesquelles, compte tenu de la baisse significative du taux de conceptions, il y a probablement eu un changement de comportements sexuels et contraceptifs qui n'a pas pu être capté par l'enquête Natsal.

Quant aux écarts de niveaux des taux, les conceptions à l'adolescence simulées sont-elles vraiment plus précises pour les femmes françaises ? La comparaison des taux observés et simulés selon l'âge à la conception, conduisent plutôt à répondre par la négative. Chez les françaises, le taux de conception est sous-estimé avant l'âge de 17 ans et surestimé aux âges de 17 et 18 ans (Figure 2.20, p. 122). À l'inverse, la simulation TRIADOCON sous-estime le taux de conception en Angleterre-Galles, quel que soit l'âge, sauf pour la période la plus récente déjà mentionnée (Figure 2.21, p. 123). Nous pouvons donc conclure qu'en fait, c'est la simulation anglaise qui est la plus précise, malgré la sous-estimation plus forte.

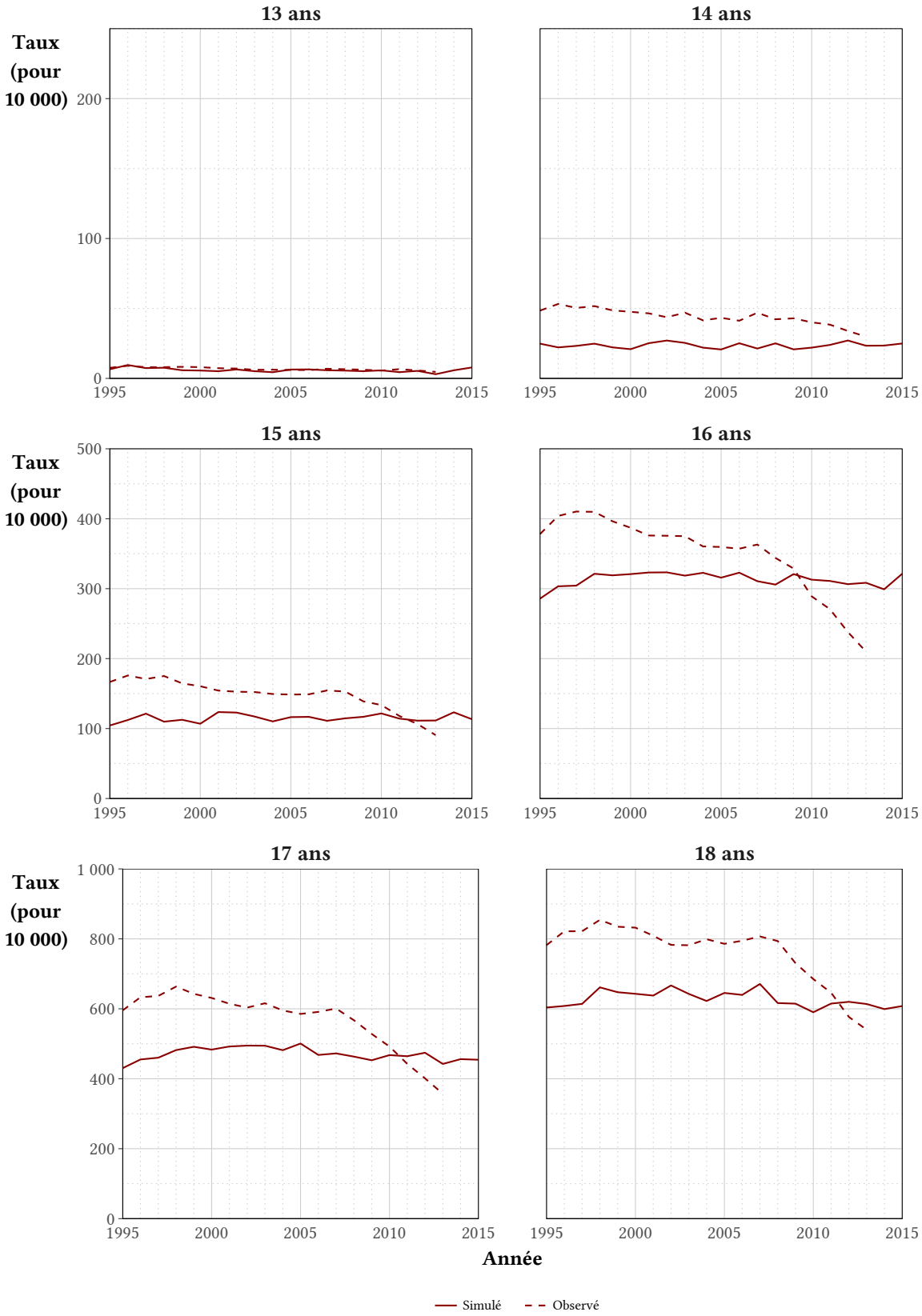
Rappelons-nous qu'un des principes clés des simulations proposées est l'utilisation des taux d'échec contraceptifs. Par définition, ces taux comptabilisent uniquement au numérateur les conceptions ayant eu lieu en présence d'un moyen contraceptif utilisé afin d'éviter une grossesse. Or, toutes les conceptions à l'adolescence ne sont pas involontaires ou non désirées, malgré le fait que les projets de parentalité chez les adolescentes sont largement niés. En Angleterre-Galles, plus de 10 % des grossesses adolescentes ont été prévues et plus de 40 % des adolescentes ayant déclaré une grossesse se sont montrées ambivalentes face au fait qu'elles pourraient connaître une grossesse (Wellings *et al.*, 2013). Nous posons donc l'hypothèse que l'une des raisons, surtout en Angleterre-Galles, de la sous-estimation du taux de conception par notre simulation réside dans la difficulté voire l'impossibilité de tenir compte des grossesses voulues par une méthode strictement quantitative et sans indication du « désir d'enfant » durant l'adolescence. Ainsi, en Angleterre-Galles, l'ampleur de la sous-estimation augmente avec l'âge (à partir de 16 ans), ce qui semble vouloir valider cette hypothèse. Les projets de parentalité semblent plus probablement être construits et actés aux âges avancés de l'adolescence.

Figure 2.20 – Taux de conceptions à l'adolescence par âge observé et simulé, France 1995-2015



Sources : TRIADOCON, Insee, Mazuy et al. (2014).

Figure 2.21 – Taux de conceptions à l'adolescence par âge observé et simulé, Angleterre-Galles 1995-2015



Sources : TRIADOCON, ONS, DH.

Nous pouvons également nous interroger sur une autre hypothèse fondamentale du modèle de microsimulations construit : considérer que l'activité sexuelle au cours de l'adolescence dans chacun des deux pays est similaire à celle des adolescentes américaines. Utilisée du fait des informations manquantes, cette hypothèse nous paraît forte. Cependant, sans poser cette hypothèse, notre simulation aurait été impossible.

Compte tenu des limites du modèle TRIADOCON, imposées par les données sur lesquelles il est fondé, nous présenterons uniquement nos résultats dans ce qui suit sur la période 1995-2007, pour laquelle les simulations sont les plus précises et en sachant que nos modèles produisent des résultats standardisés du point de vue des trajectoires sexuelles durant l'adolescence.

2.5.2 Quantification de l'écart entre les taux de conception

Dans une perspective comparative, nous allons prendre comme référence les comportements des adolescentes françaises, et nous changeons un aspect à la fois des comportements sexuels et contraceptifs des adolescentes anglaises afin de les faire ressembler à ceux de leurs homologues françaises[54]. En observant le taux de conceptions à l'adolescence qui en résulte, nous pouvons alors isoler l'écart dû à un comportement donné. Les comportements français suivants seront appliqués aux adolescentes anglaises :

(i) elles connaissent leur premier rapport sexuel au même moment ;

(ii) elles sont proportionnellement aussi nombreuses dans les différents groupes de risque ;

(iii) elles utilisent aussi efficacement (taux d'échec égaux) et de manière aussi régulière la contraception ;

(iv) elles utilisent dans des proportions identiques les différentes méthodes de contraception ;

(v) dans le cas d'une grossesse, elles recourent aussi fréquemment que les françaises à l'avortement ;

[54] Cette approche ressemble à la standardisation, celle de la méthode de population type.

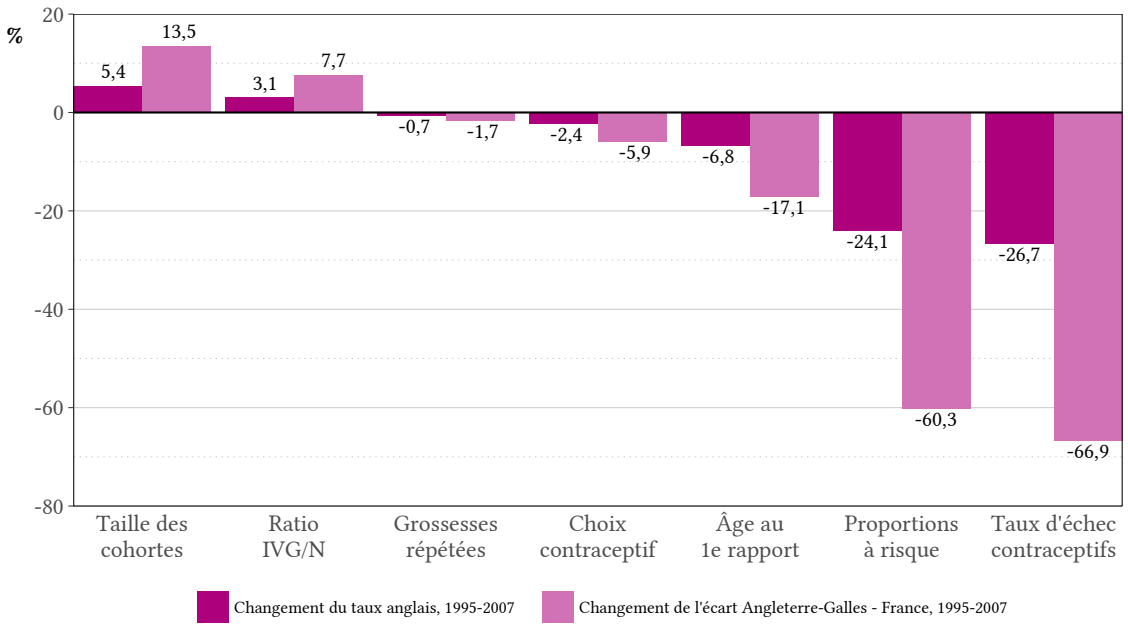
(vi) et enfin, elles connaissent autant de grossesses de rang 2 et plus.

Dans un premier temps, nous simulons également avec les mêmes effectifs par génération dans les deux pays afin de standardiser nos résultats.

Les résultats de ces comparaisons sont montrés dans la Figure 2.22 (p. 126). Notons d'abord qu'à équivalence d'effectifs dans les générations simulées, le taux de conception adolescente sur la période 1995-2007 aurait été plus élevé de 5,4 % en Angleterre-Galles ce qui aurait entraîné un écart plus élevé (+13,5 %) entre les taux des deux pays. En substituant un par un les comportements des adolescentes anglaises par celles des françaises, si les anglaises avaient un recours identique à l'IVG en cas de grossesse que les françaises, le taux de conception observé aurait été légèrement plus élevé (+3,1 %) et aurait ainsi augmenté l'écart entre les deux pays (+7,7 %). La fréquence des grossesses de rang supérieur à 1 ainsi que les différents choix de moyens contraceptifs n'auraient eu qu'un impact négligeable sur le taux de conception adolescente en Angleterre-Galles et donc, n'aurait été responsables que d'une faible part de l'écart entre les deux pays. Si les adolescentes anglaises avaient la même distribution d'âge au premier rapport sexuel que leurs homologues françaises – une entrée plus tardive dans la sexualité –, le taux de conception sur la période 1995-2007 serait inférieur de 6,8 %, et aurait ainsi réduit l'écart entre l'Angleterre-Galles et la France de 17,1 %. Les changements qui ont le plus d'impact concernent ceux de la répartition des femmes dans chaque groupe de risque ainsi que les taux d'échec contraceptifs. En introduisant ces changements de comportements, le taux de conception à l'adolescence chez les femmes anglaises s'est réduit de 24,1 % et de 26,7 % respectivement, ce qui réduirait l'écart entre les deux pays par 60,3 % et 66,9 % respectivement.

Les enseignements de cette étape sont clairs. Ce sont avant tout l'utilisation moins efficace de la contraception et, de façon générale, la plus grande proportion des adolescentes qui ont des comportements à risque, qui expliqueraient le taux de conception significativement plus élevé en Angleterre-Galles. En effet, ce sont les femmes des groupes les plus à risque qui en proportion participent le plus au total des conceptions (Tableau 2.8, p. 126). Le groupe le plus à risque en Angleterre-Galles, qui comprend une femme sur dix, compte pour presque

Figure 2.22 – Changements simulés du taux de conception anglais et l'écart des taux entre les deux pays selon le comportement, 1995-2007



Source : TRIADOCON.

Lecture : Si les adolescentes anglaises recouraient aussi fréquemment à l'IVG dans le cas d'une grossesse que leurs homologues françaises, le taux de conception adolescente sur la période 1995-2007 aurait été plus élevé de 3,1 %. L'écart entre les deux pays aurait ainsi augmenté de 7,7 %.

Tableau 2.8 – Proportion de femmes et de conceptions selon groupe de « risque »

Groupe de « risque »	France			Angleterre-Galles		
	Femmes	Conceptions	Rapport	Femmes	Conceptions	Rapport
1	39,0	17,5	0,4	40,0	17,3	0,4
2	29,1	17,0	0,6	11,5	6,8	0,6
3	21,0	42,1	2,0	34,6	47,1	1,4
4	7,1	13,9	2,0	3,3	5,2	1,6
5	3,8	9,5	2,5	10,6	23,5	2,2

Source : TRIADOCON.

Lecture : Chez les françaises, 3,8 % d'adolescentes ayant eu un rapport sexuel avant leur 19e anniversaire était dans le groupe de « risque » 5 et les femmes de ce groupe comptent pour 9,5 % des conceptions.

un quart des conceptions, alors qu'en France, presque une conception sur dix est issue de la minorité des femmes les plus à risque (comptant pour moins de 1 femme sur 25).

2.5.3 Simulation des scénarios théoriques

L'un des apports des microsimulations est la possibilité de simuler des scénarios théoriques et d'en voir les résultats. Nous présentons ici deux scénarios hypothétiques pour chacun des deux pays. Le premier scénario stipule que les adolescentes favorisent des moyens contraceptifs plus efficaces. Concrètement, nous simulons un décalage de 5 % dans les proportions utilisant chaque moyen de contraception tel que 5 % des femmes qui utilisaient le moyen le moins efficace (aucun moyen), utiliseraient désormais le deuxième moyen le moins efficace, la contraception d'urgence, et ainsi de suite. Les résultats de ce scénario se traduisent par une réduction dans le taux de conception à l'adolescence dans les deux pays, de l'ordre de 11 % en Angleterre-Galles et de 24 % en France, ce qui augmenterait l'écart entre leurs taux respectifs. Que ce scénario réduise davantage le taux de conception à l'adolescence en France est lié au fait qu'à l'origine, les françaises utilisaient plus souvent des moyens plus efficaces et que, sous le scénario proposé, il ne reste que très peu d'adolescentes françaises utilisant des moyens contraceptifs peu efficaces.

Le deuxième scénario stipule une meilleure utilisation des moyens contraceptifs, ce qui se traduit par une réduction des taux d'échec. Pour ce scénario, nous avons diminué la probabilité d'un échec contraceptif de 5 % pour le préservatif et la pilule – et donc ainsi pour la combinaison de ces deux méthodes – en supposant que l'efficacité des autres moyens de contraception ne dépendait pas directement des connaissances de l'utilisatrice. Ce scénario a seulement eu pour résultat de réduire le taux de conception de 1,4 % en Angleterre-Galles et de 0,6 % en France. Les utilisatrices de ces deux moyens contraceptifs ne sont responsables que pour une part minoritaire (13,6 % en France et 29,9 % en Angleterre-Galles) du nombre de conceptions à l'adolescence (Tableau 2.9, p. 128) et que par conséquent une augmentation de l'efficacité de leur utilisation n'a qu'une influence réduite sur le poids total des conceptions à l'adolescence.

Tableau 2.9 – Proportion d'usage et de conceptions selon moyen contraceptif

Moyen contraceptif	France			Angleterre-Galles		
	Rapports sexuels	Conceptions	Rapport	Rapports sexuels	Conceptions	Rapport
Préservatif	52,5	11,9	0,2	58,6	27,4	0,5
Pilule	8,4	1,5	0,2	7,7	2,0	0,3
Double protection	28,6	0,2	0,0	22,2	0,5	0,0
Injection contraceptive	-	-	-	0,2	0,0	0,1
Moyen inadéquat	1,2	0,8	0,7	1,1	0,9	0,8
Contraception d'urgence	0,3	0,8	2,6	0,8	1,6	1,9
Aucun moyen	7,5	69,8	9,4	5,9	39,6	6,7
Usage irrégulier	1,5	15,0	10,1	3,5	28,0	8,0

Source : TRIADOCON.

Lecture : Chez les françaises, le préservatif a été utilisé dans 52,5 % de rapports sexuels et de 11,9 % de rapports qui ont conduit à une conception.

2.6 Synthèse du Chapitre 2

Les taux de conception à l'adolescence de niveaux très différents observés en France et en Angleterre-Galles contribuent mécaniquement (en partie) à l'écart de la proportion de femmes devenues mères durant leur adolescence. Ces taux nous interrogent également sur les comportements sexuels et contraceptifs des adolescentes dans les deux pays.

Nous avons essayé de quantifier l'impact de ces comportements sur les taux de conception à l'adolescence par le biais d'une microsimulation – TRIADOCON – qui simule l'adolescence des femmes, tout particulièrement, leurs comportements sexuels et contraceptifs. Ce processus a été relativement complexe pour la mise en œuvre de la méthodologie, et a été rendu encore plus difficile par l'absence de certaines informations nécessaires à sa réalisation, notamment celles concernant l'activité sexuelle des adolescentes. Également, la qualité du modèle pourrait être améliorée par l'intégration d'autres éléments qui influencent les comportements sexuels et contraceptifs durant l'adolescence, tels que, comme nous avons exposé dans le Chapitre 1, la famille, la scolarité et la santé. Si le modèle TRIADOCON reste encore

« expérimental », il nous fournit cependant quelques connaissances utiles pour comprendre ce qui contribue à l'écart important des conceptions entre les deux pays.

Au préalable, la construction de sous-populations à « risque » a montré que la plupart des adolescentes ayant des rapports sexuels courent un faible risque de connaître une grossesse à l'adolescence, du fait d'une maîtrise de leur fécondité grâce à un bon recours à la contraception. Les résultats de notre microsimulation soulignent d'abord l'importance de la qualité de l'usage des moyens contraceptifs. Les taux d'échec contraceptifs, plus élevés chez les femmes anglaises, expliquent en grande partie (67 %) les différences des niveaux de conceptions à l'adolescence entre les deux pays. Par ailleurs, la sous-estimation du taux de conception anglais, que nous attribuons en partie à la non-inclusion dans notre modèle des grossesses « voulues », rappelle que celles-ci existent chez les adolescentes.

En Europe où nous restons loin de la promotion de l'abstinence observée aux États-Unis, l'activité sexuelle est souvent l'objet de « fantasmes ». En ce qui concerne les conceptions à l'adolescence, nos résultats attestent que les comportements « à risque » importent plus que l'âge auquel les jeunes entrent dans la sexualité et relativisent l'association entre la sexualité des jeunes et les grossesses. La simulation de certains scénarios offre des pistes pour les acteurs de l'éducation sexuelle et les services destinés à sensibiliser les adolescents sur leur santé sexuelle. Enfin, notre simulation montre que des sous-populations d'adolescentes ont des comportements sexuels et contraceptifs « à risque » et soulève une question essentielle pour ces mêmes acteurs : comment faire pour atteindre cette population minoritaire ?

Partie II :

Le temps

de la maternité

Introduction à la Partie II

En posant la question « Qui sont les mères adolescentes ? » nous visons, dans cette deuxième partie de notre thèse, à étudier l'entrée précoce dans la maternité en nous intéressant aux profils des mères adolescentes au moment de la maternité. Plusieurs caractéristiques individuelles sociodémographiques sont associées aux grossesses précoces, et nous examinons l'existence de ces relations dans le cas des adolescentes françaises et anglaises. Dans le cas du champ français, ce sujet fait objet de peu d'analyses quantitatives.

Facteurs sociodémographiques associés aux maternités à l'adolescence

Le niveau d'éducation (Lupton et Kneale, 2010 ; Cook et Cameron, 2015) et la scolarité des jeunes femmes sont parmi les déterminants forts des maternités durant l'adolescence. Pour les générations nées dans les années 60, la proportion de femmes devenues mères aux jeunes âges était inversement proportionnelle à leur niveau de diplôme (Battagliola *et al.*, 1997b). Des précédents travaux ont montré que dans le cadre de la transition vers l'âge adulte, mener des études plus longues reflète un investissement initial dans la construction d'une vie professionnelle, plutôt que familiale. À l'inverse, un faible niveau de diplôme rend l'accès à un emploi plus difficile, et face à un manque d'opportunités professionnelles, les femmes exclues du marché professionnel, seraient plus enclines à investir davantage dans la sphère familiale. Une autre hypothèse pourrait être que les études courtes seraient la conséquence d'un désir précoce d'enfant. Au-delà du niveau de diplôme, le décrochage scolaire est souvent associé à la maternité à l'adolescence (Charbonneau, 2000 ; Wellings *et al.*, 2001 ; Cater et Coleman, 2006), ou constitue l'événement déclencheur. De façon plus générale, il existe un lien, en France comme au Royaume-Uni, entre le moment de la fin des études et le report de l'entrée dans

la maternité (Rendall et Smallwood, 2003 ; Rendall *et al.*, 2010 ; Ní Bhrolcháin et Beaujouan, 2012).

Selon des théories économiques, pour les femmes adolescentes n'étant plus scolarisées ou faiblement diplômées, le coût d'opportunité d'avoir un enfant très jeune serait faible puisque le conflit entre le rôle d'étudiante et de mère potentielle n'existe plus (Ní Bhrolcháin et Beaujouan, 2012). La déscolarisation peut agir doublement sur le risque de devenir mère durant l'adolescence : par un environnement qui serait plus propice à une entrée en sexualité plus précoce, accompagnée d'une contraception moins protectrice qui augmentent la probabilité d'une conception ; et par une probabilité plus forte que la grossesse soit menée à son terme (Leibowitz *et al.*, 1986).

Une absence d'activité professionnelle est également associée à une probabilité plus forte d'être mère à l'adolescence (McCulloch, 2001 ; Genest *et al.*, 2014). Il est cependant complexe d'arbitrer sur le sens de ces corrélations, bien que des travaux semblent suggérer que l'inactivité précède souvent la naissance du premier enfant (Battagliola *et al.*, 1997a ; 1997b).

Enfin, l'origine ethnique et culturelle des femmes pourrait influencer leur risque de connaître une maternité durant la période de leur adolescence. Au Royaume-Uni, un taux de fécondité des adolescentes plus élevé a été observé dans le groupe d'adolescentes d'origine caribéenne, pakistanaise et bangladeshie et, en revanche plus faible pour les origines indiennes, africaines et chinoises (Berthoud, 2001 ; Coleman et Dubuc, 2010). Ces tendances sont en partie liées aux différences culturelles relatives à l'âge au mariage et à la formation des familles. La grande majorité des naissances à l'adolescence pour les jeunes femmes d'origine sud-asiatiques vivant au Royaume-Uni sont observées dans le cadre d'un mariage (Berthoud, 2001).

Les effets contextuels

Si, dans la littérature, ce sont les déterminants sociodémographiques, économiques et culturels de la maternité à l'adolescence qui semblent primer (McCulloch, 2001), certains travaux ont choisi d'utiliser d'autres échelles d'analyse comme, par exemple, celles des normes familiales, locales ou culturelles. De fait, des études réalisées à l'échelle familiale posent

l'hypothèse d'une transmission de normes et d'attitudes vis-à-vis des maternités précoces d'une génération à l'autre ou, plus précisément, des mères à leurs filles (Manlove, 1997 ; Rendall, 2003 ; Stanfors et Scott, 2013). Si certaines études montrent une contribution modeste de ce phénomène de transmission intergénérationnelle (Rendall, 2003) d'autres, en revanche, mettent en évidence des corrélations fortes entre des maternités précoces et le fait d'être issue d'une famille nombreuse (Russell, 2002), d'avoir grandi dans une famille monoparentale (Robson et Pevalin, 2007), et d'avoir une sœur aînée qui a donné naissance à un enfant durant son adolescence (Monstad *et al.*, 2011). Les études réalisées à l'échelle locale cherchent, pour leur part, à vérifier l'effet de l'entourage et du contexte géographique sur la probabilité de mettre au monde un enfant à un très jeune âge. Des auteurs évoquent alors des « cultures locales de fécondité précoce » ; ils montrent, à travers une analyse spatiale de ce phénomène en Angleterre, que la moitié des conceptions des adolescentes se situent dans le premier quintile des *wards*[1] les plus défavorisés (Arai, 2007). Au Royaume-Uni, il existe également pour les moins de 16 ans un taux de fécondité adolescente trois fois plus élevé dans les zones territoriales les plus défavorisées par rapport aux plus aisées (Smith, 1993). De nombreuses recherches montrent aussi que les très jeunes mères sont issues des milieux défavorisés (Robson et Pevalin, 2007) et présentent des désavantages sociaux tels que le chômage, la pauvreté, la discrimination (Rowlands, 2010), un manque d'opportunités économiques et l'exclusion sociale (Kearney et Levine, 2012).

***

Dans le Chapitre 3, nous utilisons une source de données qui est peu fréquente pour les études concernant la fécondité – les recensements de la population – en montrant les atouts de cette source pour l'étude d'une population rare. Nous décrivons la méthodologie qui nous permet de l'exploiter pour les analyses qui figurent dans le Chapitre 4. C'est dans ce chapitre que nous examinons les facteurs sociodémographiques associés aux maternités adolescentes avant de dresser des profils sociodémographiques et de décrire comment ceux-ci varient dans les espaces géographiques que nous avons retenus pour notre recherche. Nous ferons égale-

[1] Unité géographique d'administration politique la plus fine au Royaume-Uni, dont il existe plus de neuf mille (ONS).

ment un état des lieux des caractéristiques des hommes associés aux maternités adolescentes, une population souvent négligée.

Chapitre 3

Identifier les mères adolescentes dans les recensements de la population

Les maternités adolescentes sont des phénomènes rares, surtout en France où nous dénombrons chaque année, depuis le milieu des années 1990, autour de 10 000 naissances de femmes âgées de 18 ans ou moins. Pour cette raison, elles sont difficiles à étudier à travers des enquêtes en population générale, car leurs effectifs sont peu nombreux, comme nous l'avons mentionné dans l'introduction. D'autres sources d'informations doivent donc être utilisées. Bien que les données de l'état civil demeurent incontournables pour les dénombrer, nous allons montrer qu'elles sont insuffisantes pour décrire les mères adolescentes et qu'il est pertinent d'utiliser le recensement, en utilisant la méthode dite de « décompte des enfants au foyer ». Ces outils nous permettront de les identifier, et de mener subséquemment les analyses différentielles[2].

[2] Une partie importante de ce chapitre fait l'objet d'un article publié intitulé *« Comment mieux identifier les mères adolescentes dans le recensement français ? Améliorations de la méthode du « décompte des enfants au foyer » »* (Tomkinson et Breton, 2017). Cet article détaille (de manière condensée) l'application des principes de la méthode du « décompte des enfants au foyer » au recensement français qui sera décrite dans la section 3.3.

3.1 Les données du recensement : une source alternative des informations sociodémographiques sur les mères

3.1.1 Les limites des données de l'état civil

L'état civil est une source insatisfaisante pour mener une étude détaillée du profil et de l'environnement des mères adolescentes (voire, de toute mère) compte tenu du peu de variables figurant dans le bulletin de déclaration des naissances. Les informations collectées lors de l'enregistrement d'une naissance en France et en Angleterre-Galles sont peu nombreuses[3], surtout en ce qui concerne les variables sociodémographiques. En France, aucune information n'est collectée sur le niveau d'éducation de la mère, sa situation de couple ou encore son mode de vie (vit-elle ou non encore avec ses parents ?) et si l'information sur la profession de la mère est demandée, celle-ci n'est pas toujours bien renseignée (Davie et Mazuy, 2010). Son équivalent britannique ne renferme essentiellement que des informations sur le lieu de naissance des parents, leur situation professionnelle et leur date de mariage ou, le cas échéant, du *civil partnership*[4].

Il est donc nécessaire à recourir à une autre source, plus riche en variables sociodémographiques. Le recensement de la population offre une alternative en considérant les enfants « d'aujourd'hui » comme les naissances « d'hier », à l'instar de la méthode du « décompte des enfants au foyer » (DEF) ou « *Own Children method* ». Le recensement a deux grands avantages par rapport à d'autres sources potentielles (par exemple, les enquêtes nationales périnatales[5]) : la richesse des informations collectées et l'exhaustivité de la population couverte, ce qui mènent à une taille d'effectifs qui facilite l'analyse de sous-populations rares.

Les sources mobilisées dans cette partie de notre travail sont donc tirées du fichier détail du recensement français de 2011 ainsi que des données individuelles du recensement d'Angleterre-Galles de cette même année, dont un échantillon de 10 % des ménages est mis

---

[3] *Cf.* extrait du bulletin de naissance français en annexe (Figure II-1, p. 327).

[4] Union civile britannique.

[5] Ces enquêtes sont conduites en France et au Royaume-Uni dans le cadre du réseau Euro-Peristat.

à disposition pour la recherche. Ces deux fichiers contiennent des microdonnées concernant leurs populations respectives, une ligne dans le fichier correspondant à un individu recensé.

3.1.2 Deux systèmes de recensements différents

Les recensements en France et en Angleterre-Galles diffèrent par leurs méthodes et leurs contenus, spécifiquement en ce qui concerne la collecte des informations portant sur les liens familiaux au sein d'un ménage.

Le recensement en Angleterre-Galles s'inscrit dans le modèle « traditionnel » des recensements comprenant une collecte exhaustive se déroulant une fois par décennie, dont le dernier a eu lieu en mars 2011. Sa gestion relève de la responsabilité de l'*Office for National Statistics* (ONS). Les données concernant les ménages sont mises à disposition pour les chercheurs accrédités[6], dans un environnement sécurisé (*safe-setting*), au bureau de l'ONS. Elles sont disponibles sous la forme d'un fichier contenant 10 % des individus. Un échantillonnage est tiré aléatoirement dans chacune des 181 000 unités de base (*census output areas*) pour obtenir un échantillon final de 2,4 millions de ménages, représentatifs de la population totale.

En France, depuis 2004, l'Insee a mis en place un recensement de la population sous une forme renouvelée. À la place d'une collecte exhaustive périodique, une enquête annuelle de recensement (EAR) est menée annuellement. Une EAR porte sur un cinquième des communes de moins de dix mille habitants et sur un échantillon d'adresses de communes de dix mille habitants et plus qui représentent 8 % de leur population (Lefranc, 2010 ; Toulemon, 2017). Pendant une période de cinq ans, l'ensemble des communes de moins de dix mille habitants et 40 % des habitants des communes de dix mille habitants et plus sont enquêtés, soit environ 70 % de la population (Clanché, 2014). Ces EAR sont cumulées et leur compilation fournit les résultats du recensement pour l'année située au milieu de la période des cinq EAR[7]. Dans ce

[6] Afin de recevoir l'accréditation, les chercheurs doivent remplir un formulaire qui présente les objectifs de leur recherche et justifier l'utilisation des microdonnées. En outre, les résultats des exploitations que l'on y mène font objet de contrôles stricts, quant au respect du secret statistique, avant d'être mis dans le domaine public.

[7] Par exemple, à partir des EAR de 2009 à 2013, sont publiés les résultats du recensement pour le millésime 2011.

système du recensement renouvelé il est donc possible d'échapper à la collecte (l'ensemble des grandes communes n'est pas enquêté) ou d'être enquêté à plusieurs reprises à l'intérieur d'un cycle de cinq ans (par exemple, suite à un déménagement, voire plusieurs)[8]. Les fichiers détails du recensement sont mis à disposition et sont téléchargeables directement depuis le site web de l'Insee. Ces fichiers contiennent des informations sur plus de 20 millions d'individus qui sont représentatifs de la population en France.

Dans les deux pays, le recensement est autoadministré et compte 14 questions concernant le ménage et 30 questions concernant chaque individu en France par comparaison à respectivement 14 et 43 questions en Angleterre-Galles. En France, au recensement de 2011 (EAR 2009-2013), les questionnaires ont été déposés et repris par des agents recenseurs et seule la réponse sur questionnaire papier a été possible[9]. En Angleterre-Galles, chaque ménage reçoit des questionnaires par la poste et est invité à y répondre soit par questionnaire papier, qui est ensuite envoyé par enveloppe prépayée, soit par internet. La législation des deux pays impose l'obligation de répondre au recensement, la non-réponse peut être sanctionnée par des amendes de 38 € en France et allant jusqu'à £ 1 000 (1 130 €) en Angleterre-Galles.

En ce qui concerne les analyses de fécondité à partir du seul recensement, le modèle anglais s'y prête mieux que le français, car les informations directes sur les liens familiaux, et plus spécifiquement les liens de parentalité entre chaque paire d'individus d'un ménage, sont collectées (contrairement aux seules relations entre chaque individu et la personne de référence du ménage en France)[10]. La feuille de logement du recensement en Angleterre-Galles pose deux questions qui permettent d'établir le lien de parentalité entre un enfant et sa mère. Dans un premier temps, la personne de référence du ménage liste chacune des personnes

---

[8] Par exemple, une personne peut échapper à la collecte en raison d'un déménagement d'une zone non recensée vers une zone déjà recensée durant le cycle de cinq ans. À l'opposé, un déménagement peut conduire à être recensé plus d'une fois.

[9] La réponse par internet est désormais possible depuis 2015.

[10] Les liens de maternité sont renseignés directement dans les recensements portugais, espagnol et sud-africain entre autres. Ces liens ne sont cependant pas toujours renseignés parfaitement, ce qui sera démontré ultérieurement.

qui vivent habituellement dans le logement dans la question H3 (Figure 3.1, p. 142). Par la suite, pour chacune des personnes listées, leur relation aux autres personnes est saisie sous la forme d'une matrice (la question H6). Nous disposons donc pour chaque paire de personnes, de l'information sur la relation familiale existant entre elles, et identifions la mère d'un enfant.

En revanche, le recensement français, comme ceux de nombreux autres pays, ne recueille pas directement le lien de parentalité entre une mère et son enfant[11]. Comme c'est le cas en Angleterre-Galles, un individu du ménage doit lister chaque habitant permanent du logement et leur lien familial avec lui-même sous la forme d'une question ouverte (Figure 3.2, p. 143). *A posteriori*, les liens renseignés sont recodés afin de désigner une personne de référence de la famille et du ménage. Les limites du format de cette question sont apparentes :

(i) nous ne disposons pas de lien direct entre chacune des personnes du ménage, ceux-ci doivent être dérivés ;

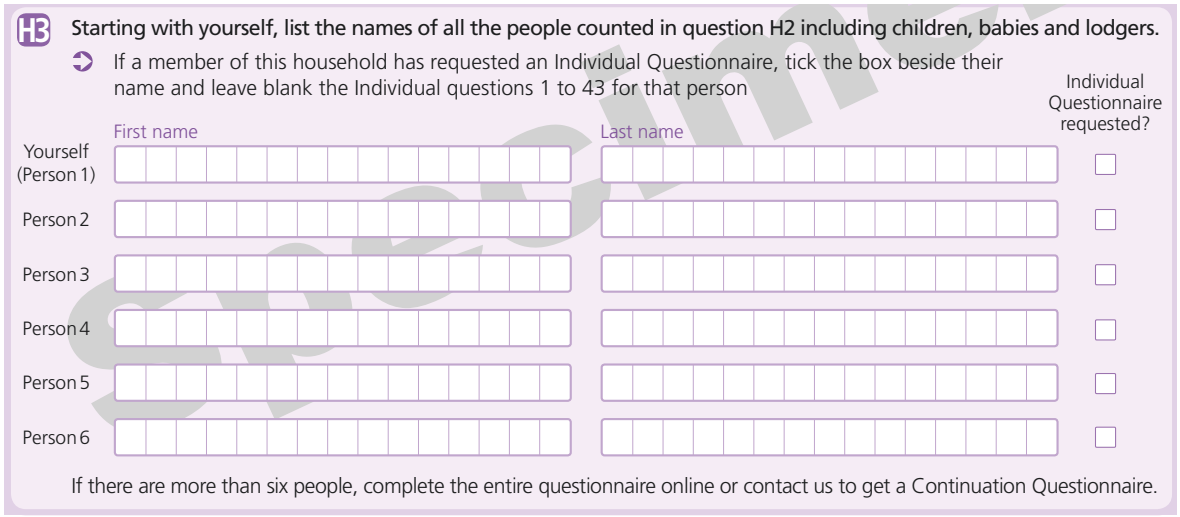
(ii) le champ libre qui recueille les liens de relation doit être recodé et les réponses données risquent de ne pas être homogènes ;

(iii) le recodage du recensement pose problème si la personne listée en première position est une femme. En effet, suite au recodage, la personne de référence du ménage est toujours un homme (en dehors des familles monoparentales). Les liens de cette personne avec les autres personnes du ménage, qui n'ont pas été saisis, sont recodés à partir d'un algorithme, et ce, seulement sur une partie de la population[12].

[11] Cependant, un projet de refonte du bulletin de logement du recensement français est en cours qui vise à mettre en place un système similaire de collecte des liens familiaux sous la forme d'une matrice.

[12] Le recodage des variables « Lien avec la personne de référence de la famille » (LPRF) et « Lien avec la personne de référence du ménage » (LPRM) est effectué par une sous-traitance de l'Insee sur une partie seulement des bulletins (ceux des communes de plus de 10 000 habitants et ¼ pour les autres communes) en suivant (en grande partie) un algorithme de traitement automatique des informations saisies dans les bulletins individuels ainsi que dans la « Liste A » de la feuille du logement. Pour plus de détails sur le recodage de la variable LPRM, voir Trabut *et al.* (2015).

Figure 3.1 – Extraits de la feuille de logement du recensement d'Angleterre-Galles - questions H3 et H6

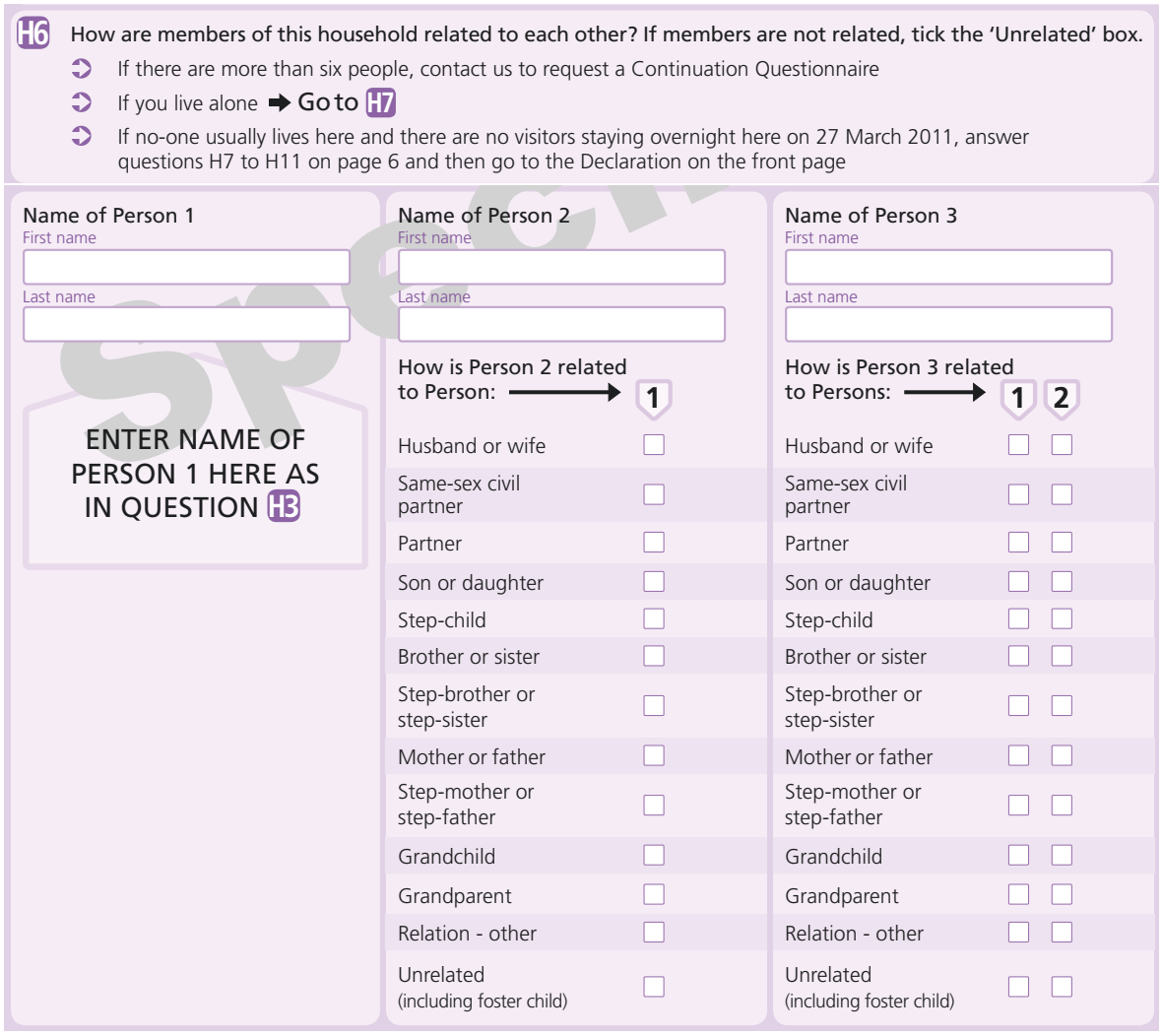


H3 Starting with yourself, list the names of all the people counted in question H2 including children, babies and lodgers.

If a member of this household has requested an Individual Questionnaire, tick the box beside their name and leave blank the Individual questions 1 to 43 for that person

	First name	Last name	Individual Questionnaire requested?
Yourself (Person 1)			☐
Person 2			☐
Person 3			☐
Person 4			☐
Person 5			☐
Person 6			☐

If there are more than six people, complete the entire questionnaire online or contact us to get a Continuation Questionnaire.



H6 How are members of this household related to each other? If members are not related, tick the 'Unrelated' box.

If there are more than six people, contact us to request a Continuation Questionnaire

If you live alone ➡ Go to H7

If no-one usually lives here and there are no visitors staying overnight here on 27 March 2011, answer questions H7 to H11 on page 6 and then go to the Declaration on the front page

Name of Person 1
First name
Last name

ENTER NAME OF PERSON 1 HERE AS IN QUESTION H3

Name of Person 2
First name
Last name

How is Person 2 related to Person: → 1

	1
Husband or wife	☐
Same-sex civil partner	☐
Partner	☐
Son or daughter	☐
Step-child	☐
Brother or sister	☐
Step-brother or step-sister	☐
Mother or father	☐
Step-mother or step-father	☐
Grandchild	☐
Grandparent	☐
Relation - other	☐
Unrelated (including foster child)	☐

Name of Person 3
First name
Last name

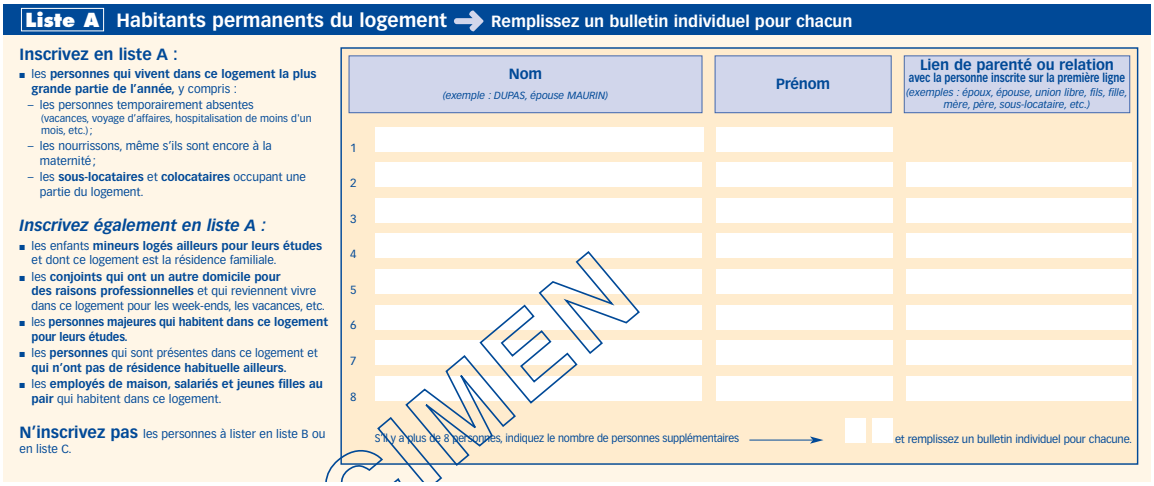
How is Person 3 related to Persons: → 1 2

	1	2
Husband or wife	☐	☐
Same-sex civil partner	☐	☐
Partner	☐	☐
Son or daughter	☐	☐
Step-child	☐	☐
Brother or sister	☐	☐
Step-brother or step-sister	☐	☐
Mother or father	☐	☐
Step-mother or step-father	☐	☐
Grandchild	☐	☐
Grandparent	☐	☐
Relation - other	☐	☐
Unrelated (including foster child)	☐	☐

Source : ONS, feuille de logement du recensement 2011.

Le lien de maternité n'étant pas directement recueilli pour identifier les mères des enfants dans le fichier du recensement français, il convient donc d'appliquer les principes de la méthode DEF.

Figure 3.2 – Extrait de la feuille de logement du recensement français - Liste A



Source : Insee, feuille de logement du recensement de la population 2011.

3.2 La méthode du « décompte des enfants au foyer »

La méthode DEF a été développée par Lee-Jay Cho et Wilson H. Grabill au début des années 1960 (*cf.* Grabill et Cho, 1965) afin de produire des mesures de fécondité différentielle à partir du recensement américain (Cho, 1986). La méthode a ensuite été affinée et a rapidement connu un réel succès. Si, à ses débuts, cette méthode a principalement été utilisée pour mesurer la fécondité dans les pays ne disposant pas d'un système fiable d'enregistrement des naissances (Cho et Man Jun Hahm, 1968 ; Retherford et Mirza, 1982 ; Ratnayake *et al.*, 1984), ses applications se sont élargies et appliquées à des mesures différentielles de fécondité selon l'appartenance ethnique (Dugbaza, 1994 ; Dubuc, 2009), la nationalité (Desplanques, 1993), le pays de naissance (Abassi-Shavazi, 1997 ; Belanger et Gilbert, 2003), le niveau d'étude (Cicali et De Santis, 2002 ; Davie et Mazuy, 2010), le secteur d'activité des femmes (Davie et Niel, 2012b), mais aussi à des données historiques (Hacker, 2003 ; Drixler, 2015). Cette méthode indirecte a pourtant été longtemps été sous-utilisée en France, mais depuis la mise en accès libre des

données individuelles du recensement de la population coïncidant avec le changement de méthodologie du recensement français, elle a fait l'objet d'un certain engouement (Desplanques, 2008 ; Breton, 2010 ; Davie et Mazuy, 2010 ; Kersuzan, 2010 ; Rallu, 2010 ; Temporal, 2010).

Dans notre cas, l'intérêt est moins la mesure de la fécondité durant l'adolescence – l'enregistrement des naissances dans les deux pays est de bonne qualité – que de disposer des informations sociodémographiques sur les mères adolescentes contenues dans le fichier du recensement.

La méthode DEF s'appuie sur le principe d'une reconstitution des liens de maternité entre des enfants et des femmes recensés au sein d'un même logement. Il s'agit de calculer les taux de fécondité d'une année passée « *t-a* »[13], à partir du seul recensement. Le numérateur des taux de fécondité, classiquement composé des naissances par âge de la mère, est remplacé par le nombre d'enfants vivants et nés dans l'année « *t-a* » classé en fonction de l'âge de leur mère lors de cette même année. Classiquement la méthode DEF sous-estime les taux de fécondité par âge d'une année « *t-a* » du fait de la sous-estimation du nombre de naissances estimé par le nombre d'enfants d'âge « *a* » vivant avec leur mère. La sous-estimation est particulièrement forte pour les jeunes âges et notamment pour les mères adolescentes comme nous allons le vérifier dans ce chapitre.

Afin de connaître les profils sociodémographiques des mères adolescentes au moment où elles ont donné naissance à leur enfant, nous devrons nous approcher le plus possible du moment de la maternité pour limiter des changements de situations (mode de vie, situation d'emploi, …) entre ce moment et celui du recensement. Nous nous intéresserons donc aux femmes ayant eu un enfant à 18 ans ou moins dans l'année *t-1* (où *t* est celle du recensement). Afin de construire leurs profils, il nous faudra donc d'abord les identifier dans les recensements de la population à partir des principes de la méthode DEF[14]. Nous allons montrer que la méthode DEF, telle qu'elle est, nécessite d'être réajustée afin de nous permettre d'identifier au

[13] Habituellement, « *a* » prend une valeur entre 1 et 15 selon l'application (Cho, 1986).

[14] Nous appelons abusivement ici le principe d'appariement des enfants à leur mère « la méthode DEF » alors que cette méthode vise à calculer des taux de fécondité par âge.

mieux les femmes ayant donné naissance à des âges très jeunes. En effet, « *[…] en raison des erreurs de remplissage, du codage et de saisie, des efforts spécifiques sont nécessaires pour repérer les situations rares* » (Toulemon, 2012b : 673).

3.3 La méthode DEF appliquée au recensement français : l'amélioration d'une méthode imparfaite

Le recensement rénové réalisé en France depuis 2004 cumule chaque année les informations recueillies auprès des personnes interrogées lors des cinq enquêtes annuelles de recensement (EAR). Ainsi, les enfants présents dans le fichier individus de 2011 ont été recensés entre 2009 et 2013 et ceux âgés de 1 an en différence de millésime correspondent donc à des naissances enregistrées entre 2008 et 2012.

Nous considérons que ces naissances sont représentatives des naissances de l'année précédant l'année centrale de la période des cinq ans, c'est-à-dire, pour les enfants de 1 an figurant dans les fichiers individus de 2011, les naissances de 2010. Nous ne considérons que les ménages ordinaires[15] de France métropolitaine[16] dans lesquels vit au moins un enfant âgé de 1 an (en différence de millésime). Le choix de ne retenir que les plus jeunes des enfants tient à notre volonté de déterminer, dans des études qui feront l'objet du Chapitre 4, le profil des mères adolescentes au moment de la naissance de leurs enfants.

Notre démarche se décompose en trois étapes :

(i) Tout d'abord, conformément à la méthode DEF, nous apparions, à chaque fois que cela est possible, une mère aux enfants de 1 an en utilisant la variable « Lien avec la

[15] Les enfants « hors ménage ordinaire » sont des enfants vivant au sein de collectivités or, pour les enfants vivant dans des logements collectifs, les liens familiaux entre les personnes ne sont pas renseignés, même partiellement.

[16] Une exploitation des ménages dans les départements d'outre-mer, notamment la Martinique et la Guadeloupe, fait l'objet d'une communication au XXVIII^{e} Congrès international de la population : *« Adolescent childbearing in Martinique and Guadeloupe : An exception in the Caribbean and a resistance to the French fertility model »* (Breton et Tomkinson, 2017).

personne de référence de la famille » (LPRF)[17]. La mère de l'enfant peut être directement identifiée si elle est la cheffe de famille, ou indirectement si elle est la conjointe du chef de famille (pas de différenciation possible entre les familles recomposées et les familles « nucléaires »). Pour chaque mère identifiée, nous déterminons son âge au moment de la naissance de l'enfant.

(ii) Nous imputons ensuite, lorsque cela est possible, d'une part une mère aux enfants sans mère à l'issue de la première étape et, d'autre part, dans quelques cas, une mère différente de celle attribuée à la première étape. Ces corrections visent à corriger des erreurs de remplissage, de codage et de saisie.

(iii) Enfin, nous estimons les effets de ces corrections sur la taille et les caractéristiques de la population qui nous intéresse : les mères adolescentes.

Les résultats obtenus sont validés par une exploitation de l'Enquête Famille et Logements (EFL) de 2011. Cette enquête est couplée à l'enquête annuelle de recensement de 2011. Les questions relatives aux liens familiaux entre les personnes vivant dans un même logement étant plus précises, elles nous permettent de juger de la pertinence des imputations proposées et des résultats obtenus.

[17] Les modalités de cette variable sont « Hors famille », « Personne de référence de la famille », « Conjoint de la personne de référence de la famille », « Enfant de la famille » et « Hors logement ordinaire ».

3.3.1 Résultats avant les améliorations proposées

La sous-estimation du nombre des naissances par le recensement

Au recensement de la population de 2011, après pondération, nous dénombrons 753 614 enfants de 1 an contre 793 254[18] naissances enregistrées en moyenne sur cette période en France métropolitaine à l'état civil, soit une sous-estimation de 5,0 %. Les raisons de ce déficit de « naissances » sont nombreuses. La première est liée à la mortalité infantile[19] ou à un éventuel solde migratoire négatif (Desplanques, 1993 ; Breton, 2008 ; Davie et Niel, 2012a). Une autre raison est le sous-dénombrement des plus jeunes enfants régulièrement mesuré aux recensements (O'Hare, 2009), y compris en France (Coeffic, 1993 ; Desplanques, 2008 ; Toulemon, 2017), et relativement difficile à expliquer. En France, les hypothèses portent sur une sous-déclaration des plus jeunes enfants due aux biais de collecte (manque d'espace dans les bulletins du recensement ; imputations en cas de non-réponse) ainsi que d'une surdéclaration à l'état civil des enfants nés de mère résidant en France (Toulemon, 2017).

À cette sous-estimation s'en ajoutent d'autres, liées à l'impossibilité de relier certains enfants à une mère. Au total, dans le recensement de 2011, seuls 735 982 enfants ont pu l'être (Tableau 3.1, p. 148). Au final, la sous-estimation globale est donc de 7,2 %. L'écart entre les deux nombres est lié au fait que des enfants de 1 an vivant en dehors d'un ménage ordinaire (4 470) ne peuvent pas être associés à leur mère (car aucun lien de famille n'est renseigné dans cette catégorie de ménage). D'autres sont codés hors famille (7 483) et enfin, certains enfants des familles ne vivent *a priori* ni avec leur mère, ni leur père vivant avec une conjointe (5 679).

---

[18] Cet effectif moyen est de 794 955 si l'on prend les données issues du site de l'Insee. Notre effectif (793 254) correspond à celui des fichiers détails livrés par l'ADISP-CMH (Archives de Données Issues de la Statistique Publique - Centre Maurice Halbwachs). Le décalage peut avoir plusieurs origines : soit les corrections des fichiers détails dans les années suivant la publication (passant de données provisoires à des données définitives) ; soit des individus ont été apurés par l'ADISP-CMH suite à une qualité insuffisante. Au final la différence n'est que de 0,2 %.

[19] Le niveau de mortalité infantile est faible en France. Seuls 3,5 enfants sur mille meurent lors de leur première année de vie (Source : Insee, statistiques de l'état civil et estimations de population).

Ainsi, près de 30 % de la sous-estimation est liée à la méthode d'appariement, ce que nous tentons de corriger.

Tableau 3.1 – Sources de la sous-estimation par la méthode DEF du nombre de naissances en 2010

	Effectifs	Sous-estimation par rapport à l'état civil (en %)
Naissances enregistrées par l'état civil	793 254	
Enfants recensés	753 614	5,0
Enfants hors ménage	4 470	0,6
Enfants hors famille	7 483	0,9
Enfants non associés à une mère	5 679	0,7
Nombre total d'enfants associés à une mère	735 982	7,2

Sources : Insee RP 2011 (données pondérées), état civil 2008-2012.

La sous-estimation du nombre de naissances est particulièrement forte aux jeunes âges, ce qui s'avère problématique, dans l'hypothèse d'un biais de sélection des mères non repérées, pour l'analyse des profils des mères adolescentes qui constitue à terme notre objectif (*cf.* Chapitre 4). La sous-estimation du nombre de naissances chez des mères âgées entre 15 et 18 ans atteint 50 % par rapport à l'état civil (3 104 naissances contre 6 199) et approche ou dépasse même 80 % avant l'âge de 17 ans (Tableau 3.2).

Tableau 3.2 – Nombre de naissances à l'adolescence selon les données de l'état civil et du recensement de la population par la méthode DEF

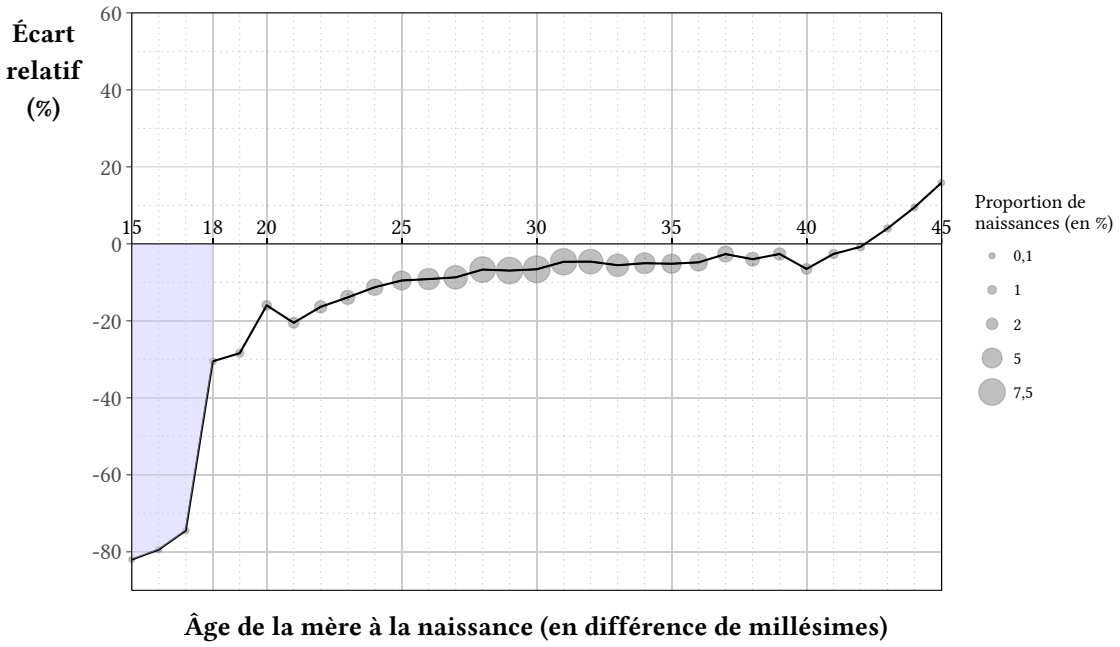
Âge	Source		Écart relatif (en %)
	État civil	Méthode DEF	
	(1)	(2)	[(2)-(1)] / (1)
15	196	35	- 82,0
16	694	143	- 79,4
17	1 736	443	- 74,5
18	3 573	2 483	- 30,5
15-18 ans	6 199	3 104	- 49,9

Sources : Insee RP 2011 (données pondérées), état civil 2008-2012.

Note : Âge en différence de millésimes.

À l'opposé, cette méthode d'appariement propre à la méthode DEF surestime la fécondité aux âges élevés (à partir de 42 ans *cf.* Figure 3.3), conformément à ce qui est vérifié classiquement dans la littérature et selon un mécanisme décrit ci-après. Nous pouvons citer, par exemple, les applications au recensement français de 1990 (Desplanques, 1993), à l'enquête annuelle de recensement de 2007 (Desplanques, 2008) ou de 2009 (Davie et Mazuy, 2010), mais aussi aux recensements australiens (*cf.* application d'Abbasi-Shavazi (1997) au recensement australien de 1991).

Figure 3.3 – Écart relatif entre le nombre de naissances dans l'année « t-1 » selon l'âge de la mère par la méthode DEF par rapport au nombre enregistré à l'état civil



Sources : Insee RP 2011 (données pondérées), état civil 2008-2012 - Naissances : Tabulation sur mesure, Insee (producteur), ADISP-CMH (diffuseur).

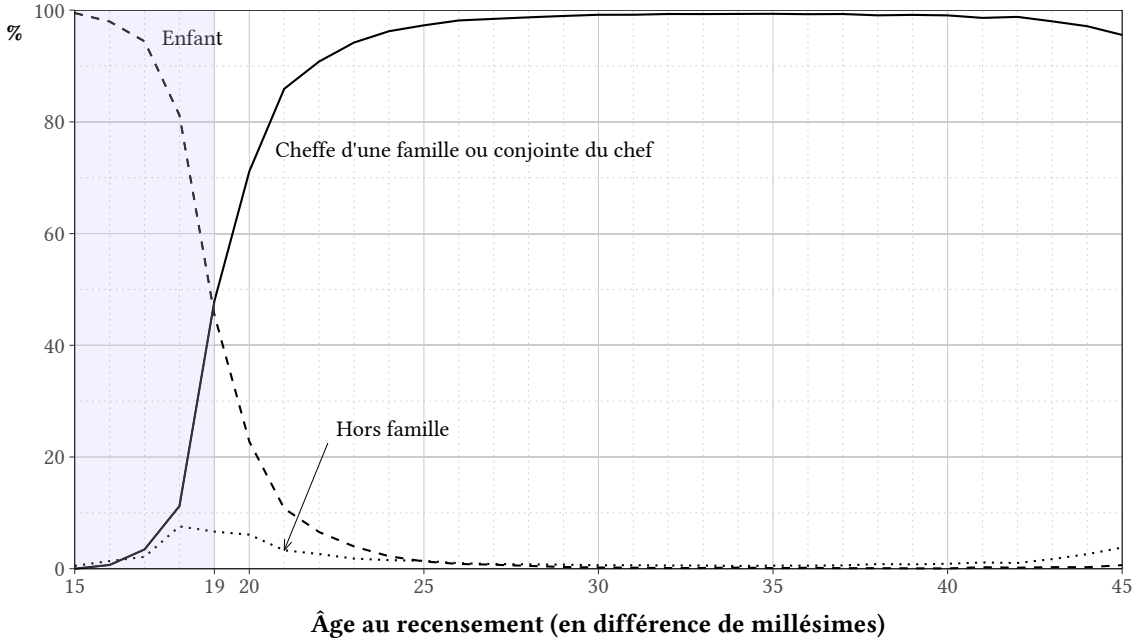
Note : La taille des cercles représente la proportion de naissances ayant eu lieu à l'âge x (selon l'état civil).

Les mères adolescentes rarement codées comme cheffe de famille

Par la méthode DEF, seules les femmes cheffes de famille ou conjointes du chef de famille peuvent être considérées comme mères. Or, à leurs jeunes âges, rares sont les femmes qui sont

l'une ou l'autre, même au sein des ménages dans lesquels vit un enfant de 1 an (Figure 3.4). Il nous faut donc élargir le mode de sélection des mères potentielles.

Figure 3.4 – Part des femmes selon l'âge et leur lien à la personne de référence de la famille



Source : Insee RP 2011 (données pondérées).

Champ : Ménages ordinaires en France métropolitaine où vit un enfant âgé de 1 an.

Une première analyse des structures des ménages laisse entrevoir que, fréquemment, les très jeunes mères, notamment lorsqu'elles cohabitent avec leurs parents, ne sont pas ou très rarement codées comme cheffe de famille ou conjointe d'un chef de famille[20]. La raison pourrait en être soit une erreur de déclaration (volontaire ou involontaire) ou de recodage en

[20] Lorsque l'on applique la méthode d'appariement mères-enfants à des enfants plus âgés, par exemple à ceux âgés de 6 ans pour estimer la fécondité des adolescentes dans l'année « *t-6* », alors la sous-estimation est de 19 % seulement contre 50 % à « *t-1* » et cela malgré l'effet plus important de la mortalité. Les écarts en résultant sont représentés dans la Figure II-2 en annexe (p. 328). Ce résultat s'explique par le fait qu'au moment du recensement, les mères sont alors plus souvent cheffe de ménage ou conjointe du chef de ménage, compte tenu du cycle de vie. Mais notre objectif étant de repérer les caractéristiques des mères adolescentes aussi proches que possible du moment de la naissance de leur enfant, cette solution de travailler à partir d'enfants plus âgés n'est plus adaptée, tant les situations sont changeantes après la naissance d'un enfant.

attribuant à tort, en cas de cohabitation, l'enfant d'une jeune mère à sa grand-mère. Ainsi, une même cause expliquerait à la fois la sous-estimation du nombre de naissances aux jeunes âges et leur surestimation aux âges avancés (*cf.* Figure 3.3). Ces biais aux âges extrêmes de la vie féconde peuvent être très étendus (Sobeck et Kennedy, 2009).

Nous proposons de corriger cette erreur d'affectation en appliquant une méthode d'affectation automatique, la plus raisonnée possible.

3.3.2 Améliorations proposées : un processus en quatre étapes

Étape A – Le cas des mères les plus âgées avec une autre mère potentielle dans la famille (0,5 % d'enfants recensés)

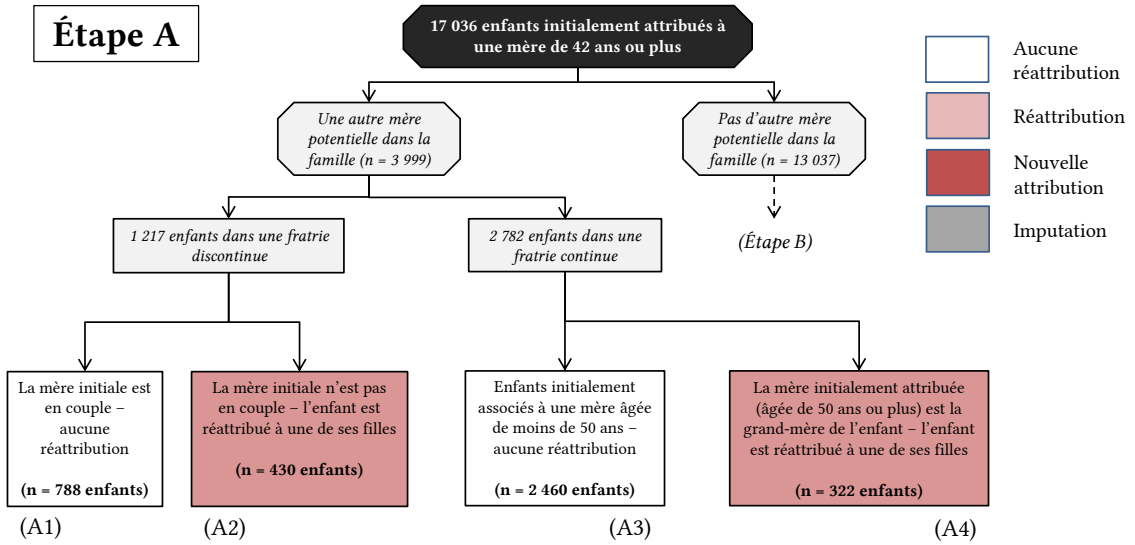
La surestimation du nombre de naissances est particulièrement forte à partir de 42 ans (*cf.* Figure 3.3). La méthode DEF dénombre 17 036 naissances issues de mères de 42 ans ou plus, soit 2,3 % du total, par rapport à 13 443 naissances inscrites à l'état civil (1,7 % du total des naissances). Nous faisons l'hypothèse que cette surestimation résulte en partie de fausses attributions d'enfants à des femmes plus âgées. Ces cas de figure se retrouvent principalement dans le cas de ménages multigénérationnels qualifiés de « complexes » au recensement. Nous cherchons donc au sein de ces ménages, l'existence d'une femme pouvant être la mère de l'enfant (Figure 3.5, p. 152).

Dans 3 999 ménages appariant l'enfant à une mère de 42 ans ou plus, il existe au moins une autre mère potentielle âgée entre 16 et 50 ans dans le ménage, étant donc âgée de 15 à 49 ans à la naissance. Nous ne considérons que les femmes âgées de 15 à 49 ans comme possibles mères alternatives, car, selon l'état civil, sur la période 2008-2012 seules 0,02 % des naissances ont été issues de mères âgées de 50 ans ou plus, et moins de 0,01 % de mères âgées de moins de 15 ans. Nous pouvons donc faire l'hypothèse que l'erreur provient d'un mauvais codage de la variable LPRF. Le Tableau 3.3 (p. 153) décrit quatre exemples de tels ménages (A1 à A4).

Les ménages de types A1 et A2 sont qualifiés de ménages à fratrie discontinue (écart d'âge entre l'enfant de 1 an et son aîné direct d'au moins 15 ans). Dans le ménage A1, la femme

identifiée comme étant la mère de l'enfant est en couple et nous supposons, par conséquent, qu'elle est la mère de l'enfant et qu'il est donc inutile de réattribuer l'enfant à une autre mère. En revanche, dans le ménage A2, la mère attribuée par la méthode DEF ne vit pas en couple et nous considérons alors que la mère la plus probable de l'enfant est la fille du chef de ménage âgée de 23 ans. L'enfant est alors réattribué à celle-ci.

Figure 3.5 – Méthode de réattribution des enfants initialement attribués à une mère de 42 ans ou plus, à une mère alternative potentielle



Source : Insee RP 2011 (données pondérées).

Dans le ménage de type A3, la fratrie est continue (écart d'âge inférieur à 15 ans avec l'aîné direct de l'enfant de 1 an) et la mère identifiée par la méthode DEF vit en couple. Nous ne réattribuons donc pas l'enfant à une autre mère. À l'inverse, dans le ménage A4, la fratrie est continue, mais la mère initiale est âgée de plus de 50 ans et donc, très peu probable d'être la mère de l'enfant, qui est donc réattribué à la femme âgée de 22 ans.

Nous établissons donc les règles de réattribution automatique suivantes dans les familles où l'enfant est attribué à une mère de 42 ans ou plus, et qu'il existe (au moins) une mère alternative potentielle :

(i) dans les familles à fratrie discontinue, nous réattribuons l'enfant à une autre mère potentielle si, et seulement si, la mère attribuée à l'origine n'est pas en couple ;

(ii) dans les familles à fratrie continue, nous réattribuons l'enfant à une autre mère potentielle dans les cas où la mère d'origine est âgée de 50 ans ou plus au moment de la naissance.

Dans le cas où il existe plus d'une autre mère potentielle au sein de la famille, nous donnons la priorité à celle(s) ayant déclaré vivre en couple. En cas de choix entre plusieurs mères alternatives potentielles ayant le même statut de couple, nous attribuons l'enfant à celle qui est la plus âgée, comme dans le cas de l'exemple du ménage A2.

Cette étape de notre travail réattribue 752 des 3 999 enfants à une autre mère dont 256 à une mère adolescente, soit plus d'une réattribution sur trois. Comparant cette proportion au 0,8 % des naissances issues d'une mère âgée de 18 ans ou moins enregistrées à l'état civil, nous observons que les enfants des mères adolescentes sont proportionnellement plus nombreux à être rattachés à la « fausse » mère par la méthode DEF.

Tableau 3.3 – Exemples de structures de familles où l'enfant a été attribué à une mère de 42 ans ou plus, et dans lesquelles il existe une mère alternative potentielle

Exemple de ménage	Âge	Sexe	Numéro de la femme au sein de la famille	Lien à la personne de référence de la famille	Lien à la personne de référence du ménage	Vit en couple
Ménage A1	45	Homme	-	Chef de la famille	Chef du ménage	Oui
	43	Femme	1	Conjointe du chef	Conjointe du chef	Oui
	16	Homme	-	Enfant du chef	Enfant du chef	Non
	16	Femme	2	Enfant du chef	Enfant du chef	Non
	1	Femme	-	Enfant du chef	Enfant du chef	Non
Ménage A2	45	Femme	1	Cheffe de la famille	Cheffe du ménage	Non
	23	Femme	2	Enfant du chef	Enfant du chef	Non
	21	Femme	3	Enfant du chef	Enfant du chef	Non
	1	Homme	-	Enfant du chef	Enfant du chef	Non
Ménage A3	56	Homme	-	Chef de la famille	Chef du ménage	Oui
	43	Femme	1	Conjointe du chef	Conjointe du chef	Oui
	17	Femme	2	Enfant du chef	Enfant du chef	Non
	10	Homme	-	Enfant du chef	Enfant du chef	Non
	4	Femme	-	Enfant du chef	Enfant du chef	Non
	1	Homme	-	Enfant du chef	Enfant du chef	Non
Ménage A4	50	Homme	-	Chef de la famille	Chef du ménage	Oui
	51	Femme	1	Conjointe du chef	Conjointe du chef	Oui
	22	Femme	2	Enfant du chef	Enfant du chef	Non
	15	Femme	-	Enfant du chef	Enfant du chef	Non
	1	Femme	-	Enfant du chef	Enfant du chef	Non

Source : Insee RP 2011.

Note : La mère probable de l'enfant est soulignée.

Étape B – Le cas des ménages composés d'une mère âgée, sans autre mère potentielle (1,7 % d'enfants recensés)

Parmi les 13 037 enfants issus des familles dans lesquelles n'existe qu'une mère potentielle, la grande majorité (11 792 enfants) a été associée à une mère de moins de 50 ans, et nous jugeons que ces enfants l'ont été avec raison à leur mère biologique et qu'aucune correction ne peut être envisagée (Tableau 3.4 – exemple du ménage de type B1).

Tableau 3.4 – Exemples de structures de familles de celles où l'enfant a été attribué à une mère de 42 ans ou plus, sans mère alternative potentielle au sein de la famille

Exemple de ménage	Âge	Sexe	Lien à la personne de référence de la famille	Lien à la personne de référence du ménage	Vit en couple
Ménage B1	49	Homme	Chef de la famille	Chef du ménage	Oui
	48	Femme	Conjointe du chef	Conjointe du chef	Oui
	1	Homme	Enfant du chef	Enfant du chef	Non
Ménage B2	31	Homme	Chef de la famille	Chef du ménage	Oui
	60	Femme	Conjointe du chef	Enfant du chef	Oui
	1	Homme	Enfant du chef	Enfant du chef	Non
Ménage B3	60	Homme	Chef de la famille	Chef du ménage	Oui
	55	Femme	Conjointe du chef	Conjointe du chef	Oui
	21	Femme	Hors famille	Autre parent	Non
	1	Femme	Enfant du chef	Enfant du chef	Non
Ménage B4	54	Homme	Chef de la famille	Chef du ménage	Oui
	55	Femme	Conjointe du chef	Conjointe du chef	Oui
	1	Homme	Enfant du chef	Enfant du chef	Non
Ménage B5	58	Homme	Chef de la famille	Chef du ménage	Oui
	51	Femme	Conjointe du chef	Conjointe du chef	Oui
	20	Homme	Enfant du chef	Enfant du chef	Non
	1	Homme	Enfant du chef	Enfant du chef	Non

Source : Insee RP 2011.

Note : La/le mère/père probable de l'enfant est souligné.

Quatre autres cas de figure sont possibles (Tableau 3.4 ; Figure 3.6, p. 156). Dans le premier (ménage de type B2), il est possible de poser l'hypothèse d'un mauvais codage de la variable LPRF. C'est le cas des couples au sein desquels l'homme est plus jeune d'au moins 18 ans que sa conjointe. Cette situation concerne 23 % des familles où un enfant a été attribué à l'origine à une femme âgée de 50 ans ou plus. Nous faisons alors l'hypothèse que l'erreur de

recodage est d'avoir identifié l'homme comme étant son conjoint alors qu'il s'agit de son fils et que, par conséquent, l'enfant n'est que le petit-enfant de cette dernière. Cette réattribution ne nous permet donc pas d'avoir les caractéristiques de la mère de l'enfant. Dans le recensement de 2011, il nous est juste possible d'imputer l'âge de la mère de l'enfant en fonction de celui du père, en appliquant la différence d'âge médiane entre les hommes et les femmes des couples cohabitants avec au moins un enfant.

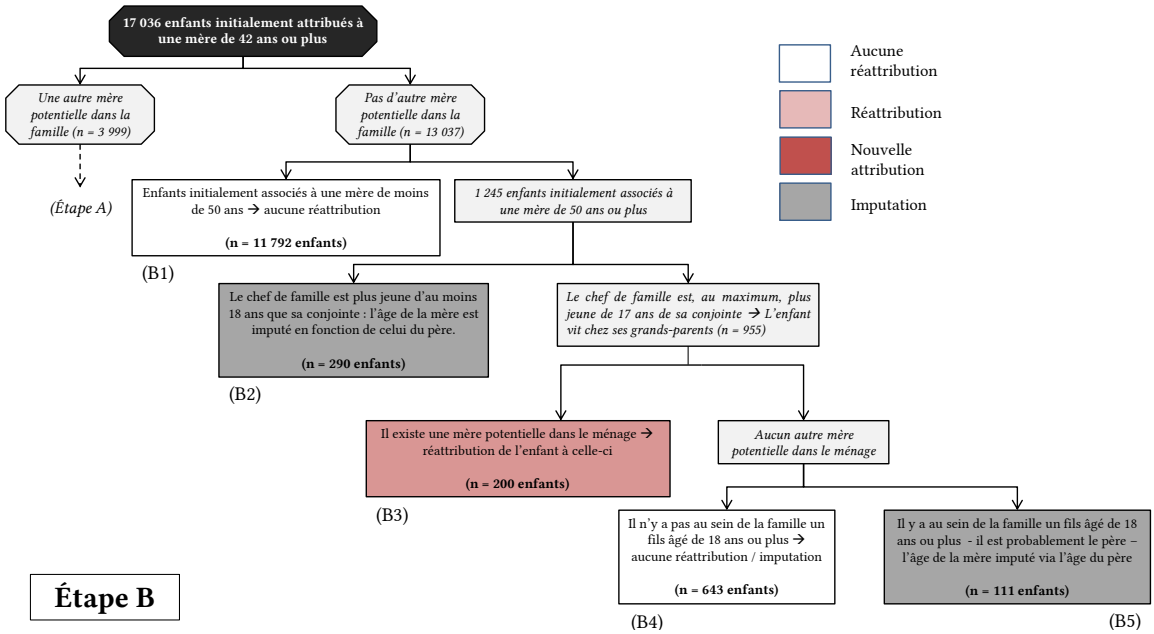
Dans les cas où l'écart d'âge entre les membres du couple ne semble pas totalement incohérent (moins de 18 ans), mais dans lequel il existe une autre mère potentielle codée hors famille (ménage de type B3), nous faisons l'hypothèse d'un mauvais recodage des liens familiaux et attribuons l'enfant à cette femme. Cette procédure réattribue 200 enfants, mais aucun à une mère adolescente (la plus jeune étant âgée de 19 ans au moment de la naissance)[21].

En cas d'absence d'une autre mère potentielle au sein du ménage, nous avons recherché un père potentiel, que nous définissons comme étant un homme âgé entre 16 et 52 ans. Pour un homme, ces âges correspondent à ceux d'une conjointe âgée entre 16 et 49 ans selon la distribution de la différence des âges au sein des couples cohabitants avec au moins un enfant, recensés en 2011. S'il existe un père potentiel au sein de la famille (ménage de type B5), nous imputons l'âge de la mère de l'enfant à partir de l'âge de ce dernier, ce qui a été le cas pour 111 enfants. Comme dans le cas B2, il est alors impossible de caractériser la situation sociodémographique de la mère au moment de la naissance. Enfin, dans le cas d'enfants vivant chez des personnes âgées, sans mère ni père potentiels (ménage de type B4), il s'agit probablement de leurs grands-parents et aucune réattribution ni amélioration n'est réalisable - 643 enfants relèvent de cette situation.

[21] En raison de la distribution observée de l'écart d'âge médian entre hommes et femmes au sein d'un couple (*cf.* Figure II-3 en annexe (p. 329)) il est impossible qu'une mère adolescente soit imputée. Si la tendance est que la femme soit plus jeune de 1 à 2 ans que l'homme, pour les plus jeunes hommes en couple cohabitant avec un enfant, leur conjointe est plus âgée. Les valeurs d'écart d'âge extrêmes observées pour les hommes âgés de moins de 18 ans (donnant l'âge de la mère pour ceux ayant 16 ans et 17 ans comme 34 et 24 ans respectivement) ont été corrigées à être égaux à celui des hommes de 18 ans.

Finalement, seuls 1,5 % des 13 037 enfants attribués initialement par la méthode DEF à une mère âgée de 42 ans ou plus, et vivant dans une famille n'ayant aucune mère alternative, ont été réattribués à une nouvelle mère. En outre, dans 3,5 % de ces cas nous avons dû imputer l'âge de la mère à partir de l'âge du père probable, opération rendant impossible toute analyse différentielle, faute de pouvoir caractériser la mère.

Figure 3.6 – Méthode de réattribution des enfants initialement attribués à une mère de 42 ans ou plus, sans mère potentielle alternative au sein de la famille

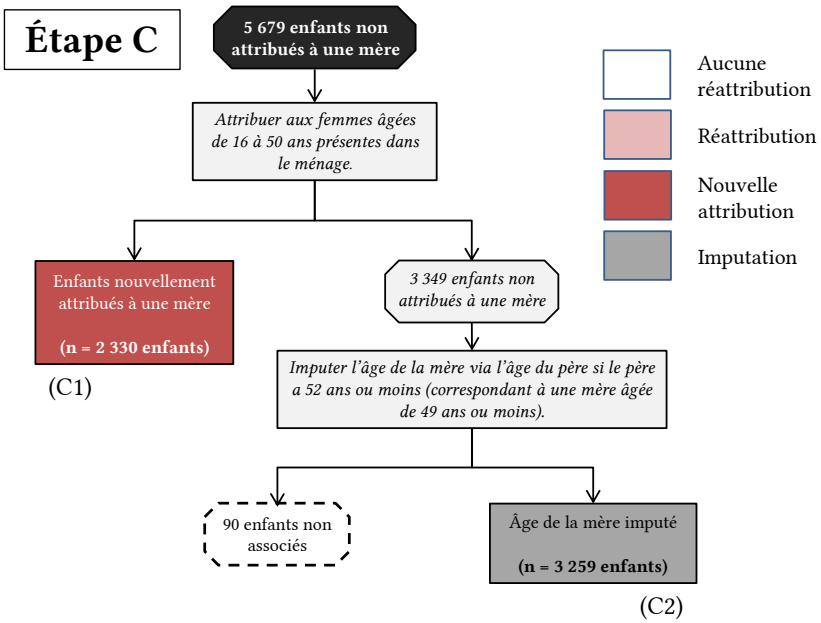


Source : Insee RP 2011 (données pondérées).

Étape C – Le cas des enfants de familles non attribuables, au recensement, à une femme de la famille (0,75 % d'enfants recensés)

Lors de l'application de la méthode DEF, une minorité d'enfants vivant en famille (5 679, soit 0,8 %) n'ont pas pu être attribués à une mère par défaut de femmes codées comme cheffe de famille ou conjointes du chef de famille (Figure 3.7, p. 157). Ce résultat peut concerner plusieurs situations : soit le père de l'enfant vit en couple non-cohabitant avec la mère ; soit le père est séparé de la mère et vit seul avec son/ses enfants. Il est aussi possible qu'un mauvais codage du sexe du parent de la famille monoparentale soit en cause.

Figure 3.7 – Méthode de réattribution des enfants vivant en famille, initialement non-attribués à une mère



Source : Insee RP 2011 (données pondérées).

Parmi les couples ayant un enfant de 1 an, 0,3 % sont des couples non-cohabitants au sein desquels la mère de l'enfant ne vit pas dans le logement (Tableau 3.5, p. 158 – ménage de type C2). Dans les cas de parents d'un enfant de 1 an ne vivant pas en couple, seuls 1,6 % sont des hommes et peu sont jeunes : 16 % ont moins de 25 ans et 1 % sont âgés de 18 ans[22].

Une autre hypothèse explicative pourrait être celle d'un mauvais codage du lien avec la personne de référence du ménage ou de la famille. Ainsi, la mère pourrait être présente dans le ménage mais non codée comme telle (Tableau 3.5 – ménage de type C1). Nous attribuons ainsi une mère à 2 330 enfants (41 % de ceux précédemment non-associés à une mère), dont 158 (6,8 % d'entre eux) à une mère de 18 ans ou moins. Comparée au 0,8 % des naissances issues d'une mère adolescente, signalées par l'état civil, cette proportion confirme que la sous-

[22] Source : Insee, Enquête Famille et Logements 2011, exploitation des auteurs. Parmi les pères se déclarant en couple non-cohabitant et ayant un enfant de 1 an (effectifs pondérés = 4 660), aucun n'avait une conjointe (donc la mère de l'enfant) d'âge adolescent, et aucun des enquêtés n'avait moins de 18 ans (seulement 15 % d'entre eux avaient une conjointe de moins de 25 ans).

estimation du nombre de naissances par la méthode DEF touche davantage la population des mères adolescentes.

Tableau 3.5 – Exemples de structure de familles d'enfants non-attribués à une mère par la méthode DEF

Exemple de ménage	Âge	Sexe	Lien à la personne de référence de la famille	Lien à la personne de référence du ménage	Vit en couple
Ménage C1	25	Homme	Chef de la famille	Chef du ménage	Non
	27	Femme	Hors famille	Ami	Non
	1	Homme	Enfant du chef	Enfant du chef	Non
Ménage C2	31	Homme	Chef de la famille	Chef du ménage	Non
	8	Homme	Enfant du chef	Enfant du chef	Non
	1	Femme	Enfant du chef	Enfant du chef	Non

Source : Insee RP 2011.

Note : La/le mère/père probable de l'enfant est souligné.

Pour les 3 349 enfants restants, l'âge de leur mère à la naissance peut être imputé par l'âge de leur probable père. Nous ne pouvons inférer ni un lien de maternité ni un lien de paternité pour 90 des enfants (1,6 %) non-associés à l'origine à une mère.

Par le processus décrit ci-dessous, nous récupérons 5 589 naissances « écartées » par la méthode DEF, dont 2 330 mères identifiables qui peuvent faire l'objet d'analyses différentielles.

Étape D – Le cas des enfants d'un ménage codé « hors famille » (0,99 % d'enfants recensés)

Une première hypothèse concernant ces 7 483 enfants de 1 an recensés en ménage ordinaire est celle que la mère de l'enfant est présente dans le ménage sans y être codée ainsi. Nous dénombrons ainsi 116 enfants (soit 1,5 % des enfants hors famille) codés comme enfants de la personne de référence du ménage ou de son conjoint, ce qui implique qu'ils devraient également être codés de la même manière pour ce qui est de leur lien à la personne de référence de la famille (Tableau 3.6, p. 159 – ménage de type D1). En associant ces enfants à une femme cheffe du ménage ou conjointe du chef âgée entre 16 et 50 ans au moment du recensement,

nous associons 14 (soit 12 %) d'entre eux à une mère, dont aucune n'est âgée de 18 ans ou moins.

Tableau 3.6 – Exemples de structures des ménages des enfants « hors famille »

Exemple de ménage	Âge	Sexe	Lien à la personne de référence de la famille	Lien à la personne de référence du ménage	Vit en couple
Ménage D1	32	Homme	Chef de la famille	Chef du ménage	Oui
	27	Femme	Conjointe du chef	Conjointe du chef	Oui
	75	Homme	Chef de la famille	Ascendant	Oui
	75	Femme	Conjointe du chef	Ascendant	Oui
	4	Femme	Hors famille	Enfant du chef	Non
	1	Femme	Hors famille	Enfant du chef	Non
Ménage D2	58	Femme	Cheffe de la famille	Cheffe du ménage	Non
	21	Femme	Enfant du chef	Enfant du chef	Non
	1	Femme	Hors famille	Petit-enfant du chef	Non
Ménage D3	33	Homme	Hors famille	Chef du ménage	Oui
	23	Femme	Hors famille	Autre parent	Oui
	12	Homme	Hors famille	Autre parent	Non
	1	Homme	Hors famille	Autre parent	Non

Source : Insee RP 2011.

Note : La mère probable de l'enfant est soulignée.

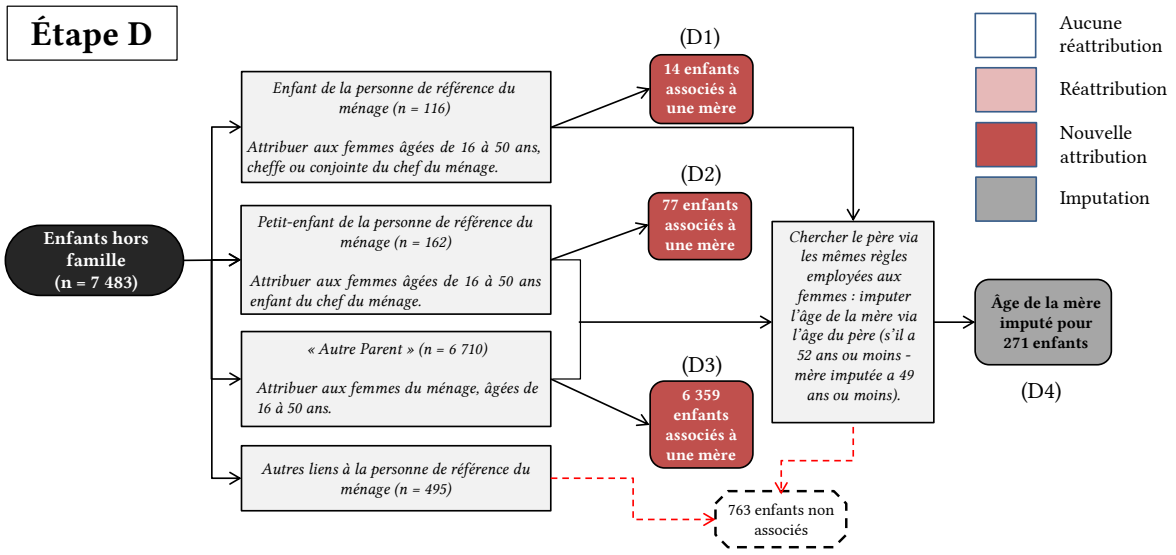
Dans 162 autres cas, les enfants sont codés comme petits-enfants du chef du ménage et ils peuvent par conséquent être codés comme enfants de l'une des filles du chef du ménage, s'il en existe. C'est effectivement le cas chez presque la moitié des enfants de cette catégorie, et nous réattribuons ainsi une mère à 77 enfants (48 %) dont 4 (5 %) sont associés à une mère adolescente.

Parmi les 7 205 enfants ayant un autre lien à la personne de référence du ménage (LPRM), la grande majorité d'entre eux (soit 6 710) est identifiée sous la mention « Autre parent ». En explorant la structure des ménages dont sont issus ces enfants, nous observons qu'il existe dans la très grande majorité des cas une mère potentielle dans le ménage (Tableau 3.6 – ménage de type D3). Nous pouvons donc associer à ces enfants une femme du ménage âgée entre 16 et 50 ans. Il en résulte que 6 359 enfants (95 % d'entre eux) sont rattachés à une mère, dont presque un sur dix (594 enfants) à une mère âgée de 18 ans ou moins au moment de la naissance.

Pour le reste des 495 enfants, il semble difficile de les associer à une mère, ceux-ci étant codés par leurs liens à la personne de référence du ménage/famille comme « Ami », « Pensionnaire ou sous-locataire » et « Ascendant » par le résultat d'un mauvais recodage, tant il est improbable de figurer dans l'une de ces catégories lorsqu'on est âgé de 1 an. En outre, la structure de leurs ménages ne fournit, de manière générale, aucun indice relatif à l'identité de leur mère.

Lors des étapes d'attribution des enfants « hors famille » à une mère, telles que nous venons de les décrire (résumées dans la Figure 3.8), nous avons mentionné la proportion de ceux qui ont pu être rattachés à une mère. Les 495 autres enfants n'ont pas pu être associés à une mère, car il n'existait aucune femme d'âge fécond au sein des ménages. Comme dans des étapes précédentes, nous avons tenté d'imputer l'âge de la mère à partir de leur probable père, ce qui nous permet d'imputer l'âge de la mère à la naissance pour 271 enfants.

Figure 3.8 – Méthode d'association des enfants « hors famille » à une mère



Source : Insee RP 2011 (données pondérées).

Enfin, en associant les enfants « hors famille » nous avons pu récupérer 6 721 naissances (soit 10,4 % du déficit initial), dont 6 450 le sont directement sans imputation par le père et dont la mère identifiée peut faire partie de la population faisant l'objet des analyses différentielles ultérieures. Parmi ces mères réattribuées, 598 seraient âgées de 18 ans ou moins à la naissance

(8,9 % des 6 721 naissances récupérées), confirmant ainsi la surreprésentation des enfants de mères adolescentes.

3.3.3 Bilan des quatre étapes : une meilleure distribution du nombre de naissances selon l'âge de la mère

Les différentes améliorations que nous avons apportées réduisent la sous-estimation du nombre total de naissances dans l'année précédant la collecte de 7,2 % à 5,5 % (la proportion d'enfants recensés non associés à une mère passant de 1,6 % à 0,1 %). Par comparaison aux données de l'état civil, la sous-estimation du nombre de naissances de mères de 15 à 18 ans passe de 50 % à 34 % (Tableau 3.7 et Figure 3.9, p. 162) grâce aux 1 012 naissances nouvellement attribuées à des mères adolescentes. Le nombre total de naissances attribuées à des mères adolescentes identifiées dans le recensement est désormais de 4 116, ce qui correspond à 4 080 mères (en raison des naissances multiples[23]).

Tableau 3.7 – Nombre de naissances aux âges adolescents selon l'état civil et le recensement de la population par la méthode DEF

Âge	Source			Écart relatif (en %)	Écart relatif (en %) après amélioration
	État civil	Méthode DEF	Méthode DEF améliorée		
	(1)	(2)	(3)	[(2)-(1)] / (1)	[(3)-(1)] / (1)
15	196	35	149	- 82,0	- 24,0
16	694	143	351	- 79,4	- 49,4
17	1 736	443	1 016	- 74,5	- 41,5
18	3 573	2 483	2 600	- 30,5	- 27,2
15-18 ans	6 199	3 104	4 116	- 49,9	- 33,6

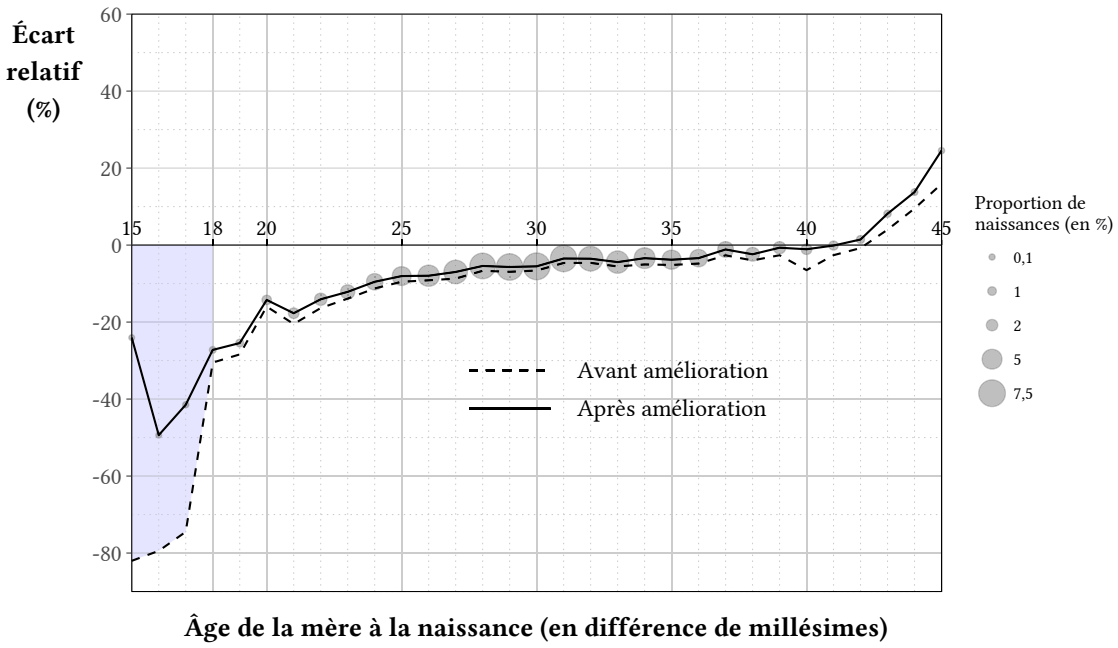
Sources : Insee RP 2011 (données pondérées), état civil 2008-2012.

Note : Âge en différence de millésimes.

L'importance du nombre de réattributions à chaque étape est résumée dans la Figure 3.10 (p. 162). La proportion de réattributions à des mères adolescentes varie selon l'étape et le mode de correction.

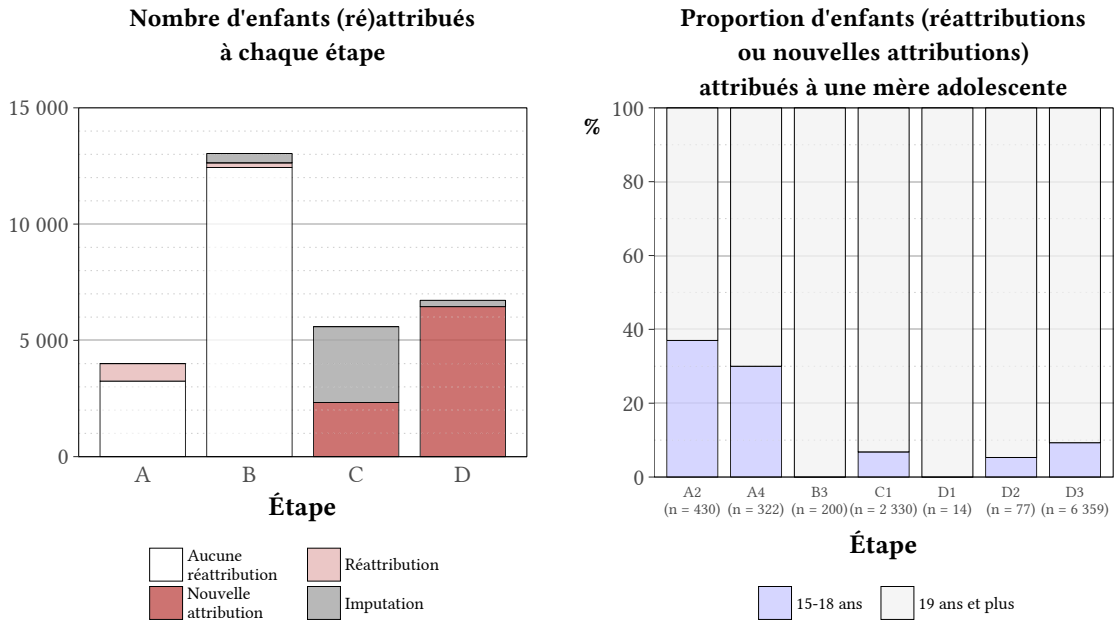
[23] Ce taux de naissances multiples de l'ordre de 8,8 per mille conforme aux statistiques publiés par l'Insee, un taux moyen chez les moins de 20 ans de 7,2 pour mille sur la période 2008-2012.

Figure 3.9 – Écart relatif entre le nombre de naissances selon l'âge de la mère renvoyé par la méthode améliorée, par rapport à celui de l'état civil



Sources : Insee RP 2011 (données pondérées), état civil 2008-2012 - Naissances : Tabulation sur mesure, Insee (producteur), ADISP-CMH (diffuseur).

Figure 3.10 – Synthèse des réattributions suite aux améliorations apportées à la méthode DEF



Sources : Insee RP 2011 (données pondérées).

3.3.4 Ce que nous apprend l'Enquête Famille et Logements sur la pertinence des améliorations proposées

L'Enquête Famille et Logements (EFL), couplée à l'enquête annuelle de recensement (EAR) de 2011, porte sur un échantillon de 238 000 femmes et 121 000 hommes. Les questions concernent, entre autres, la situation familiale des personnes et de leurs enfants. Chaque personne devait lister les enfants cohabitant ou non et la question « *Êtes-vous sa mère ?* »[24] a été posée à toutes les femmes par rapport à chaque enfant vivant dans le ménage. La mère des enfants dans le ménage était donc toujours identifiée de manière directe, au contraire du recensement dans lequel les familles recomposées sont indissociables des familles nucléaires. Le premier résultat est que 1,4 % des enfants nés en 2010 dans l'enquête EFL[25] ne sont pas listés dans l'EAR, montrant que l'une des raisons des non-déclarations de très jeunes enfants dans le recensement serait liée à la formulation de la question posée, malgré les consignes du recensement de lister les nourrissons habitant dans le ménage.

Le couplage des fichiers EFL et EAR permet de confronter notre identification des mères avec les réponses données dans l'enquête EFL, et donc, d'évaluer la pertinence des réaffectations. Reprenons alors la méthode améliorée que nous avons décrite et appliquons-la à la sous-population des ménages concernés à la fois dans l'enquête EFL et le recensement, à savoir ceux ayant un enfant né en 2010 et pour lequel au moins une femme a été enquêtée par l'EFL. Après avoir appliqué les mêmes règles de réattributions, nous décelons 64 cas d'enfants réattribués et 122 sans réattribution. Le Tableau 3.8 (p. 164) résume le nombre de cas validés à travers l'étape de la méthode améliorée et la proportion de mères réattribuées qui s'accorde avec les déclarations des mères considérées dans l'enquête EFL. Nous observons que 92 % des réattributions sont confirmées : la mère réattribuée lors de l'application de la méthode améliorée sur les fichiers EAR, est celle qui déclare aussi l'être dans l'enquête EFL. Dans les cas où les améliorations ne changent pas les attributions initiales des mères, 93 % des liens de maternité sont validés. Les personnes de moins de 18 ans n'ayant pas été enquêtées dans l'EFL, les cas de

[24] *Cf.* extrait du questionnaire destiné aux femmes en annexe (Figure II-4, p. 329).

[25] Effectifs non pondérés = 160 / 11 292 dont 116 ne vivent pas non plus dans un autre logement.

mères adolescentes y sont particulièrement rares et seulement 5 ont été trouvés. Pour chacun de ces 5 cas, la vraie mère adolescente a été identifiée par notre méthode.

Tableau 3.8 – Évaluation par l'EFL de notre méthode d'identification de mères au recensement

Réattribution / nouvelle attribution				Aucune réattribution			
Étape	**Cas vérifiables**	**Vraie mère identifiée**	**% vraie mère**	**Étape**	**Cas vérifiables**	**Vraie mère identifiée**	**% vraie mère**
A2	2 (1)	2 (1)	100 (100)	A1	7	7	100
A4	2 (1)	2 (1)	100 (100)	A3	17	13	76
C1	19 (3)	14 (3)	74 (100)	B1	45*	44	98
D3	38	38	100	B4	7	7	100
B3	3	3	100				
Ens.	64 (5)	59 (5)	92	Ens.	122	71	93
Total % vraie mère		94 (100)					

Sources : Insee EFL 2011, EAR 2011.

*Notes : Les chiffres entre parenthèses représentent les cas dont la mère à laquelle l'enfant est (ré)attribué est âgée de 18 ans ou moins à la naissance ; * = un échantillon aléatoire des 45 cas sur les 91 cas retrouvés a été effectué compte tenu de la lourdeur de la vérification manuelle.*

Pour les 7 % d'enfants qui, à la suite de l'amélioration, se trouvent reliés à une femme autre que leur mère, compte tenu de la rareté de ces cas, aucun calibrage n'a été possible. Par ailleurs, les liens erronés de l'étape C1 ne peuvent pas être corrigés de manière automatique. Concernant ceux de l'étape A3, ces enfants sont faussement attribués à leur grand-mère, aucune réattribution n'étant effectuée, car la mère initiale, en réalité la grand-mère des enfants, était âgée de moins de 50 ans. Abaisser le seuil de réattribution à un âge plus jeune entraîne un nombre trop important de très jeunes mères, comme l'ont montré des tests dont les résultats ne sont pas présentés ici.

3.3.5 Quelques pistes pour les enfants non appariés

D'autres problèmes reliés à la collecte

La confrontation EFL-EAR permet d'étudier d'autres erreurs issues du recensement (Banens et Le Penven, 2016). Certaines pourraient être à l'origine de la sous-estimation du nombre de mères adolescentes identifiées au recensement par comparaison aux données de l'état civil. C'est en particulier le cas des erreurs relatives aux années de naissance et de détermination du sexe dans le recensement des femmes comme des enfants. Ainsi, l'année de naissance est fausse dans 0,8 % des cas (non pondéré). Or nous déduisons l'âge à la naissance par différence de millésimes (entre l'année de naissance de la mère et celle de l'enfant). Chez les femmes, dans 53 % des cas où l'année de naissance diffère entre le recensement et l'enquête EFL, elles sont signalées plus âgées dans les données du recensement. Cependant, chez les 24 femmes âgées de 19 ans ou moins au recensement (donc âgées de 18 ans ou moins en « *t-1* ») et dont l'âge ne correspond pas à leur âge dans l'enquête EFL, 92 % d'entre elles (22 sur 24) sont plus âgées dans les données issues du recensement. Nous pouvons donc estimer qu'un certain nombre de mères adolescentes ne sont pas identifiables en raison de cette erreur dans les fichiers du recensement.

Concernant les enfants, en appliquant lors du recensement le critère afin de se limiter à ceux nés en « *t-1* », 0,7 % d'entre eux ont été faussement inclus (l'année de naissance n'est pas « *t-1* » dans l'enquête EFL) tandis que nous excluons à tort 1,1 % des enfants (l'année de naissance n'est pas « *t-1* » au recensement). Soit une différence nette de 0,4 % d'enfants en moins qui explique une partie de l'écart lié aux enfants non recensés (5,0 %).

Enfin, les erreurs de déclaration de sexe sont aussi présentes au recensement. Ainsi 0,5 % des hommes sont en réalité des femmes et, réciproquement, 0,1 % des femmes sont en réalité des hommes. Nous identifions donc moins de femmes potentiellement mères.

Le cas des enfants vivant hors ménage ordinaire

Si nous facilitions l'identification des mères adolescentes dans le recensement grâce aux améliorations proposées à la méthode DEF, la sous-estimation de l'ensemble des naissances persiste (5,5 % en moins) et celle-ci varie en fonction de l'âge de la mère. Pouvons-nous expliquer ce constat par la partie de la population vivant hors ménage ordinaire pour laquelle il est impossible d'établir des liens familiaux à partir du recensement, et qui n'est pas non plus prise en compte dans la méthode DEF ?

Au recensement de 2011, la population hors ménage ordinaire représente 1 483 mille personnes (2,3 %), dont 4 470 enfants nés en France métropolitaine en *t-1* (*cf.* Tableau 3.1). Ces lieux de vie hors ménages ordinaires (« communautés ») prennent des formes très variées : maisons de retraite, établissements militaires et pénitentiaires, internats d'étudiants, cités universitaires, foyers de travailleurs ou établissements sociaux et sanitaires de court à long séjour (Pirou *et al.*, 2013). Les très jeunes enfants recensés hors ménage se trouvent probablement dans les deux dernières catégories citées.

Selon l'Enquête Établissement et Services (ES) de la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees) réalisée à la fin de l'année 2008, près de 50 000 enfants et adolescents en difficulté sociale ont été hébergés dans des établissements sociaux dans la France entière (Mainaud, 2011). Parmi ces enfants, environ 630[26] hébergés (sans leur mère) hors section d'accueil mère-enfant avaient moins de 1 an[27]. Ces nourrissons sans mère correspondent très probablement à des naissances sans filiation. Or en 2010, 666 enfants nés « sous X », 64 « nouveau-nés avec filiation établie » et 8 enfants « trouvés » ont été admis comme « pupille de l'État » (ONED, 2012 : 34). Que savons-nous sur les mères de ces enfants ? Concernant les enfants nés « sous X », leurs mères sont plus jeunes que celles qui reconnaissent leur enfant, et cette sous-population s'est rajeunie au fil du temps (Munoz-Pérez, 2000). Mais, par ailleurs

[26] Source : Mainaud (2012), Tableaux II-VI.D.1. Effectifs en France entière multipliés par la proportion de la capacité d'accueil située en métropole.

[27] Dénombré en fin d'année (au 15 décembre), ce sont les enfants qui au recensement dans le mois suivant auraient été nés en *t-1*.

« *contrairement à une représentation largement répandue, l'accouchement secret n'est pas pratiqué seulement par des femmes très jeunes* » (Villeneuve-Gokalp, 2011 : 146). D'après l'enquête Cnaop (Ined, 2007-2009), nous dénombrons qu'en métropole en 2008, un peu plus d'un enfant sur dix né « sous X » provenait d'une mère mineure. En outre, la proportion d'enfants nés « sous X » d'une mère ayant 18 ans ou moins au moment de la naissance était estimée à 17 %[28] par rapport à moins de 2 % de la totalité des naissances enregistrées à l'état civil.

Pour leur part, les enfants hébergés en section d'accueil mère-enfant, spécifiquement conçue pour accueillir les femmes enceintes et les mères isolées d'enfants de moins de trois ans (Mainaud, 2012), sont de l'ordre de 150 de moins de 1 an dont un quart de leurs mères (25,5 %) étaient âgées de 18 ans ou moins.

Au 15 décembre 2008, la France comptait 143 centres maternels accueillant 4 487 personnes en accueil mère-enfant (Mainaud, 2012). Nous ne disposons pas de données précises sur la répartition parent-enfant ni sur celle par âge des mères et des enfants. Pourtant, dans une étude effectuée auprès de 12 établissements en région parisienne, 2,5 % des mères accueillies étaient mineures au moment de leur admission, et 22,4 % d'autres mères étaient âgées de 18 à 20 ans (Donati *et al.*, 1999). Nous pouvons estimer à une proportion maximale de 10 % les mères âgées de 18 ans ou moins[29].

Comme nous venons de le vérifier, la proportion d'enfants issus de mères adolescentes est plus élevée au sein de la population d'enfants vivant hors ménage ordinaire. Pourtant, ils sont loin d'atteindre une proportion de 47 %[30] qui expliquerait la totalité de l'écart entre le nombre de naissances issues des mères adolescentes déclaré à l'état civil et celui qui est déterminé par la méthode DEF. D'autres explications qui n'ont pas été explorées dans ce chapitre pourraient permettre de mieux comprendre cette sous-estimation qui perdure, malgré

---

[28] En assumant une répartition égale par âge des 18 % des naissances « sous X » issues des mères âgées entre 18 et 20 ans.

[29] Selon l'hypothèse d'une répartition égale par âge au sein de ce dernier groupe.

[30] 47,0 % = 2 102 (écart du nombre de naissances selon la méthode DEF) / 4 470 (enfants recensés hors ménage ordinaire, nés en t-1 en France métropolitaine).

ces nombreuses améliorations. L'hypothèse la plus probable est l'existence d'un problème de déclaration, mais aussi de repérage de ces très jeunes mères, probablement plus souvent mal repérées dans les recensements et, de façon plus générale dans les enquêtes (Desplanques, 2008).

3.4 La méthode DEF appliquée au recensement d'Angleterre-Galles : une sous-identification persistante des mères adolescentes

La matrice des liens familiaux utilisée dans le recensement d'Angleterre-Galles devrait pouvoir identifier plus efficacement les mères des enfants que le questionnement utilisé dans le recensement français. Bien que cela soit effectivement le cas, l'identification n'est pas parfaite.

Exploitant un échantillon de 10 % des ménages recensés en 2011, nous avons identifié 704 700 enfants nés en Angleterre-Galles au cours de l'année 2010[31]. D'ores et déjà, ces enfants ne représentent que 97,4 % des 723 165 naissances enregistrées en Angleterre-Galles en 2010[32]. Cette sous-estimation peut avoir plusieurs raisons :

(i) comme nous l'avons discuté, les enfants de bas âge sont mal comptés au recensement ;

(ii) le fichier exploité ne contient que les enfants vivant en ménage ordinaire (0,1 % des enfants nés en 2010 ont été recensés en établissement communal[33]) ;

(iii) l'absence d'une variable « année de naissance » (seul l'âge des individus est connu) dans le fichier exploité mène à une sous-identification des enfants nés en 2010 (*cf.* Annexe II-A).

Sur les 704 700 enfants nés en 2010, 2,6 % d'entre eux ne vivent avec aucun parent et nous ne possédons donc aucune information sur leurs mères. Les informations saisies dans la

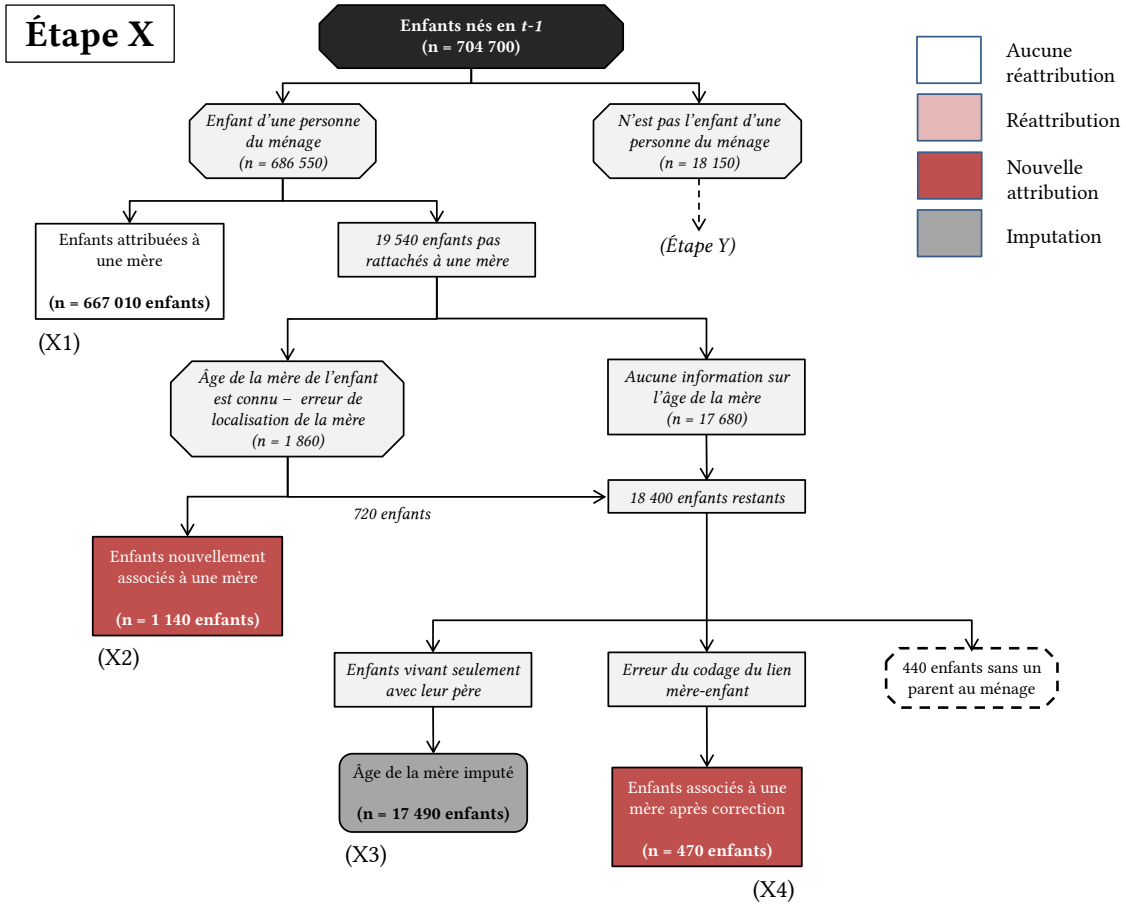
[31] *Cf.* Annexe II-A (p. 330) pour la méthode utilisée.

[32] Source : ONS. Une pondération de 10 est appliquée à chaque individu dans le fichier 10 % ménages du recensement d'Angleterre-Galles.

[33] Exploitation de l'auteur du fichier 10 % individus du recensement d'Angleterre-Galles.

matrice des liens familiaux nous ont permis de retrouver les mères des 667 010 enfants sur les 686 550 vivant avec au moins l'un de leurs parents[34] (Figure 3.11 – étape X1).

Figure 3.11 – Processus d'identification des mères des enfants nés en t-1 (2010)



Source : ONS recensement 2011 (fichier portant sur 10 % des ménages, données pondérées).

Parmi les 19 540 enfants qui n'ont pas pu être liés à leur mère, la plupart d'entre eux (n = 17 490) ne vivent qu'avec leur père (X3). Une minorité de ces enfants (n = 1 140) ont pu être dans un deuxième temps rattachés à leur mère (X2), car l'âge de celle-ci[35] est saisi dans le fichier pour des enfants ce qui permet d'identifier une femme du ménage de cet âge comme étant la mère de l'enfant, sous l'hypothèse d'erreur du codage du lien parent-enfant.

[34] Ce lien a été établi par le numéro de la personne dans le ménage cité comme étant un parent (*cf.* Annexe II-B, p. 331).

[35] Dérivé des informations renseignées dans la question H3 de la feuille du logement.

Ces erreurs de codage prennent deux formes : celles que nous venons de décrire prennent la forme d'une mauvaise localisation du parent ; la deuxième résulte d'un mauvais codage du lien parent-enfant. En effet, l'enfant est codé comme étant celui d'une personne donnée, mais en revanche, cette personne n'est pas codée en tant que parent de l'enfant. Dans ce cas, nous posons l'hypothèse que ce corollaire doit être vrai, ce qui permet de rattacher 470 enfants supplémentaires à leur mère (X4). Il en résulte que seuls 440 enfants n'ont pas pu être reliés à leur mère dans le cas où un parent réside dans le ménage. Dans ces cas, l'enfant est codé comme étant l'enfant d'un individu X, qui n'est pas présent dans le ménage et aucun autre individu n'est codé comme parent de l'enfant.

Compte tenu de ces faits, la matrice de la feuille du logement nous permet d'identifier les mères de 668 570 enfants[36], soit 94,9 % de ceux qui ont été recensés. Ces enfants correspondent à 92,5 % des naissances enregistrées en Angleterre-Galles en 2010, d'où une sous-estimation de 7,5 %.

Qu'en est-il de la distribution selon l'âge à la naissance de ces mères identifiées ? Comme dans le cas de l'application de la méthode DEF au recensement français, nous arrivons à une sous-estimation du nombre des naissances issues des mères adolescentes. Selon les données d'enregistrement des naissances, en 2010, les mères âgées de 18 ans ou moins ont donné naissance à 22 842 enfants. Les mères adolescentes identifiées dans le fichier du recensement ont mis au monde 18 690 enfants, soit une sous-estimation de 18,2 % (par rapport à la sous-estimation du nombre total de naissances de 7,5 %). Une surestimation des naissances aux âges relativement élevés contrebalance ce déficit au début des âges reproductifs.

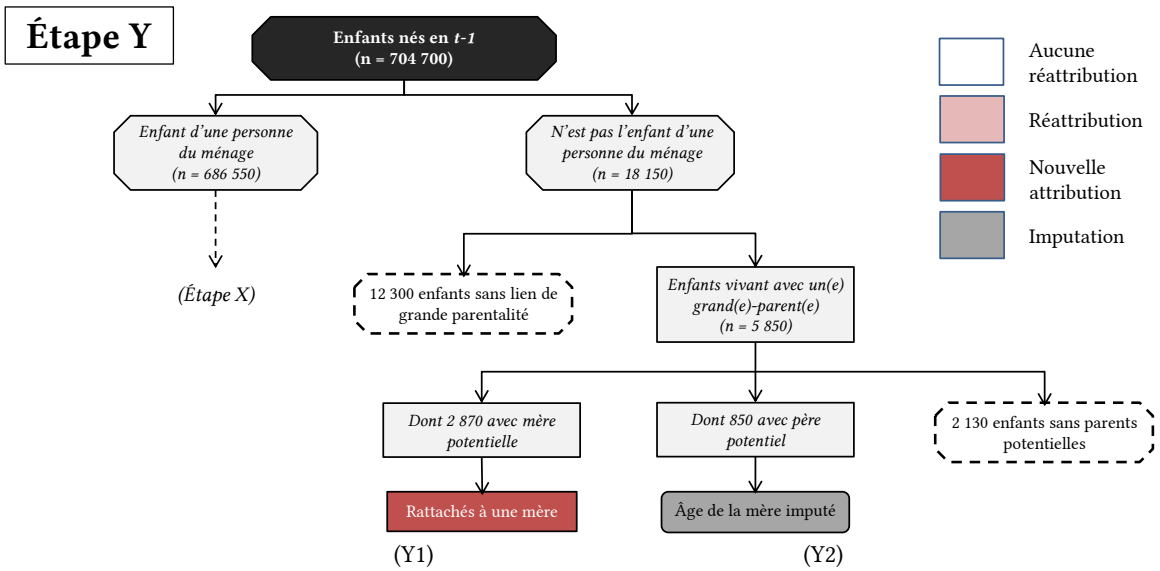
Utilisant une méthodologie proche de celle destinée pour améliorer la méthode DEF dans le cas du recensement français, nous avons cherché à améliorer l'attribution d'enfants à leurs mères. Même si la matrice des liens familiaux est un meilleur outil de départ que les variables de ces liens présents dans le recensement français, les gains potentiels ne sont pas négligeables.

---

[36] Nous relions 668 620 enfants à une mère ; cinq (effectif non pondéré) d'entre elles ne sont pas prises en compte à cause de leur âge à la naissance improbable (moins de 11 ans).

Nous avons observé que certains liens familiaux ne sont pas cohérents dans les deux sens : par exemple, la personne A est le parent de la personne B, mais la personne B n'est pas l'enfant de la personne A. Il s'en suit que pour les enfants n'ayant pas de lien parent-enfant au sein du ménage, ces incohérences peuvent être le résultat d'une erreur de codage. Parmi les 18 150 enfants se trouvant dans cette situation, 5 850 vivent avec au moins l'un de leurs grands-parents, dont 2 870 avec une possible mère (une fille des grands-parents âgée de 15 ans ou plus)[37]. Nous posons comme règle que dans le cas où il existe une mère potentielle, celle-ci est la mère de l'enfant et qu'il s'agissait alors d'une erreur de codage (Figure 3.12).

Figure 3.12 – Corrections apportées à la méthode d'identification des mères des enfants nés en t-1 (2010)



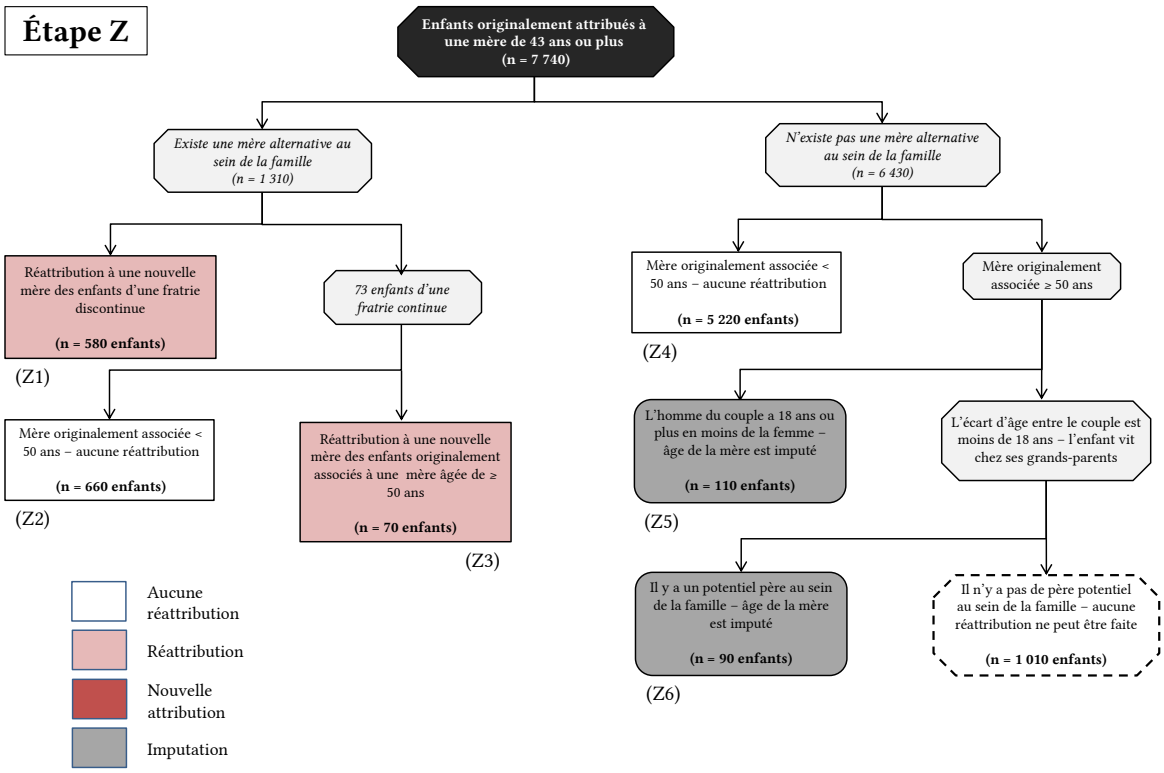
Source : ONS recensement 2011 (fichier portant sur 10 % des ménages, données pondérées).

Une dernière étape (Figure 3.13, p. 172) consiste à « corriger » les naissances attribuées (faussement selon nos hypothèses) aux mères les plus âgées. Nous avons repris les mêmes règles que dans l'application française (étapes A et B décrites dans la section 3.3.2), la seule différence étant qu'elles ne sont appliquées qu'aux enfants attribués à une mère âgée de 43

[37] Pour les enfants n'ayant aucune mère potentielle au sein du ménage, 850 vivent avec un père potentiel (un fils des grands-parents). Dans les cas où il existe plus qu'une mère potentielle, l'enfant a été rattaché en priorité à celle vivant en couple, puis à la plus âgée, comme dans la méthode appliquée au recensement français.

ans et plus (en années révolues) à la naissance[38]. Nous avons donc cherché à réattribuer 7 740 enfants sur la base du critère d'âge de la mère. Moins d'un sur cinq d'entre eux ont été réattribués à une autre mère potentielle et seulement 19 à une mère âgée de 18 ans ou moins à la naissance.

Figure 3.13 – Processus de réattribution des enfants associés à l'origine à une mère âgée de 43 ans ou plus



Source : ONS recensement 2011 (fichier portant sur 10 % des ménages, données pondérées).

Il en résulte que nous retrouvons 689 780 enfants nés dans l'année 2010 dont nous disposons de l'âge de leurs mères à la naissance[39], soit 97,9 % de ceux qui ont été recensés. Parmi ces enfants 20 280 ont une mère âgée de 18 ans ou moins, ce qui représente une sous-estimation de 12,9 % par rapport au nombre issu des données d'enregistrement des naissances (Tableau 3.9, p. 173). La sous-estimation globale du nombre d'enfants nés dans l'année précédant le recueil des données est de 4,6 %. L'écart relatif entre le nombre de naissances calculé à partir du re-

[38] Par rapport aux mères âgées de 42 ans et plus (en âge atteint dans l'année) auxquelles les enfants ont été attribués au recensement français.

[39] Dont 18 510 ont été imputés via l'âge du père.

censement et celui du nombre figurant dans le fichier d'enregistrement de naissances est ainsi réduit aux jeunes âges (*cf.* Figure 3.14, p. 174).

Tableau 3.9 – Nombre de naissances aux âges adolescents en 2010 selon les données d'enregistrement des naissances et du recensement de la population via la méthode DEF

Âge	Source			Écart relatif (en %)	Écart relatif (en %) après amélioration
	Enregistrement des naissances	Matrice du recensement	Matrice corrigée		
	(1)	(2)	(3)	[(2)-(1)] / (1)	[(3)-(1)] / (1)
15	863	470	690	- 45,5	- 20,0
16	2 833	2 160	2 510	- 23,8	- 11,4
17	7 109	5 850	6 440	- 17,7	- 9,4
18	11 837	10 210	10 640	- 13,7	- 10,1
15-18 ans	22 642	18 690	20 280	- 18,2	- 12,9

Sources : ONS (2011), ONS recensement 2011 (fichier portant sur 10 % des ménages, données pondérées).

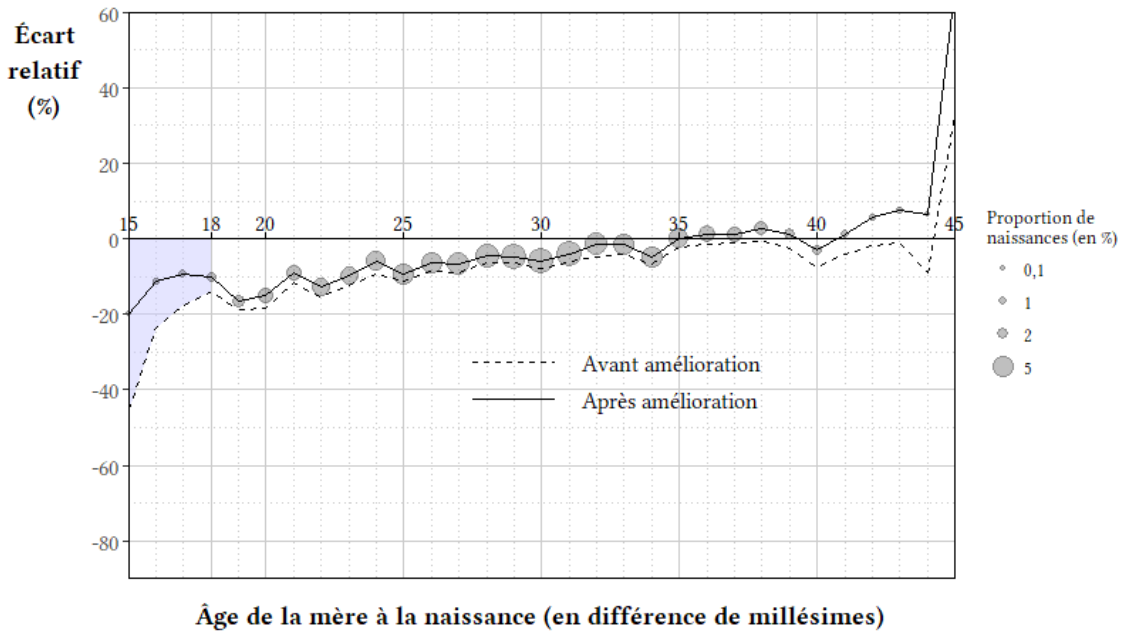
Note : Âge en années révolues.

Nous avons identifié 20 280 enfants nés de mères âgées de 18 ans (en années révolues) ou moins au moment de la naissance, et nous disposons des informations sociodémographiques sur 19 550 d'entre elles (pour les autres il s'agit d'imputations à partir de l'âge du père). Ces mères font l'objet de nos analyses dans le Chapitre 4. Afin de comparer la population des mères adolescentes anglaises le plus soigneusement possible à leurs homologues françaises, nous restreindrons cette population aux femmes âgées entre 16 et 19 ans au moment de recensement, c'est-à-dire celles ayant eu leur enfant entre l'âge de 15 à 18 ans[40]. Nous arrivons donc à une taille de population de 1 401 710 adolescentes (effectifs pondérés) dont 18 910 ont eu un enfant dans l'année 2010[41].

[40] Compte tenu des différentes définitions d'âge utilisées dans les deux recensements, les mères adolescentes identifiées en Angleterre-Galles sont en moyenne 9 mois plus âgées qu'en France (*cf.* Annexe II-6, p. 332).

[41] Ces mères adolescentes ont eu en total 19 180 enfants dans l'année 2010, ce qui correspond à un taux de naissances multiples de 14,3 pour mille, presque le double du taux publié par l'ONS dans l'année précédente qui était de 6,5 pour mille chez les moins de 20 ans. Il se pourrait que les mères adolescentes vivant avec leurs mères se vues attribuer un enfant de 1 an de leur propre mère. Dans cette éventualité, ce contexte aurait pu avoir un effet sur le nombre de naissances attribuées aux mères adolescentes, mais pas sur celui des mères adolescentes identifiées dans le fichier du recensement.

Figure 3.14 – Écart relatif entre le nombre de naissances selon l'âge de la mère renvoyé avant et après correction et selon les données d'enregistrement de naissances



Sources : ONS (2011), ONS recensement 2011 (fichier portant sur 10 % des ménages, données pondérées).

3.5 Quels sont les impacts de nos améliorations de la méthode DEF sur les populations de mères adolescentes identifiées ?

Le recensement d'Angleterre-Galles recense mieux que le français, car les personnes recensées sont invitées à saisir les liens qu'elles ont avec chaque individu du ménage, alors qu'en France, elles ne doivent saisir que celui qu'elles ont avec la personne de référence du ménage. Il en résulte une meilleure identification des mères et donc, une moindre sous-estimation (sous-identification) des mères aux très jeunes âges. Des modifications de même nature que celles apportées à la méthode DEF dans le cas du recensement français ont été appliquées au recensement d'Angleterre-Galles. Elles ont eu un moindre impact en raison du fait que les résultats initiaux étaient d'une meilleure qualité. Toutefois, ces modifications ont permis de redresser certains cas que nous avons identifiés comme portant des incohérences liées très probablement, à des erreurs de recodage.

La méthode d'amélioration a été conçue pour favoriser une réattribution prudente des enfants à des mères alternatives. Les affinements proposés ont eu un effet direct, mais non anodin sur la constitution des populations des mères adolescentes qui seront étudiées dans la suite de notre travail.

Le Tableau 3.10 (p. 176) indique certaines caractéristiques des mères adolescentes qui seront étudiées par la suite et permet d'observer les différences entre celles qui ont été identifiées avant et après nos améliorations appliquées aux deux recensements respectifs. Nous observons que l'impact de nos améliorations réside dans la composition des mères vivant avec leurs parents. Pour les mères adolescentes françaises, aucune de celles vivant avec leurs parents n'avait été identifiée avant nos améliorations, faute de ne pas avoir été codée comme cheffe de famille. Nos améliorations permettent donc d'identifier une sous-population des mères adolescentes qui aurait été autrement non repérée. De façon similaire, en Angleterre-Galles une partie de ces mères adolescentes vivant chez leurs parents a été écartée (15 %), alors que toutes celles qui ont été nouvellement identifiées par nos améliorations vivaient au sein du foyer familial.

La récupération de cette population a pour effet une augmentation de mères adolescentes plus jeunes. En conséquence, la proportion de mères adolescentes étudiantes augmente de façon significative, tout comme, dans une moindre mesure, la proportion ayant un faible niveau de diplôme – un effet de censure à droite, les plus jeunes n'étant pas encore en âge d'obtenir des diplômes de plus hauts niveaux.

L'effet d'une récupération de proportionnellement plus de mères adolescentes jeunes diminue également la proportion d'entre elles qui vivent en couple. Ce fait est plus marquant en Angleterre-Galles où seuls 4 % des mères adolescentes identifiées après nos améliorations vivent en couple cohabitant par rapport aux 31 % de celles qui avaient été identifiées auparavant. En Angleterre-Galles, ce sont les couples cohabitants qui sont recensés, et cette faible proportion de mères adolescentes vivant en couple, chez leurs parents n'est donc pas surprenante. Si cette réduction est moins accentuée chez les françaises c'est que, d'une part, un tiers des mères adolescentes nouvellement identifiées ont quitté le foyer parental, fort probablement pour s'installer en couple et que, d'autre part, la définition du couple au recensement n'est pas comparable.

Si les caractéristiques des mères nouvellement identifiées grâce à nos améliorations se distinguent des précédentes, elles n'entraînent pas de biais. Au contraire, elles nous permettent de voir plus pertinemment les caractéristiques et des profils qui auraient été autrement écartés car non repérés.

Tableau 3.10 – Caractéristiques des mères adolescentes identifiées avant et après amélioration

France			Angleterre-Galles		
Variable / Modalité	**Identifiées avant amélioration (%)**	**Identifiées après amélioration (%)**	**Variable / Modalité**	**Identifiées avant amélioration (%)**	**Identifiées après amélioration (%)**
Âge			**Âge**		
15	1,1	11,3	15	2,0	17,1
16	4,6	20,8	16	11,9	23,2
17	14,4	56,3	17	31,9	29,3
18	79,9	11,6	18	54,2	30,5
Immigrée			**Immigrée**		
Non	89,6	90,3	Non	94,7	94,6
Oui	10,4	9,7	Oui	5,3	5,4
Vit en couple			**Vit en couple cohabitant**		
Oui	53,3	44,7	Oui	30,6	3,7
Non	46,7	55,3	Non	69,4	96,3
Vit avec parents			**Vit avec parents**		
Oui	0,0	67,2	Oui	26,6	100,0
Non	100,0	32,8	Non	73,5	0,0
Vit dans un logement social			**Vit dans un logement social**		
Oui	32,6	36,9	Oui	46,4	41,5
Non	67,4	63,1	Non	53,6	58,5
Niveau de diplôme			**Niveau de diplôme**		
Inférieur au brevet des collèges	48,8	53,1	1^{e} de l'enseignement secondaire	60,8	65,4
Brevet des collèges	24,1	28,3	2^{e} cycle de l'enseignement secondaire	36,7	34,6
CAP / BEP	19,8	12,0	Enseignement supérieur de cycle court	2,5	0,0
Baccalauréat ou supérieur	7,3	6,6			
Activité			**Activité**		
Active ayant un emploi	6,7	7,4	Active ayant un emploi	14,6	12,7
Chômeuse	28,1	14,5	Chômeuse	11,1	8,9
Étudiante	13,1	34,8	Étudiante	11,8	49,4
Inactive	52,2	43,3	Inactive	62,4	29,1
N	3 077	1 003	N	18 090	820

Sources : Insee RP 2011 (données pondérées), ONS recensement 2011 (fichier portant sur 10 % des ménages, données pondérées).

Note : L'âge est exprimé en différence de millésimes en France et en années révolues en Angleterre-Galles.

3.6 Synthèse du Chapitre 3

Afin de se poser la question « qui sont les mères adolescentes ? », il faut identifier une source de données qui permet d'y répondre. Les fichiers d'enregistrement des naissances ne recueillent pas de données sociodémographiques détaillées, ni en routine, pour permettre des analyses approfondies.

Il est donc nécessaire de recourir à une autre source de données telle que le recensement de la population, très riche en informations sociodémographiques. Le recensement français, comme c'est le cas dans de nombreux autres pays, ne recueille pas directement les informations sur des mères, et une méthode indirecte est donc nécessaire pour y parvenir. La méthode dite de « décompte des enfants au foyer » (DEF) utilise les liens familiaux recensés pour lier les femmes à leurs enfants. Cette méthode n'est pas parfaite, car elle est connue pour sous-estimer le nombre de mères aux jeunes âges, et comme les questionnaires du recensement français et leur traitement rendent cette tâche plus difficile, nous avons dû proposer des améliorations de la méthode DEF afin qu'elle fonctionne mieux pour identifier les jeunes mères non repérées, et afin de ne pas entraîner de biais dans nos analyses ultérieures. Les résultats de ces affinements améliorent considérablement le processus d'identification des jeunes mères, et en particulier les mères adolescentes.

Une validation de la méthode appliquée au recensement français par le biais d'une confrontation avec ses données et celles de l'Enquête Famille et Logements 2011 a permis de vérifier la pertinence et l'efficacité de notre méthode de raffinement. Les bons résultats de cette validation nous permettent donc de mener les analyses qui vont suivre en étant assurés d'une plus grande robustesse.

L'application de nos propositions d'affinement des données des recensements français et d'Angleterre-Galles nous ont permis un meilleur repérage des femmes ayant donné naissance dans l'année précédant leurs collectes. Nous avons ainsi respectivement identifié dans les recensements français et d'Angleterre-Galles 1 012 et 1 570 mères adolescentes supplémentaires, soit des augmentations de 32,6 % et de 4,5 % par rapport à l'identification initiale.

Ce travail nous a permis de constituer des populations de 4 080 mères adolescentes françaises et de 18 910 mères adolescentes anglaises sur lesquelles porteront nos analyses dans le chapitre suivant afin de répondre à la question « qui sont les mères adolescentes ? ».

Chapitre 4

Profils sociodémographiques des mères adolescentes à leur entrée dans la maternité

Dans le Chapitre 3, nous avons identifié des mères adolescentes dans les microdonnées des recensements en France et en Angleterre-Galles. L'objectif du présent chapitre est celui d'établir des profils sociodémographiques de ces jeunes femmes au moment de leur maternité et de déceler d'éventuelles spécificités régionales. Dans un premier temps, nous mettons en évidence des caractéristiques sociodémographiques et facteurs associés à une entrée précoce dans la maternité, et testons si, toutes choses étant égales par ailleurs, la région de résidence constitue un facteur significatif, compte tenu des disparités régionales dans la fécondité adolescente mises en évidence à la fois aux échelles régionale et infrarégionale dans la partie introductive de cette thèse. Dans un deuxième temps, nous établissons des profils sociodémographiques de mères adolescentes dans les deux pays, afin d'établir et vérifier l'existence de profils spécifiques selon la région de résidence[42]. Enfin, nous portons notre regard sur une population souvent oubliée dans les études sur les maternités à l'adolescence : les pères des enfants de mères adolescentes.

[42] Des premiers résultats des analyses de ce chapitre portant sur les mères adolescentes françaises font l'objet d'un article publié intitulé *« An entry into motherhood during adolescence in France : a sociodemographic and spatial analysis of the determinants and profiles »* (Tomkinson *et al.*, 2017).

4.1 Méthodologie

Ayant identifié les mères adolescentes dans les recensements de la population française et anglaise grâce aux versions améliorées de la méthode DEF (*cf.* Chapitre 3), nous mobilisons différentes méthodes dans ce chapitre afin d'exploiter les données du recensement. Après avoir présenté des taux d'entrée dans la maternité durant l'adolescence selon différentes variables sociodémographiques, nous utilisons des régressions logistiques afin de dégager les caractéristiques significativement associées au fait d'être devenue mère adolescente. Nous couplons cette analyse avec des modèles emboîtés, cherchant à déterminer si la région de résidence demeure un facteur significatif, toutes choses égales par ailleurs. Enfin, nous employons des classifications ascendantes hiérarchiques (CAH) pour établir des profils des mères adolescentes et voyons si ces profils sont plus accentués dans certaines régions.

4.1.1 Statistiques descriptives

Les statistiques descriptives ont pour objectif de mesurer à la fois un risque de devenir mère durant l'adolescence dans différentes sous-populations, mais aussi de caractériser les femmes devenues mères durant l'adolescence. En effet, certaines caractéristiques peuvent être associées à un risque élevé de devenir mère sans pour autant que leur prévalence soit importante parmi les mères adolescentes. Ainsi, en Angleterre-Galles, le risque de devenir mère adolescente est plus élevé chez les adolescentes mariées, mais 96 % des conceptions à l'adolescence en Angleterre-Galles sont le fait de femmes non mariées (Cook et Cameron, 2015).

Nous construisons alors deux indicateurs : d'une part, la fréquence observée de mères parmi toutes les femmes adolescentes ayant une caractéristique donnée, notée $f_{i,k}$,

$$f_{i,k} = 10\,000 \times \frac{m_{i,k}}{g_{i,k}}$$

où,

$f_{i,k}$ est la fréquence observée de mères adolescentes ayant la caractéristique k de la variable i pour dix mille femmes adolescentes ayant cette même caractéristique dans l'année *t-1* ;

$m_{i,k}$ est le nombre de mères adolescentes ayant la caractéristique k de la variable i ;

$g_{i,k}$ est le nombre de femmes adolescentes ayant la caractéristique k de la variable i.

et, d'autre part, la proportion de mères adolescentes ayant une caractéristique donnée parmi l'ensemble des mères, notée $s_{i,k}$,

$$s_{i,k} = 100 \times \frac{m_{i,k}}{\sum_{n=1}^{n=k} m_{i,k}}$$

où,

$s_{i,k}$ est le pourcentage des mères adolescentes ayant la caractéristique k de la variable i ;

$m_{i,k}$ est le nombre de mères adolescentes ayant la caractéristique k de la variable i.

Ces deux indicateurs se rapprochent des notions de risque ($f_{i,k}$) et de prévalence ($s_{i,k}$) (Breton et Prioux, 2009).

4.1.2 Régression sur les caractéristiques associées à la maternité adolescente, une approche régionale

Afin de juger de l'effet significatif des variables sociodémographiques et de la région de résidence[43], nous construisons une série de modèles de régressions logistiques emboîtés (du type log-log complémentaire où Y=1 correspond au fait d'avoir eu un enfant dans l'année précédant le recensement). Les variables retenues sont issues du recensement et diffèrent légèrement selon le pays en raison de leur disponibilité dans la source de données, et du format de la question posée lors du recensement (Tableau 4.1, p. 182).

Nous menons les analyses à l'échelon des régions compte tenu des disparités en matière de fécondité adolescente exposées dans l'introduction. Si nous avons montré de fortes variations infrarégionales, les effectifs limités de mères adolescentes nous empêchent d'entreprendre une étude à un niveau géographique plus fin.

[43] Les régions Pays de la Loire et East Midlands ont été choisies comme situation de référence dans les deux régressions, car les proportions de mères adolescentes y observées sont les plus proches de celles observées au niveau national : 30 mères pour 10 000 femmes adolescentes dans les Pays de la Loire contre 28 pour 10 000 en France métropolitaine ; 143 pour 10 000 dans les East Midlands contre 135 pour 10 000 pour l'ensemble de l'Angleterre-Galles.

Tableau 4.1 – Variables du recensement (et leurs modalités) figurant dans la régression sur les caractéristiques associées aux maternités adolescentes

France		Angleterre-Galles	
Variable	**Modalités**	**Variable**	**Modalités**
Région de résidence	13 régions	Région de résidence	11 régions
Âge[(i)]	15 à 18 ans	Âge[(ii)]	16 à 19 ans
Statut de couple[(iii)]	En couple, mariée	Statut de couple	En couple cohabitant, mariée
	En couple, célibataire		En couple cohabitant, célibataire
	Hors couple		Hors couple cohabitant
Vit avec parents	Oui / Non	Vit avec parents	Oui / Non
Vit dans un logement social	Oui / Non	Vit dans un logement social	Oui / Non
Niveau de diplôme	Inférieur au brevet des collèges	Niveau de diplôme[(iv)]	Premier cycle de l'enseignement secondaire
	Brevet des collèges		Deuxième cycle de l'enseignement secondaire
	CAP[(v)] / BEP[(vi)]		Enseignement supérieur de cycle court
	Baccalauréat ou plus		
Activité	Active ayant un emploi	Activité	Active ayant un emploi
	Chômeuse		Chômeuse
	Étudiante		Étudiante
	Inactive		Inactive
Immigrée[(vii)]	Oui / Non	Immigrée[(vii)]	Oui / Non

Source : Insee RP 2011, ONS recensement 2011 (fichier portant sur 10 % des ménages).

Champ : Femmes vivant en ménage ordinaire.

Notes : (i) âge atteint dans l'année précédant la collecte ; (ii) âge en années revolues au recensement ; (iii) la définition d'« être en couple » varie entre les deux pays du fait de la nature du questionnement dans les recensements respectifs. En Angleterre-Galles, les répondants ne sont pas questionnés directement « Vivez-vous en couple ? » comme c'est le cas en France, mais le statut du couple dérive de la déclaration du lien du couple avec quelqu'un présent dans le ménage. Il en résulte que, pour les anglais, « être en couple » correspond à un couple cohabitant tandis que pour les français, aucune condition de cohabitation n'est imposée ; (iv) selon la Classification internationale type de l'éducation (CITE) ; (v) CAP = Certificat d'aptitudes professionnelles ; (vi) BEP = Brevet d'études professionnelles ; (vii) la situation quant à l'immigration a été préférée à la nationalité de l'individu, car elle reste inchangée dans le temps contrairement à la nationalité. Les personnes dites immigrées sont donc celles nées en dehors de la France / du Royaume-Uni.

4.1.3 Typologie de profils sociodémographiques de mères adolescentes et leur variation spatiale

Finalement, en utilisant une méthode de CAH, nous établissons une typologie des mères adolescentes à partir de cinq variables actives[44] mobilisées dans les modèles de régression logistique : statut de couple, vit avec parents, vit dans un logement social, niveau de diplôme et activité. Nous examinons ensuite la répartition géographique relative de chacun des types

[44] Le nombre de ces variables est limité compte tenu de la source utilisée.

dans les régions françaises et anglaises en mettant en évidence la surreprésentation[45] dans les régions de certains types de mères adolescentes.

4.2 Confirmation des différences de niveaux des maternités adolescentes en France et en Angleterre-Galles

Les statistiques descriptives (Tableau 4.2, p. 185 ; et Tableau 4.3, p. 186) confirment d'abord la fréquence différentielle des mères adolescentes selon le pays étudié. Pour dix mille femmes adolescentes recensées, le nombre de mères en Angleterre-Galles est de 135 contre 28 en France dans l'année *t-1*[46]. Cette différence marquée se retrouve pour l'ensemble des régions : en Angleterre-Galles, pour la région ayant la plus faible proportion de mères observées (83 ‰ en Inner London) le taux est plus élevé que la région française dont la proportion d'adolescentes ayant eu un enfant est la plus élevée (Hauts-de-France - 49 ‰). La région du North East England est celle où elles sont proportionnellement les plus nombreuses (223 pour dix mille). En France, la fréquence la plus basse (19 pour dix mille) est située dans les régions Île-de-France et Auvergne - Rhône-Alpes. Ces taux maximal et minimal correspondent aux régions où l'âge moyen à la maternité (tous rangs de naissances confondus) est respectivement le plus jeune et le plus âgé (*cf.* en introduction).

---

[45] L'écart relatif entre la proportion de mères d'un type donné dans une région et la proportion observée dans l'ensemble des régions étudiées.

[46] Il est important de souligner qu'une partie minoritaire de cet écart est due mécaniquement aux définitions des âges utilisées pour identifier la population d'intérêt. Il en résulte que les adolescentes anglaises sont en moyenne 9 mois plus âgées que leurs homologues françaises (*cf.* Annexe II-6, p. 332). Les adolescentes françaises, les plus âgées ayant 18 ans en différence de millésimes, n'ont pas toutes achevé leur adolescence, une période de la vie où la courbe de fécondité augmente rapidement. Ce fait explique donc en partie le nombre de mères adolescentes moins élevé en France. Il convient cependant de rappeler que, comme nous l'avions montré dans l'introduction, à âge comparable, les adolescentes anglaises sont bien plus souvent mères que les françaises.

Nous observons également, dans les deux pays, un effet important de l'âge. La fréquence de mères adolescentes observées augmente avec l'âge. En France, les plus jeunes des adolescentes sont très rarement mères.

Si une forte proportion d'adolescentes mariées a eu un enfant au cours de l'année *t-1* (plus d'une sur dix en France et plus de deux sur dix en Angleterre-Galles), elles ne représentent qu'une part marginale des mères adolescentes (7 % en France et 1 % en Angleterre-Galles). Il en est de même pour les variables « logement social » et « lieu de naissance » : si, en France, la fréquence des mères adolescentes est plus élevée chez les femmes vivant dans un logement social (48 par rapport à 23 pour dix mille) et celles nées à l'étranger (72 par rapport à 26 pour dix mille), la majorité des mères adolescentes françaises ne vit cependant pas dans un logement social et sont nées en France. Quant aux femmes issues de l'immigration[47], la situation en Angleterre-Galles est l'inverse de celle de la France : elles sont proportionnellement moins nombreuses en France qu'en Angleterre-Galles à avoir eu un enfant dans l'année précédant le recensement (93 pour dix mille contre 138). De la même manière, si les adolescentes vivant dans un logement du parc social sont plus fréquemment mères que les autres, une minorité des mères adolescentes vit dans un logement social dans chaque pays.

À l'inverse, dans les deux pays, les valeurs de $f_{i,k}$ et de $s_{i,k}$, obéissent à une même hiérarchie selon les modalités des autres variables. C'est le cas, par exemple, pour la décohabitation parentale. En France, la fréquence des mères adolescentes ne vivant plus chez leurs parents est de 271 pour dix mille par rapport à 5 pour dix mille pour celles vivant dans le foyer parental et la grande majorité de mères adolescentes (83 %) a quitté le foyer des parents. Il en est enfin de même pour les variables « diplôme » et « situation d'activité » : la fréquence des mères adolescentes est supérieure parmi les adolescentes étant inactives et d'un faible niveau de diplôme, et la majorité des mères présentent ces caractéristiques sociodémographiques.

[47] En France, cette catégorie correspond aux femmes nées étrangères à l'étranger. En Angleterre-Galles, cette catégorie regroupe les femmes nées en-dehors du Royaume-Uni, car aucune information sur la nationalité de l'individu à la naissance n'est recueillie lors du recensement.

Tableau 4.2 – Proportion de femmes adolescentes francaises ayant donné naissance au cours de l'année t-1 ($f_{i,k}$), et leur répartition ($s_{i,k}$) selon leurs caractéristiques sociodémographiques

Variable / Modalité	N	%	Nb de mères adolescentes observées	$f_{i,k}$ (pour 10 000)	$s_{i,k}$ (%)
Région					
Île-de-France	279 783	19,4	518	19	12,7
Auvergne - Rhône-Alpes	176 666	12,2	331	19	8,1
Hauts-de-France	146 795	10,2	715	49	17,5
Nouvelle Aquitaine	120 088	8,3	399	33	9,8
Occitanie	123 757	8,6	414	33	10,1
Grand Est	126 250	8,8	414	33	10,1
PACA	110 719	7,7	250	23	6,1
Pays de la Loire	83 884	5,8	254	30	6,2
Normandie	77 654	5,4	268	34	6,6
Bretagne	72 608	5,0	166	23	4,1
Bourgogne - Franche-Comté	61 737	4,3	190	31	4,7
Centre-Val de Loire	56 243	3,9	147	26	3,6
Corse	6 358	0,4	14	23	0,4
Âge					
15	362 385	25,1	147	4	3,6
16	365 033	25,3	351	10	8,6
17	366 312	25,4	1 008	28	24,7
18	348 812	24,2	2 574	74	63,1
Immigrée					
Non	1 384 124	96,0	3 661	26	89,7
Oui	58 419	4,0	419	72	10,3
Statut de couple					
Oui, mariée	2 455	0,2	272	1 108	6,7
Oui, cohabitant	25 877	1,8	1 816	702	44,5
Non	1 414 211	98,0	1 992	14	48,8
Vit avec parents					
Oui	1 316 939	91,3	675	5	16,5
Non	125 604	8,7	3 405	271	83,5
Vit dans un logement social					
Oui	286 364	19,9	1 372	48	33,6
Non	1 156 179	80,1	2 708	23	66,4
Niveau de diplôme					
Inférieur au brevet des collèges	275 864	19,1	2 033	74	49,8
Brevet des collèges	835 585	57,9	1 025	12	25,1
CAP / BEP	134 729	9,3	731	54	17,9
Baccalauréat ou supérieur	196 364	13,6	290	15	7,1
Activité					
Active ayant un emploi	94 239	6,5	279	30	6,8
Chômeuse	56 779	3,9	1 009	178	24,7
Étudiante	1 253 692	86,9	752	6	18,4
Inactive	37 833	2,6	2 040	539	50,0
Ensemble	1 442 543	100,0	4 080	28	100,0

Source : Insee RP 2011 (données pondérées).

Champ : Femmes vivant en ménage ordinaire, âgées de 15 à 18 ans en France métropolitaine en t-1.

Note : Âge (exprimé en différence de millésimes) dans l'année précédant le recensement, donc âge à la naissance pour les mères.

Tableau 4.3 – Proportion de femmes adolescentes anglaises ayant donné naissance au cours de l'année t-1 ($f_{i,k}$), et leur répartition ($s_{i,k}$) selon leurs caractéristiques sociodémographiques

Variable / Modalité	N	%	Nb de mères adolescentes observées	$f_{i,k}$ (pour 10 000)	$s_{i,k}$ (%)
Région					
North East England	67 230	4,8	1 500	223	7,9
North West England	182 260	13,0	2 840	156	15,0
Yorshire and the Humber	134 780	9,6	2 160	160	11,4
East Midlands	114 930	8,2	1 640	143	8,7
West Midlands	146 310	10,4	2 380	163	12,6
East of England	144 400	10,3	1 420	98	7,5
Inner London	67 610	4,8	560	83	3,0
Outer London	123 620	8,8	1 120	91	5,9
South East England	212 150	15,1	2 280	107	12,1
South West England	128 680	9,2	1 600	124	8,5
Wales	79 740	5,7	1 410	177	7,5
Âge					
16	333 290	23,8	970	29	5,1
17	343 170	24,5	3 200	93	16,9
18	343 070	24,5	7 140	208	37,8
19	382 180	27,3	7 600	199	40,2
Immigrée					
Non	1 291 170	92,1	17 880	138	94,6
Oui	110 540	7,9	1 030	93	5,4
Statut de couple					
Oui, mariée	610	0,0	130	2 131	0,7
Oui, cohabitant	41 820	3,0	5 430	1 298	28,7
Non	1 359 280	97,0	13 350	98	70,6
Vit avec parents					
Oui	1 224 020	87,3	5 620	46	29,7
Non	177 690	12,7	13 290	748	70,3
Vit dans un logement social					
Oui	284 420	20,3	8 730	307	46,2
Non	1 117 290	79,7	10 180	91	53,8
Niveau de diplôme (CITE)					
Premier cycle de l'enseignement secondaire	451 400	32,2	11 520	255	60,9
Deuxième cycle de l'enseignement secondaire	813 300	58,0	6 920	85	36,6
Enseignement supérieur de cycle court	137 010	9,8	470	34	2,5
Activité					
Active ayant un emploi	483 970	34,5	2 790	58	14,8
Chômeuse	160 770	11,5	2 100	131	11,1
Étudiante	694 710	49,6	2 520	36	13,3
Inactive	62 260	4,4	11 500	1 847	60,8
Ensemble	1 401 710	100,0	18 910	135	100,0

Source : ONS recensement 2011 (fichier portant sur 10 % des ménages, données pondérées).

Champ : Femmes vivant en ménage ordinaire, recensées en 2011 aux âges de 16 à 19 ans en Angleterre-Galles.

Note : Âge (exprimé en années révolues) au recensement.

Les tendances des valeurs de $f_{i,k}$ sont également observées à l'échelle régionale (*cf.* Tableaux II-18 et II-19 en annexe, p. 333-334) sauf pour quelques rares exceptions. Par exemple, dans les régions anglaises des East Midlands et East of England, la fréquence des adolescentes étant entrées dans la maternité est plus élevée pour les immigrées que pour les femmes nées en Angleterre-Galles, elle est par contre identique dans la région Inner London. Une égalité est également observée dans la région PACA en France. Ce résultat interroge sur la structure par origine des femmes adolescentes immigrées qui y vivent.

4.3 Facteurs associés à l'entrée dans la maternité pendant l'adolescence

4.3.1 Des différences régionales non significatives, toutes choses étant égales par ailleurs

Parmi les caractéristiques sociodémographiques individuelles mobilisées dans nos modèles (Tableaux 4.4 et 4.5, p. 188-189), c'est le fait d'être inactive et, dans une moindre mesure, au chômage, qui a l'effet significatif le plus important. Dans les modèles concernant les adolescentes françaises, l'introduction de cette variable (modèle 7) diminue voire rend non significatif un faible diplôme. Cette variable diminue également les probabilités associées aux régions avec le taux le plus élevé de maternités à l'adolescence dans chaque pays – Hauts-de-France et North East England. Dans la modélisation anglaise, la significativité de ces modalités reste inchangée, mais la probabilité plus importante associée aux adolescentes mariées devient non significative, de même que la moindre probabilité associée au fait d'être immigrée. Ces résultats semblent ainsi valider l'hypothèse d'une relation entre le statut économique et l'entrée dans la maternité. Le coût d'opportunité d'une naissance est moins important pour les femmes inactives ou au chômage, quel que soit leur diplôme ou leur âge. Elle accrédite, d'autre part, la théorie de la transition vers l'âge adulte et notre hypothèse d'une entrée dans la maternité comme possibilité d'acquisition d'un statut.

Le diplôme joue également un rôle significatif. En France, un diplôme plus élevé (obtention du Baccalauréat) est associé à une probabilité significativement plus faible de devenir mère tandis qu'à l'inverse, un diplôme de faible niveau n'est pas associé à une probabilité plus forte,

Tableau 4.4 – Probabilité prédite (pour 10 000) d'être devenue mère adolescente en France durant l'année t-1 (modèle log-log complémentaire)

Variable (*i*)	Modalité (*k*)	Modèle 0		Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5		Modèle 6		Modèle 7	
		Proba.	Sig.	Proba.	Sig.	Proba.	Sig.	Proba.	Sig.	Proba.	Sig.	Proba.	Sig.	Proba.	Sig.	Proba.	Sig.
Région	Ile-de-France	19	-	18	*	15	***	14	-	7	-	5	-	5	-	4	-
	Auvergne - Rhône-Alpes	19	-	18	-	17	-	12	-	5	-	4	-	4	-	3	-
	Hauts-de-France	49	-	47	-	45	-	31	-	13	*	10	-	9	-	5	-
	Nouvelle Aquitaine	33	-	33	-	31	-	20	-	7	-	6	-	6	-	4	-
	Occitanie	33	-	32	-	30	-	19	-	8	-	6	-	6	-	4	-
	Grand Est	33	-	32	-	30	-	21	-	9	-	7	-	6	-	4	-
	PACA	23	-	22	-	20	-	15	-	7	-	5	-	5	-	3	-
	Pays de la Loire	30	*réf*	30	*réf*	29	*réf*	19	*réf*	8	*réf*	6	*réf*	6	*réf*	5	*réf*
	Normandie	34	-	23	-	33	-	20	-	8	-	6	-	6	-	4	-
	Bretagne	23	-	31	-	22	-	16	-	6	-	5	-	5	-	4	-
	Bourgogne - Franche-Comté	31	-	26	-	30	-	19	-	7	-	6	-	5	-	3	-
	Centre-Val de Loire	26	-	23	-	24	-	16	-	7	-	5	-	5	-	4	-
	Corse	23	-	30	-	21	-	11	-	5	-	4	-	5	-	3	-
Âge (en différence de millésimes dans l'année *t-1*)	15			4	***	4	***	3	***	2	***	2	***	1	***	2	***
	16			10	***	10	***	8	***	4	***	3	***	3	***	3	**
	17			30	*réf*	29	*réf*	19	*réf*	8	*réf*	6	*réf*	6	*réf*	5	*réf*
	18			81	***	77	***	30	***	6	-	5	-	8	-	5	-
Immigrée	Oui					82	***	32	***	11	-	8	-	6	-	4	-
	Non					29	*réf*	19	*réf*	8	*réf*	6	*réf*	6	*réf*	5	*réf*
Statut de couple	En couple cohabitant, marié·e							819	***	70	***	50	***	27	***	9	***
	En couple cohabitant, célibataire							611	***	60	***	47	***	29	***	12	***
	Non							19	*réf*	8	*réf*	6	*réf*	6	*réf*	5	*réf*
Vit avec parents	Oui									8	*réf*	6	*réf*	6	*réf*	5	*réf*
	Non									165	***	138	***	172	***	95	***
Vit dans un logement social	Non											15	***	11	***	7	***
	Oui											6	*réf*	6	*réf*	5	*réf*
Niveau de diplôme	Inférieur au brevet													15	***	6	-
	Brevet													6	*réf*	5	*réf*
	CAP / BEP													5	-	4	-
	Bac ou plus													1	***	1	***
Activité	Active avant un emploi															6	-
	Chômeuse															*27*	***
	Étudiante															5	*réf*
	Inactive															89	***
Constante		30		30		29		19		8		6		6		5	
AIC		17 623		16 497		16 401		13 680		12 274		12 097		11 362		10 013	
R^2 de Nagelkerke (en %)		7		7		8		23		31		32		37		44	
Paires concordantes (en %)		55		75		76		86		94		94		95		96	

Source : Insee RP 2011 (données pondérées).

Champ : Femmes vivant en ménage ordinaire, âgées de 15 à 18 ans en France métropolitaine en t-1.

*Notes : (i) la situation de référence correspond à une femme âgée de 17 ans en Île-de-France, hors couple, vivant avec ses parents hors logement social, étant étudiante et ayant le brevet des collèges et n'étant pas immigrée ; (ii) niveaux de significativité : *** = p < 0,00001 ; ** = 0,00001 ≤ p < 0,00005 ; * = 0,00005 ≤ p < 0,0001 ; - = p ≥ 0,0001.*

Tableau 4.5 – Probabilité (pour 10 000) d'être devenue mère adolescente en Angleterre-Galles durant l'année t-1 (modèle log-log complémentaire)

Variable (*i*)	Modalité (*k*)	Modèle 0		Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5		Modèle 6		Modèle 7	
		Proba.	Sig.	Proba.	Sig.	Proba.	Sig.	Proba.	Sig.	Proba.	Sig.	Proba.	Sig.	Proba.	Sig.	Proba.	Sig.
Région	North East England	223	*	322	-	325	-	187	-	54	-	45	-	40	-	27	-
	North West England	156	-	228	-	231	-	145	-	46	-	37	-	33	-	25	-
	Yorkshire and the Humber	160	-	233	-	237	-	138	-	40	-	32	-	28	-	22	-
	East Midlands	143	*réf*	211	*réf*	214	*réf*	126	*réf*	41	*réf*	33	*réf*	29	*réf*	23	*réf*
	West Midlands	163	-	241	-	245	-	148	-	49	-	38	-	33	-	26	-
	East of England	98	-	146	-	149	-	93	-	33	-	27	-	23	-	19	-
	Inner London	83	-	121	-	130	-	96	-	27	-	18	*	17	-	16	-
	Outer London	91	-	135	-	141	-	104	-	37	-	28	-	25	-	19	-
	South East England	107	-	158	-	161	-	99	-	33	-	28	-	25	-	21	-
	South West England	124	-	183	-	186	-	108	-	33	-	27	-	24	-	19	-
	Wales	177	-	257	-	260	-	155	-	47	-	38	-	33	-	24	-
Âge (au recensement en années révolues)	16			31	***	32	***	29	***	21	***	16	***	9	***	13	***
	17			99	***	101	***	90	***	57	**	42	-	30	-	29	-
	18			221	-	225	-	163	***	76	***	58	***	47	***	39	***
	19			211	*réf*	214	*réf*	126	*réf*	41	*réf*	33	*réf*	29	*réf*	23	*réf*
Immigrée	Oui					160	-	86	-	18	***	17	***	16	***	17	-
	Non					214	*réf*	126	*réf*	41	*réf*	33	*réf*	29	*réf*	23	*réf*
Statut de couple	En couple cohabitant, mariée							2 237	***	168	***	120	***	93	**	41	-
	En couple cohabitant, célibataire							1 271	***	97	***	78	***	62	***	39	***
	Non							126	*réf*	41	*réf*	33	*réf*	29	*réf*	23	*réf*
Vit avec parents	Oui									41	*réf*	33	*réf*	29	*réf*	23	*réf*
	Non									523	***	386	***	296	***	122	***
Vit dans un logement social	Non											33	*réf*	29	*réf*	23	*réf*
	Oui											91	***	63	***	36	***
Niveau de diplôme (CITE)	Premier cycle de l'enseignement secondaire													78	***	32	***
	Deuxième cycle de l'enseignement secondaire													29	*réf*	23	*réf*
	Enseignement supérieur de cycle court													17	-	15	-
Activité	Active ayant un emploi															28	-
	Chômeuse															47	***
	Étudiante															23	*réf*
	Inactive															308	***
Constante		143		211		214		126		41		33		29		23	
AIC		19 933		19 261		19 254		17 841		15 961		15 530		15 093		13 370	
R^2 de Nagelkerke (en %)		1		4		4		12		22		24		26		35	
Paires concordantes (en %)		52		67		67		74		84		86		88		91	

Source : ONS recensement 2011 (fichier portant sur 10 % des ménages, données pondérées).

Champ : Femmes vivant en ménage ordinaire, âgées de 16 à 19 ans en Angleterre-Galles, recensées en 2011.

*Notes : (i) la situation de référence correspond à une femme âgée de 19 ans dans la région East Midlands, née en Angleterre-Galles, hors couple, vivant avec ses parents hors logement social, étant étudiante et ayant un diplôme du deuxième cycle de l'enseignement secondaire ; (ii) niveaux de significativité : *** = p < 0,00001 ; ** = 0,00001 ≤ p < 0,00005 ; * = 0,00005 ≤ p < 0,0001 ; - = p ≥ 0,0001.*

tout au moins une fois qu'est introduite la variable activité dans le modèle (passage du modèle 6 au modèle 7). Un rapport inversé est observé en Angleterre-Galles. Un niveau de diplôme plus bas (équivalent premier cycle de l'enseignement secondaire) est associé à une probabilité significativement plus forte d'avoir eu un enfant. Ces observations sont-elles l'indicateur d'un effet protecteur de l'éducation en France et d'un effet de trappe en Angleterre-Galles ? Si l'obtention d'un diplôme de niveau élevé ouvre probablement des perspectives de vie et de poursuite des études à un niveau encore plus élevé, inversement, l'absence de diplôme en restreint l'opportunité. Ce scénario renforcerait l'hypothèse du coût d'opportunité évoquée ci-dessus. Il semble en tout cas que la maternité adolescente n'ait pas la même signification sociale dans les deux pays. La France ayant des normes relatives à l'âge idéal peut-être plus fortes, avec un discrédit des maternités trop précoces et trop tardives[48].

Selon les probabilités renvoyées par les modèles finaux, toutes choses étant égales par ailleurs, les femmes adolescentes ayant quitté le foyer familial ont une probabilité d'avoir connu une maternité en *t-1* significativement plus élevée que celles vivant chez leurs parents (une probabilité de 95 contre 5 pour dix mille en France et de 122 contre 23 pour dix mille en Angleterre-Galles). Nous pouvons supposer que celles ayant franchi l'étape de décohabitation dans le processus de passage vers la vie adulte ont, en amorçant cette transition, augmenté leur probabilité de connaître un autre événement comme celui d'avoir un enfant. Il est cependant possible qu'un biais de temporalité soit à l'origine de ces résultats, si la naissance de l'enfant est à l'origine du départ du foyer familial (en raison d'une installation avec le père de l'enfant, seule avec l'enfant ou mise à la porte)[49].

---

[48] La fécondité française est très concentrée entre 25 et 35 ans depuis une vingtaine d'années (Breton *et al.*, *à paraître*). À titre indicatif, en 2010, 63,8 % des naissances en France métropolitaine ont eu lieu entre 25 et 34 ans par rapport à 55,5 % des naissances en Angleterre-Galles.

[49] Toutefois, les mères vivant encore au foyer de leurs parents étant moins faciles à repérer dans le recensement français à partir de la méthode DEF que celles étant chef de ménage ou conjointe du chef de ménage, il se pourrait que le différentiel entre les deux catégories soit artificiellement augmenté. À titre indicatif, les résultats du recensement anglais, auquel il existe *a priori* un moindre biais d'identification de mères dans les ménages complexes en raison du format du questionnaire (matrice des relations au sein du ménage), montrent un écart des probabilités qui est comparativement moindre entre celles vivant avec leurs parents et celles ayant quitté le foyer familial.

Pour les jeunes déclarant vivre en couple (mariés ou en union libre), la probabilité d'être mère est significativement plus élevée, quel que soit le modèle à l'exception du modèle complet anglais où l'introduction de la variable « type d'activité » rend non significative la probabilité associée aux adolescentes mariées. Dans le modèle complet français cette probabilité est plus élevée pour les femmes en couple (mariée ou en union libre) que pour celles qui ne le sont pas. Les femmes anglaises (non mariées) en couple cohabitant ont presque deux fois plus de chance d'avoir eu un enfant dans l'année *t-1* que celles qui ne vivent pas en couple. Ces résultats semblent confirmer le fait que la mise en couple pourrait être l'un des préalables à la venue d'un enfant, à l'instar des autres mères (Regnier-Loilier et Solaz, 2010). Il est peu probable que l'impact du mariage observé en France soit biaisé par un effet de temporalité, les naissances hors mariage n'étant plus stigmatisées, et les mariages précipités par une grossesse précoce sont rares[50]. Pour les jeunes femmes françaises, le risque associé à une maternité précoce est plus élevé pour les femmes vivant en union libre que pour celles qui sont mariées. L'effet « union libre » pourrait davantage être lié à un effet de temporalité, la naissance d'un enfant pouvant consolider le couple en le formalisant davantage.

La variable « vit ou non dans un logement social » a été retenue comme un proxy de variables d'appartenance à des sous-populations ou des territoires défavorisés dans lesquels des catégories socioéconomiques et familiales associées à un risque important de grossesses précoces sont surreprésentées (Jacquot, 2007 ; Chevalier et Lebeaupin, 2010). En effet, en Angleterre-Galles, il existe un corrélation positive entre le fait de vivre dans un logement social et la probabilité d'être devenue mère durant l'année *t-1* : une probabilité prédite de 36 pour dix mille pour les femmes vivant dans un logement social par rapport à 23 pour dix mille pour les autres, toutes choses étant égales par ailleurs. Si le modèle de régression portant sur les adolescentes françaises indique également un effet positif statistiquement significatif de cette variable, il est cependant de plus faible ampleur (7 pour dix mille contre 5 pour dix mille pour les femmes vivant en dehors du parc des logements sociaux).

---

[50] La part des naissances hors mariage ayant augmenté rapidement depuis le début des années 80 et comptant aujourd'hui pour plus que la moitié des naissances en France métropolitaine (Mazuy *et al.*, 2013). Cependant, cette stigmatisation peut varier selon l'origine des femmes, les mariages précipités sont souvent liés à une grossesse imprévue pour les filles d'immigrés (Hamel, 2011).

Les statistiques descriptives ont également montré un effet important de l'âge et de l'origine définie par le lieu de naissance de la femme. Toutes choses étant égales par ailleurs, dans les deux pays, seules les femmes les plus jeunes ont une probabilité significativement plus faible de devenir mère. Ce constat est le reflet à la fois d'une moindre probabilité de connaître une grossesse (les plus jeunes adolescentes sont moins souvent sexuellement actives - *cf.* la Partie I), mais aussi au fait que pour les plus jeunes des adolescentes, l'issue de la grossesse se résume plus souvent à l'interruption volontaire de grossesse (Vilain et Mouquet, 2012 ; ONS, 2013a). L'effet du facteur âge diminue pour les femmes de 18 ans et perd même sa significativité en France dès son introduction dans le modèle du statut d'activité. En Angleterre-Galles, pourtant, les femmes recensées à 18 ans ont une probabilité plus élevée d'être devenues mères que celles qui sont âgées de 19 ans, tout autre paramètre de comparaison étant équivalent. En revanche, les effets des modalités de la variable « immigrée » ne sont pas significatifs d'un pays à l'autre.

Cette construction d'une série de modèles de régression du type log-log complémentaire pour chaque pays démontre qu'une fois prises en compte les caractéristiques sociodémographiques individuelles des femmes, leur région de résidence n'est plus significativement associée à la probabilité de devenir mère. Ce résultat signifierait que la majorité des variations géographiques du phénomène des maternités à l'adolescence est à relier à des effets de composition socioéconomique et démographique des femmes résidant dans les différentes régions et non à un effet strictement spatial, comme le montrent d'ailleurs d'autres études (McCulloch, 2001). Or, la structure de la population de femmes adolescentes ne varie très peu parmi les différentes régions (*cf.* Tableaux II-18 et II-19 en annexe – p. 333-334), la plus grande différence étant la part des femmes immigrées, facteur que nous avons observé être non significatif. Il en résulte que nous nous interrogeons sur l'influence des effets contextuels.

4.3.2 Les effets contextuels, influencent-ils l'entrée précoce dans la maternité ?

Nous avons testé, par l'intermédiaire d'analyses multiniveaux, l'existence de liens entre la maternité adolescente et les effets contextuels. Dans le cas des femmes adolescentes anglaises, nous avons réalisé une analyse sur deux niveaux, le niveau macro étant celui des 32

NUTS2[51] régions en Angleterre-Galles. Pour chacune de ces zones géographiques, nous avons calculé des indicateurs contextuels de fécondité[52], d'activité[53] et de défavorisation[54].

Le modèle vide renvoie à une valeur du coefficient de corrélation intraclasse de 2,2 % (95 % CI : 1,5 – 2,9 %) indiquant des effets contextuels non significatifs, les caractéristiques individuelles de ces femmes expliquant la quasi-totalité des raisons d'être devenues mères adolescentes dans l'année *t-1*. Ce résultat témoigne des difficultés d'une analyse multiniveaux d'un phénomène rare. Compte tenu de la rareté du phénomène étudié, nous avons été contraints de réaliser nos analyses à un niveau macro étendu (dans ce cas celui des NUTS2), tout en sachant que plus ce niveau est large, plus les effets locaux seront lissés et donc moins pertinents.

Grâce à notre méthode d'identification des mères adolescentes au recensement français présentée dans le Chapitre 3, ainsi que la localisation de ces personnes à l'échelon des IRIS[55], il est théoriquement possible d'étudier l'incidence des effets infracommunaux sur la fécondité adolescente. Cependant, comme le nombre de mères adolescentes est peu élevé, même aux échelons cantonal voire départemental, l'application des analyses multiniveaux demeure, tout comme en Angleterre-Galles, impossible.

Néanmoins, le contexte dans lequel les femmes adolescentes vivent nous semble important, si ce n'est qu'à faire le lien entre le phénomène de la fécondité adolescente et la précarité. Il existe en Angleterre-Galles une mesure de « défavorisation » relative de l'environnement local - l'*Index of multiple deprivation* (IMD). L'IMD est construit à partir des variables abordant les thématiques suivantes : les revenus, l'emploi, l'éducation, la santé, la criminalité, l'environnement et l'accès au logement et aux services (DCLG, 2015). Cet index est calculé

---

[51] NUTS : Nomenclature des unités territoriales statistiques.

[52] Taux de fécondité adolescente en *t-1* et en *t-6* et l'ICF en *t-1*.

[53] Proportion de femmes âgées de 16 à 24 ans, actives, chômeuses (et de longue durée) et étudiantes ; proportion de personnes âgées de 16 à 64 ans, actifs et au chômage (et de longue durée) ; proportion de femmes âgées de 30 à 44 ans n'ayant jamais occupé d'emploi et se déclarant comme femme au foyer.

[54] Proportion de ménages dans le premier quintile des *Lower-level super output areas* (LSOA) les plus défavorisés ; proportion de ménages avec propriétaire occupant ; proportion de familles monoparentales.

[55] Îlots Regroupés pour l'Information Statistique.

dans plus de 32 000 aires géographiques[56] ayant une population moyenne de l'ordre de 1 500 habitants. Un classement des aires, de la plus à la moins défavorisée, est ensuite réalisé. Un indicateur similaire a été développé en France – l'Indice écologique de défavorisation (EDI) (*cf.* Pornet *et al.*, 2012) – à partir des données de l'EU-SILC[57]. Un score est réalisé au niveau des IRIS qui prend en compte la propriété, le surpeuplement et la taille des ménages, la présence du chauffage central dans les ménages, l'accès à une voiture, la monoparentalité, le chômage, la proportion d'étrangers, le niveau d'éducation et les catégories socioprofessionnelles faibles. Nous avons pu créer cet indicateur à partir du recensement[58] afin de comparer la proportion de mères adolescentes par décile de défavorisation.

Nous observons dans les deux pays un lien fort entre la défavorisation et les maternités à l'adolescence, la proportion de mères adolescentes étant six fois plus élevée dans les territoires les plus défavorisés par rapport aux plus aisés (58 versus 10 pour 10 000 en France et 292 versus 44 pour 10 000 en Angleterre-Galles – Tableau 4.6, p. 195). Nous constatons également une concentration des maternités adolescentes dans ces zones en Angleterre-Galles. Presque un quart des mères adolescentes habitent dans le premier décile des zones les plus défavorisées. La distribution des mères adolescentes françaises est plus uniforme. Si leur fréquence ($f_{i,k}$) est plus faible dans les zones les plus aisées, leur proportion ($s_{i,k}$) ne l'est pas, car une plus grande partie de la population de femmes adolescentes réside dans ces dernières zones que les zones défavorisées.

[56] LSOAs.

[57] *European Union - Statistics on Income and Living Conditions.*

[58] Seule l'information concernant la présence du chauffage central est absente.

Tableau 4.6 – Proportion de femmes adolescentes ayant donné naissance au cours de l'année t-1 ($f_{i,k}$) et leur répartition ($s_{i,k}$) selon décile de défavorisation

France

Décile EDI français		N	%	Nb de mères adolescentes observées	$f_{i,k}$ (pour 10 000)	$s_{i,k}$ (%)
(décile le plus défavorisé)	1	112 698	7,8	649	58	15,9
	2	102 904	7,1	463	45	11,3
	3	105 427	7,3	452	43	11,1
	4	102 761	7,1	419	41	10,3
	5	107 215	7,4	338	32	8,3
	6	125 333	8,7	346	28	8,5
	7	165 960	11,5	403	24	9,9
	8	198 248	13,7	423	21	10,4
	9	235 839	16,3	401	17	9,8
(décile le moins défavorisé)	10	186 157	12,9	186	10	4,6

Source : Insee RP 2011 (données pondérées).

Champ : Femmes vivant en ménage ordinaire, âgées de 15 à 18 ans en France métropolitaine en t-1.

Angleterre-Galles

Décile IMD		N	%	Nb de mères adolescentes observées	$f_{i,k}$ (pour 10 000)	$s_{i,k}$ (%)
(décile le plus défavorisé)	1	155 080	11,2	4 530	292	24,0
	2	151 010	10,9	3 500	232	18,5
	3	141 140	10,2	2 750	195	14,5
	4	137 870	10,0	1 880	136	9,9
	5	132 300	9,6	1 730	131	9,1
	6	132 610	9,6	1 170	88	6,2
	7	127 590	9,2	920	72	4,9
	8	131 450	9,5	820	62	4,3
	9	135 560	9,8	760	56	4,0
(décile le moins défavorisé)	10	140 280	10,1	620	44	3,3

Source : ONS recensement 2011 (fichier portant sur 10 % des ménages, données pondérées).

Champ : Femmes vivant en ménage ordinaire, recensées en 2011 aux âges de 16 à 19 ans en Angleterre-Galles.

4.4 Des profils variés de mères adolescentes

Les variables statistiquement significatives[59] des modèles de régression de la section 4.3.1 ont été retenues pour construire une typologie par pays des mères adolescentes[60]. Nous avons ainsi pu établir, en fonction de leur importance, dans chacun des pays, quatre catégories de mères adolescentes (Tableau 4.7).

Tableau 4.7 – Appellation et importance relative des quatre catégories de mères adolescentes par pays

France		Angleterre-Galles	
Appellation	**Poids (en %)**	**Appellation**	**Poids (en %)**
Décohibatantes avec diplôme professionnel	39,7	Monoparentales et inactives	42,1
Inactives avec faible niveau d'éducation	39,0	Économiquement actives	27,1
Vivant chez leurs parents	14,2	En couple, décohabitantes, inactives	17,7
Diplômées du Baccalauréat	7,1	Étudiantes	13,0

Sources : Insee RP 2011 (données pondérées), ONS recensement 2011 (fichier portant sur 10 % des ménages, données pondérées).

4.4.1 Les mères adolescentes françaises

Les mères « décohibatantes avec diplôme professionnel »

La première catégorie des mères adolescentes, la plus importante en nombre (39,7 %) des mères adolescentes (Tableau 4.8, p. 200), représente des femmes qualifiées de « décohibatantes avec diplôme professionnel ». Elles ont des statuts d'activité variés, la proportion encore étudiante diminue lorsque l'âge à la naissance de l'enfant augmente parallèlement à une augmentation de la proportion des mères inactives ou chômeuses. Paradoxalement, le niveau de diplôme obtenu est en rapport inversé avec l'activité, car ce sont celles n'ayant pas obtenu le brevet de collèges qui sont les plus nombreuses à occuper un emploi. En outre, celles qui sont

[59] Statut de couple, vit avec parents, vit dans un logement social, niveau de diplôme et activité. L'âge n'a pas été inclus.

[60] CAH méthode de Ward, effectuée avec le logiciel SAS 9.4 (PROC CLUSTER).

actives vivent majoritairement dans un logement social. Les plus âgées à la naissance (18 ans) d'entre elles sont celles qui vivent le plus fréquemment en couple (55 % par rapport à 17 % de celles devenues mères à 17 ans ou moins). Les étudiantes sont moins en couple que les autres (17 % par comparaison à 54 %). Ce groupe de mères adolescentes est surreprésenté dans les régions Bretagne et Bourgogne - Franche-Comté (Figure 4.1, p. 199) où la moitié d'entre elles figure dans ce groupe (49 %). Ce groupe est moins présent dans la région Centre - Val de Loire, où un tiers des mères adolescentes (33 %) sont « décohibatantes avec diplôme professionnel ».

Les mères « inactives avec faible niveau d'éducation »

La catégorie des « inactives avec faible niveau d'éducation » représente 39,0 % des mères adolescentes en France. Presque toutes ces mères ont un niveau de diplôme inférieur au brevet des collèges. Elles se caractérisent par l'absence d'un emploi et parmi les mères inactives de ce groupe (70 % d'entre elles), nombreuses se déclarent « femmes au foyer ». Elles sont donc les plus éloignées de l'insertion socio-économique et ont pour principale activité leur activité maternelle, qui peut être néanmoins vectrice de sociabilité via les contacts avec d'autres parents. Le taux d'activité[61] augmente toutefois avec l'âge de la mère, passant de 15 % pour celles ayant eu leur enfant à 16 ans à 33 % pour les plus âgées. Ce taux reste inchangé que la mère vive en couple ou non, et il n'existe pas de corrélation entre l'activité économique et le fait d'occuper un logement social. La presque totalité (99 %) de ces femmes ont quitté le foyer parental et près de la moitié (46 %) est en situation de monoparentalité. Ce groupe de mères adolescentes est surreprésenté dans les régions de Normandie (46 %) et d'Auvergne - Rhône-Alpes (45 %), par comparaison au taux national (39 %). À l'opposé, dans les régions Île-de-France (29 %), Bretagne (32 %) et Bourgogne - Franche-Comté (33 %), moins d'un tiers de ces mères adolescentes entrent dans cette catégorie.

[61] Strictement dans le sens du recensement, car les actives sont au chômage.

Les mères « vivant chez leurs parents »

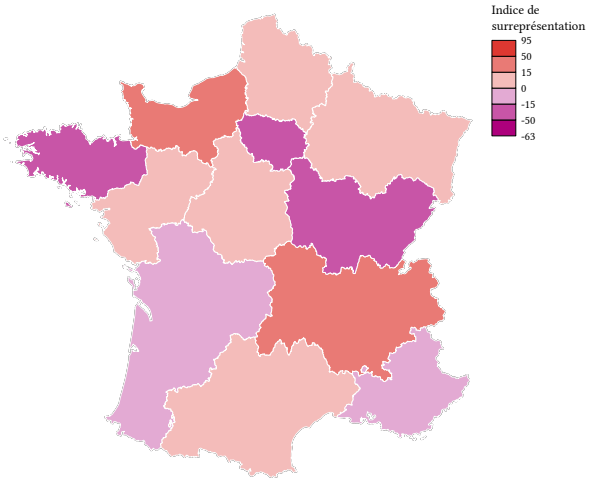
La troisième catégorie comprend les mères adolescentes « vivant chez leurs parents » (14,2 %). Ces mères vivant au sein du foyer familial sont les plus jeunes des mères adolescentes puisqu'elles sont âgées en moyenne de 16,7 ans à la naissance de leur enfant. Presque deux tiers de ces femmes déclarent vivre en couple, proportion qui augmente avec leur âge à la naissance de leur enfant. La majorité d'entre elles (55 %) a un diplôme de niveau inférieur au brevet des collèges. La moitié de ces mères sont inactives tandis qu'un tiers sont encore étudiantes après leur entrée dans la maternité. Ce sont les plus jeunes de ces mères qui sont les plus nombreuses à poursuivre leurs études. Cette catégorie de mères adolescentes est sous-représentée dans la région Bourgogne - Franche-Comté (6 %), où les mères adolescentes « vivant chez leurs parents » sont minoritaires.

Les mères « diplômées du Baccalauréat »

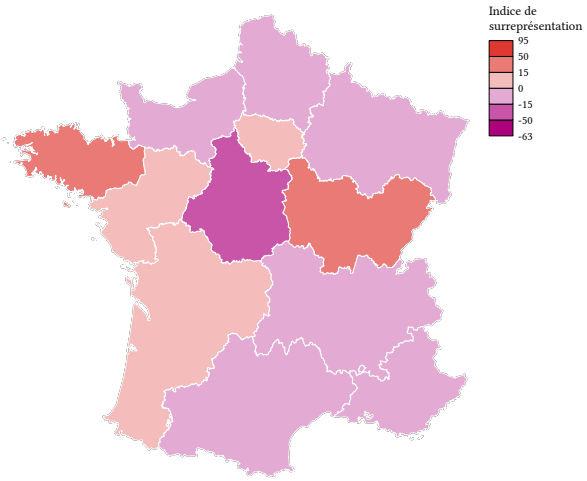
Enfin, la catégorie des « diplômées du Baccalauréat » ne représente que 7,1 % des mères adolescentes. Toutes les femmes de cette catégorie sont titulaires du Baccalauréat et plus d'un tiers (35 %) est en poursuite d'étude. Un quart d'entre elles occupent un emploi (23 %) et la plupart (4 sur 5) a quitté le foyer familial. Celles qui ne vivent plus dans le domicile parental sont plus nombreuses à vivre dans un logement social (46 % contre 32 %). Par ailleurs, la moitié vit en couple et 12 % sont mariées. Cette catégorie de mères adolescentes est surreprésentée en Île-de-France (14 %) et en Bourgogne - Franche-Comté (12 %), par comparaison à la moyenne nationale.

Figure 4.1 – Surreprésentation des catégories de mères adolescentes dans les régions françaises

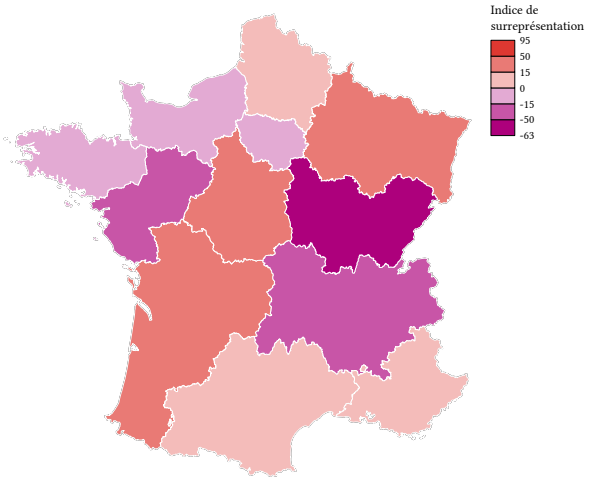
« Décohibatantes avec diplôme professionnel »



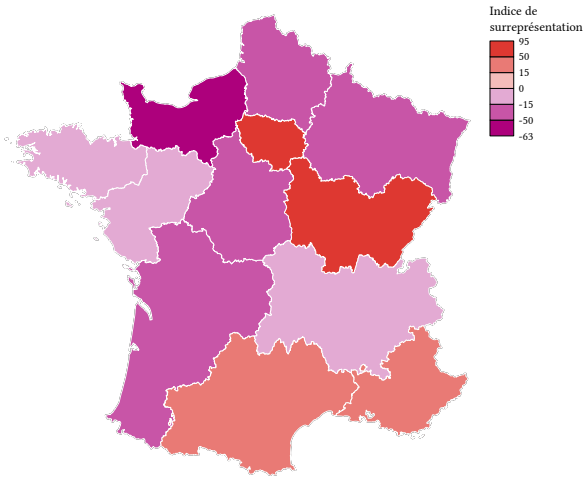
« Inactives avec faible niveau d'éducation »



« Vivant chez leurs parents »



« Diplômées du Baccalauréat »



Sources : Insee RP 2011 (données pondérées), IGN GEOFLA®.

Champ : Femmes vivant en ménage ordinaire, âgées de 15 à 18 ans en France métropolitaine en t-1 et ayant eu un enfant en t-1.

Note : Les résultats concernant la Corse ne sont pas présentés en raison des faibles effectifs (seulement 15 mères adolescentes y sont observées).

Tableau 4.8 – Caractéristiques des quatre catégories de mères adolescentes françaises

	Décohibatantes avec diplôme professionnel	Inactives avec faible niveau d'éducation	Vivant chez leurs parents	Diplômées du Bac	Ensemble
Effectifs					
N	1 621	1 590	578	290	4 080
%	39,7	39,0	14,2	7,1	100,0
Âge moyen (à la naissance)	17,6	17,7	16,7	17,4	17,5
En couple					
En couple, mariée	0,7	14,1	0,0	12,4	6,7
En couple, célibataire	42,7	39,9	64,9	39,1	44,5
Hors couple	56,6	45,9	35,1	48,5	48,8
Vit avec parents					
Oui	1,6	0,8	100,0	20,0	16,5
Non	98,4	99,2	0,0	80,0	83,5
Niveau de diplôme (ISCED)					
Inférieur au brevet	12,8	94,9	55,1	0,0	49,8
Brevet	48,7	3,1	32,2	0,0	25,1
CAP / BEP	38,6	2,0	12,7	0,0	17,9
Bac ou plus	0,0	0,0	0,0	100,0	7,1
Activité					
Active ayant un emploi	13,1	0,0	0,0	22,9	6,8
Chômeuse	24,5	29,5	18,2	12,9	24,7
Étudiante	28,5	0,5	31,3	35,0	18,4
Inactive	33,9	70,0	50,5	29,2	50,0
Vit dans un logement social					
Oui	30,7	33,4	37,4	43,3	33,6
Non	69,3	66,6	62,6	56,7	66,4
Immigrée					
Oui	6,5	13,9	8,2	15,0	10,3
Non	93,5	86,1	91,8	85,0	89,7

Source : Insee RP 2011 (données pondérées).

Champ : Femmes vivant en ménage ordinaire, âgées de 15 à 18 ans en France métropolitaine en t-1 et ayant eu un enfant en t-1.

Note : Les variables actives dans la construction des catégories sont : situation de couple, vit avec les parents, niveau de diplôme, type d'activité et vit dans un logement social.

4.4.2 Les mères adolescentes anglaises

Les mères « monoparentales et inactives »

Au moment de la naissance de leur enfant, 42,1 % des mères adolescentes anglaises relèvent de la catégorie « monoparentales et inactives » qui est de loin la plus importante en taille en Angleterre-Galles. Étant toutes sans partenaire cohabitant et inactives, elles sont également les moins diplômées des mères adolescentes, puisque plus de 7 sur 10 d'entre elles n'ont qu'un diplôme correspondant au niveau du premier cycle de l'enseignement secondaire. Un tiers de

ces mères vit avec ses parents, proportion qui diminue avec l'âge : plus elles sont jeunes au moment de devenir mère, plus fréquente est la cohabitation avec leurs parents.

Les mères « économiquement actives »

La deuxième catégorie de mères adolescentes anglaises est celle que nous qualifions d'« économiquement actives » et elles représentent plus d'un quart des mères (27,1 %). Étant les témoins d'une possible « réussite » économique, elles sont quasiment toutes économiquement actives, plus de la moitié d'entre elles occupant un emploi. À l'inverse de ce que nous pouvions attendre, le fait d'occuper un emploi ne semble pas jouer sur leur indépendance en matière de logement. En effet, les mères adolescentes en emploi sont plus nombreuses à vivre avec leurs parents (34 %) que celles qui sont au chômage (20 %). Ce résultat semble sous-entendre que le rôle joué par les parents dans la garde des enfants, peut être un facilitateur de l'insertion professionnelle. Elles sont également les plus diplômées des mères adolescentes anglaises. Plus d'un tiers (36 %) de ces mères vivent en couple, la proportion augmentant avec l'âge de la mère au moment de la naissance de son enfant. Une nouvelle fois, pour ces mères, la présence d'un partenaire est un facteur de leur installation dans leur propre foyer, la majorité de celles ne vivant pas en couple (58 %) demeure chez leurs parents. Les mères adolescentes « économiquement actives » sont proportionnellement plus nombreuses dans la région East of England (31 % contre 27 % sur l'ensemble du territoire) mais moins nombreuses dans l'Outer London (23 %) (Figure 4.2, p. 203).

Les mères « en couple, décohabitantes et inactives »

La troisième catégorie de mères adolescentes peut être définie « en couple, décohabitante, inactive ». En Angleterre-Galles elles comptent pour 17,7 % des mères adolescentes et ont des traits communs avec les mères « monoparentales et inactives », excepté pour le fait de vivre avec un partenaire cohabitant. Compte tenu de leurs profils respectifs (inactivité, faiblement diplômée), le fait d'avoir quitté le foyer familial semble reposer sur la présence d'un partenaire. Étant toutes en couple cohabitant, la quasi-totalité a quitté le foyer parental. Cette

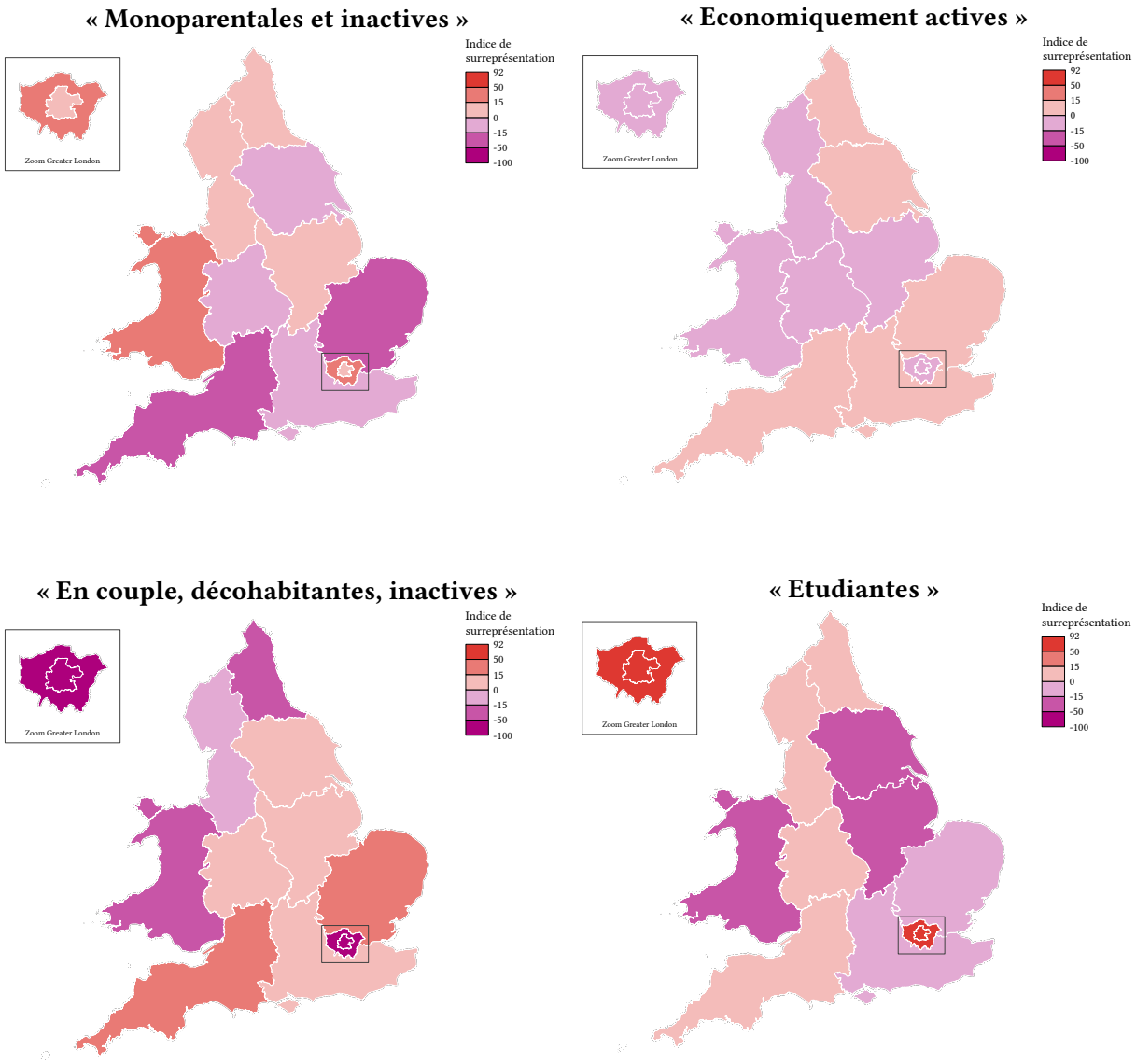
seule différence entre ces mères et celles « monoparentales et inactives » dessine une bifurcation importante dans leur vie familiale, selon la présence ou non du père de l'enfant. Une mise en couple, soit en amont ou en aval de la naissance, représente pour ces mères le début (néanmoins précoce) de leur propre vie familiale. En revanche, celles vivant hors couple cohabitant demeurent sous le toit familial et sont dépendantes du soutien des parents.

Si cette catégorie de mères adolescentes se distingue des mères « monoparentales et inactives » par le fait d'être en couple cohabitant, leur répartition géographique est cependant très complémentaire. Les régions South West (28 %) et East of England (23 %) ont plus de mères adolescentes « en couple, décohabitante, inactive » et, inversement, moins de mères adolescentes de la catégorie « monoparentale et inactive » que la moyenne nationale. À l'inverse, les mères adolescentes d'Outer London appartiennent moins à la catégorie « en couple, décohabitante, inactive » (6 %) et plus à la catégorie « monoparentale et inactive » (50 %).

Les mères « étudiantes »

La dernière catégorie est qualifiée d'« étudiantes ». Plus d'une mère adolescente sur dix (13 %) figure dans cette catégorie, dont la totalité poursuit des études. Ces mères adolescentes sont les plus jeunes, ayant eu leur enfant à l'âge moyen de 16,7 ans. Elles vivent majoritairement chez leurs parents (57 %), mais la proportion de décohabitantes augmente avec l'âge. Ces mères sont relativement peu nombreuses à vivre en couple cohabitant (16 %), cette proportion augmente également avec l'âge de la mère. Les régions londoniennes se distinguent des autres par l'importance des mères adolescentes « étudiantes » (plus d'une sur cinq). Cette catégorie de mères adolescentes sont proportionnellement moins présentes dans les régions du Wales (9 %), du Yorkshire and the Humber (10 %) et des East Midlands (10 %).

Figure 4.2 – Surreprésentation des catégories de mères adolescentes dans les régions anglaises



Sources : ONS recensement 2011 (fichier portant sur 10 % des ménages, données pondérées), ONS / OS.

Champ : Femmes vivant en ménage ordinaire, âgées de 16 à 19 ans en Angleterre-Galles au moment du recensement et ayant eu un enfant en t-1.

Note : Les résultats concernant Inner London sont à interpréter avec prudence compte tenu des relativement faibles effectifs de mères adolescentes (n = 56).

Tableau 4.9 – Caractéristiques des quatre catégories de mères adolescentes anglaises

	Monoparentales et inactives	Économiquement actives	En couple, décohabitantes et inactives	Étudiantes	Ensemble
Effectifs					
N	7 970	5 130	3 350	2 460	18 910
%	42,1	27,1	17,7	13,0	100,0
Âge moyen (à la naissance)	17,4	17,5	17,4	16,7	17,4
En couple					
Oui	0,0	35,5	100,0	15,9	29,4
Non	100,0	64,5	0,0	84,1	70,6
Vit avec parents					
Oui	33,5	28,7	2,7	56,5	29,7
Non	66,5	71,3	97,3	43,5	70,3
Niveau de diplôme (ISCED)					
Premier cycle de l'enseignement secondaire	71,9	45,8	65,4	50,8	60,9
Deuxième cycle de l'enseignement secondaire	28,1	45,2	34,6	49,2	36,6
Enseignement supérieur de cycle court	0,0	9,0	0,0	0,0	2,4
Activité					
Active ayant un emploi	0,0	54,0	0,9	0,0	14,8
Chômeuse	0,0	40,9	0,0	0,0	11,1
Étudiante	0,0	1,2	0,0	100,0	13,3
Inactive	100,0	3,9	99,1	0,0	60,8
Vit dans un logement social					
Oui	49,8	41,7	48,4	40,7	46,2
Non	50,2	58,3	51,6	59,3	53,8
Immigrée					
Oui	4,3	6,0	4,8	8,9	5,4
Non	95,7	94,0	95,2	91,1	94,6

Source : ONS recensement 2011 (fichier portant sur 10 % ménages, données pondérées).

Champ : Femmes vivant en ménage ordinaire, âgées de 16 à 19 ans en Angleterre-Galles au moment du recensement et ayant eu un enfant en t-1.

Note : Les variables actives dans la construction des catégories sont : situation de couple, vit avec les parents, niveau de diplôme, type d'activité et vit dans un logement social.

4.5 Que savons-nous des pères dans les maternités adolescentes ?

Dans les études du phénomène des maternités à l'adolescence, l'éclairage porte presque exclusivement sur les mères. Mais que savons-nous des pères, souvent oubliés ou écartés dans les travaux à quelques rares exceptions (Wendland et Levandowski, 2011) ? Contrairement aux mères, ces pères sont souvent « cachés », pouvant « échapper » à la parentalité.

Dans la présente section, la notion de « père » est strictement employée dans le sens utilisé lors de l'enregistrement des naissances. Le bulletin de naissance ne fournit aucune information sur la vie familiale de l'enfant, ni sur le lien entretenu avec le père.

4.5.1 État des lieux à partir des bulletins de naissance

Nos analyses sur les pères reposent principalement sur les informations de l'enregistrement de naissances. Pourtant, en France, les données de l'état civil mises à disposition (en ligne ou disponibles via le Réseau Quetelet) contiennent des imputations. Notamment, l'âge du père est systématiquement imputé dans les fichiers lorsque les informations relatives à celui-ci sont absentes. En outre, aucun indicateur d'imputation n'est fourni dans les fichiers ce qui rend la dérivation des informations brutes impossibles. Compte tenu de la proportion élevée d'enregistrements où seule la mère de l'enfant figure sur le bulletin de naissance parmi les jeunes mères, ces fichiers nous donnent une vision déformée de la situation réelle. En utilisant les fichiers de l'Échantillon démographique permanent (EDP)[62], qui comprend un indicateur d'imputation de l'âge du père, et en nous restreignant aux valeurs brutes en cas d'imputation, nous pouvons percevoir plus clairement les relations existant entre l'âge des deux parents. Mais cette analyse ne peut être menée que sur un échantillon des naissances, disponibles dans l'EDP. Concernant les données anglaises (celles qui sont accessibles au sein d'un environnement sécurisé à l'ONS), la présence des indicateurs d'imputation permet de travailler sur les données brutes en ignorant les valeurs manquantes imputées.

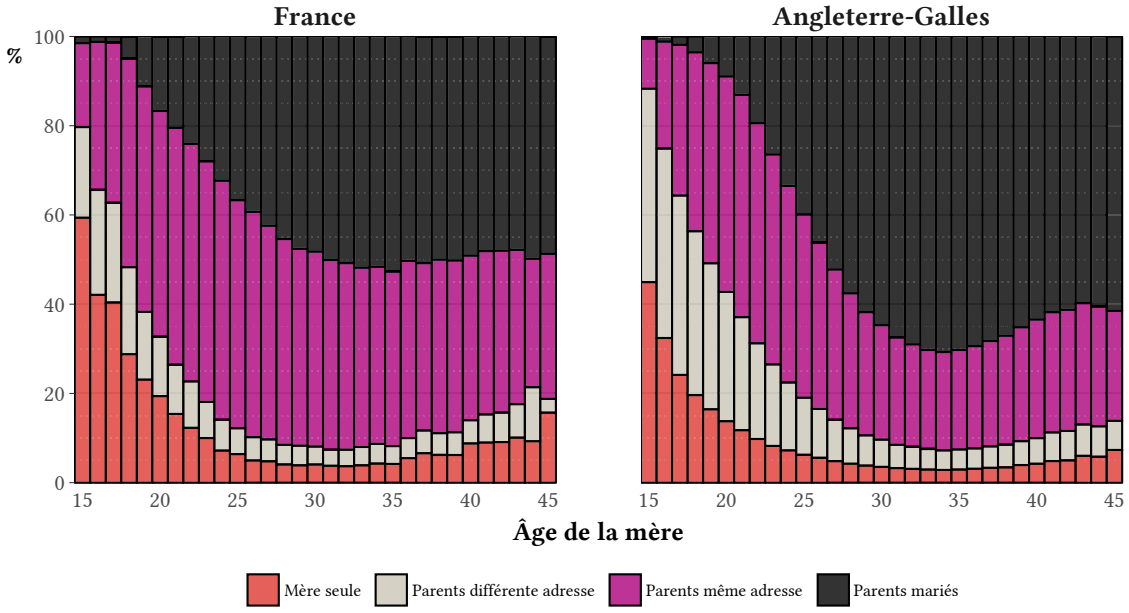
Des pères d'enfants de mères adolescentes plus souvent « absents » dans le bulletin de naissance

Notre première interrogation est celle de savoir si les pères sont « présents » au moment de la naissance des enfants. Nous mesurons cette situation à travers les différentes modalités d'enregistrement de naissance, notamment par proportion de naissances où le père ne figure pas sur le bulletin de naissance. En Angleterre-Galles il existe quatre modalités d'enregistrement des naissances : celle réalisée par deux parents mariés (ou dans une union civile) ; celle entreprise par deux parents cohabitants ; celle résultant de deux parents vivant à deux adresses différentes ; enfin, celle initiée par un seul parent. Nous avons dérivé ces modalités des informations françaises pour faire une comparaison entre les pays.

[62] Source qui sera présentée en détail dans la Partie III.

Dans les deux pays, les enregistrements de naissances par une mère seule sont plus fréquents durant l'adolescence, proportion qui diminue exponentiellement avec l'augmentation de l'âge de la mère (Figure 4.3). Elles restent cependant minoritaires, dépassant à peine la moitié des naissances chez les mères françaises âgées de 15 ans. Les enregistrements réalisés par des mères adolescentes monoparentales sont plus fréquents en France qu'en Angleterre-Galles, où il existe une proportion plus élevée d'enregistrements émanant de parents non cohabitants. Si, durant l'adolescence, la proportion de naissances enregistrées par des parents non cohabitants reste stable, la part de celles qui sont enregistrées par des parents cohabitants augmente avec l'âge de la mère. Dans les deux pays, les maternités à l'adolescence en lien avec le mariage sont très minoritaires.

Figure 4.3 – Proportion de naissances par forme d'enregistrement selon l'âge de la mère à la naissance, 2011-2014

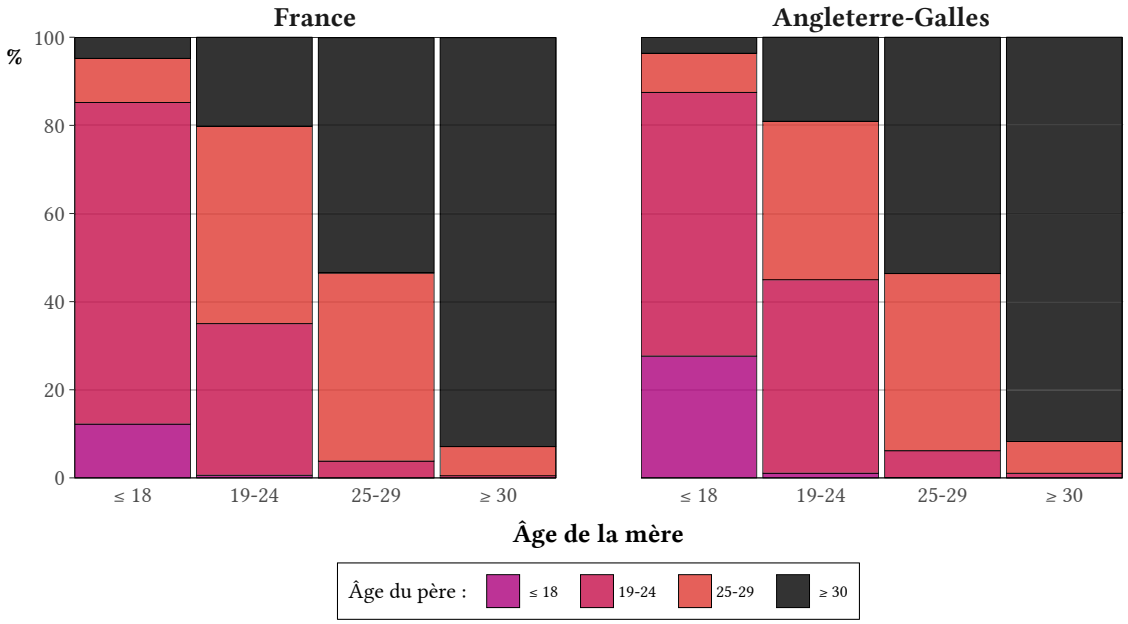


Sources : Échantillon démographique permanent, ONS.

Des pères plus âgés en France

La Figure 4.4 montre que, pour chaque groupe d'âge des mères, dans la majorité des cas, le père est plus âgé que la mère[63]. Ce fait est plus prononcé pour les mères adolescentes. En France, légèrement plus d'un père sur dix d'enfants de mères adolescentes est lui-même âgé de 18 ans ou moins (12,2 %), contre environ un quart des pères en Angleterre-Galles (27,6 %). Dans les deux pays, les pères sont pour la plupart âgés de 19 à 24 ans, respectivement 73,0 % et 59,9 % en France et en Angleterre-Galles.

Figure 4.4 – Âge du père à la naissance selon l'âge de la mère à la naissance, 2011-2014



Sources : Échantillon démographique permanent, ONS.

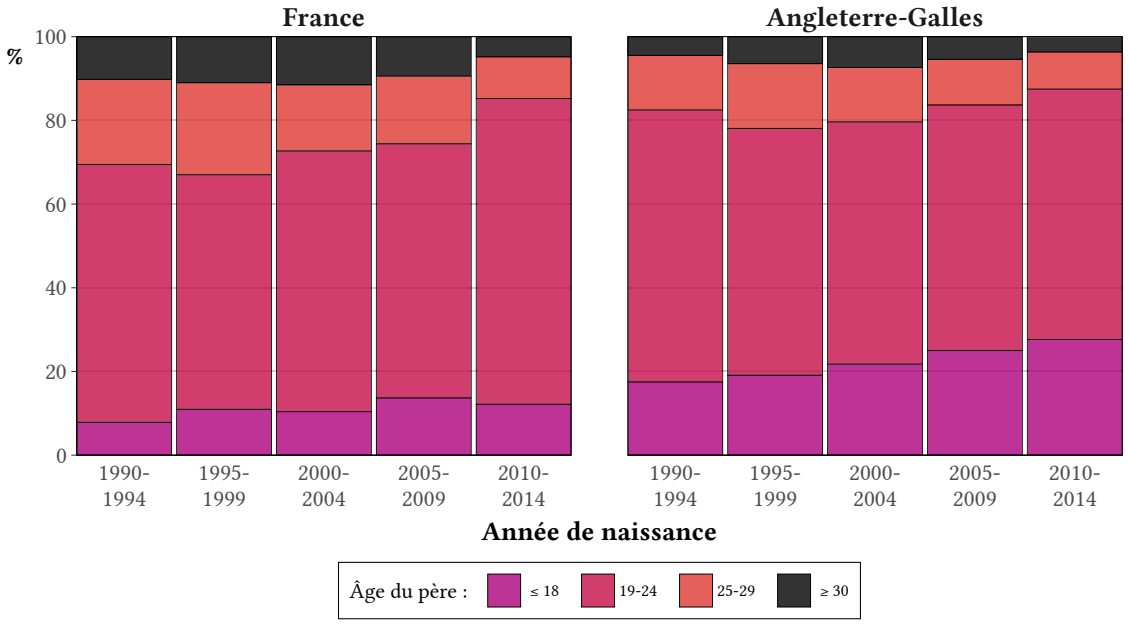
Champ : Bulletins de naissance sur lesquels figurent des informations sur le père.

Dans les deux pays, l'âge des pères des enfants nés de mères adolescentes évolue à la baisse depuis ces 25 dernières années (Figure 4.5, p. 208). Nous constatons qu'en Angleterre-Galles la proportion des pères adolescents augmente, tandis qu'en France, c'est la part des pères âgés de 19 à 24 ans qui progresse. Dans les deux pays, la part des pères les plus âgés – ayant

[63] Par construction, dans la classe d'âge des mères de 30 ans ou plus, les pères ne peuvent pas se trouver dans une catégorie plus âgée, mais sont dans leur grande majorité dans la même classe d'âge.

30 ans ou plus – et donc la part des naissances avec le plus grand écart d'âge entre les deux parents, reste relativement stable, avec une fluctuation autour d'une proportion minoritaire de 9 % en France et 5 % en Angleterre-Galles.

Figure 4.5 – Évolution de l'âge du père à la naissance d'enfants de mères adolescentes, 1990-2014



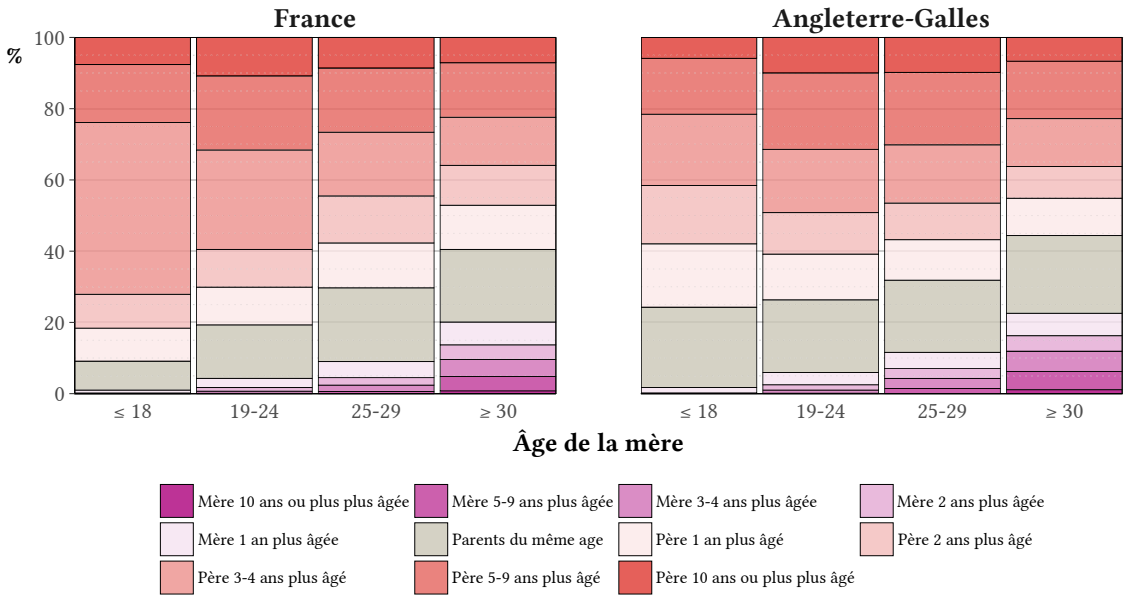
Sources : Échantillon démographique permanent, ONS.

Champ : Naissances issues des mères âgées de 18 ans ou moins ; bulletins de naissance sur lesquels figurent des informations sur le père.

En regardant de façon plus subtile les âges relatifs[64] des deux parents, nous constatons que les pères français d'enfants de mères adolescentes sont plus âgés que leurs homologues en Angleterre-Galles. En France, presque les trois quarts (72,1 %) de ces pères sont plus âgés que les mères par au moins 3 ans d'écart, alors qu'ils ne sont que 57,9 % en Angleterre-Galles (Figure 4.6, p. 209). Chez les mères adolescentes françaises, c'est l'écart modal de 3 à 4 ans de différence d'âge qui démarque ces dernières des mères plus âgées et de leurs homologues anglaises. La distribution des écarts d'âge entre les deux parents (Figure 4.7, p. 209) confirme

[64] Disposant des dates de naissance de la mère et du père, nous obtenons l'écart d'âge par simple soustraction de l'âge de la mère de celui du père.

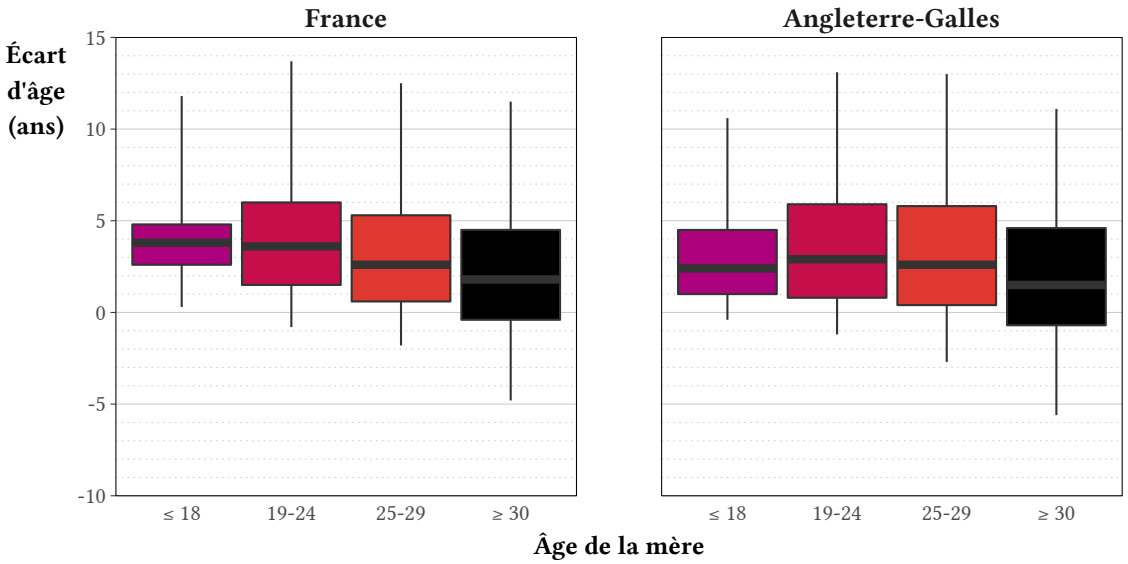
Figure 4.6 – Âge du père relatif à l'âge de la mère à la naissance, 2010-2014



Sources : Échantillon démographique permanent, ONS.

Champ : Bulletins de naissance sur lesquels figurent des informations sur le père.

Figure 4.7 – Distribution de l'écart des âges entre la mère et le père à la naissance selon l'âge de la mère, 2010-2014



Sources : Échantillon démographique permanent, ONS.

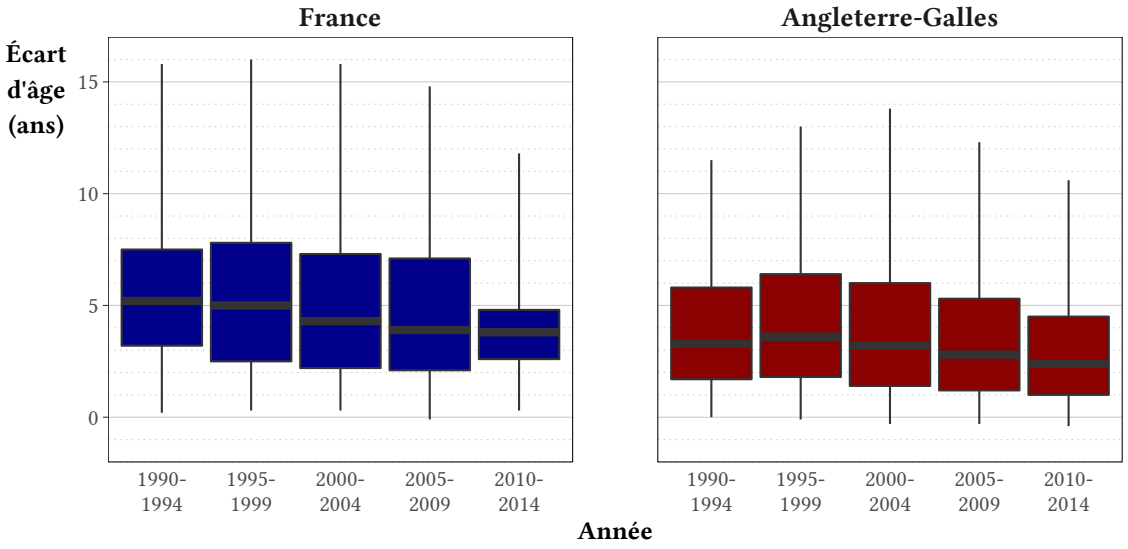
Champ : Bulletins de naissance sur lesquels figurent des informations sur le père.

Note : Les boîtes représentent la valeur médiane ainsi que l'écart interquartile (25^{e} et 75^{e} percentiles). Les extrémités des moustaches indiquent les 5^{e} et 95^{e} percentiles.

l'écart médian plus élevé pour les mères adolescentes françaises, ainsi qu'une variation plus faible qu'en Angleterre-Galles. Aux autres âges de la maternité, il y a très peu de différence entre les deux pays, à la fois en ce qui concerne l'écart d'âge médian et la variance, la spécificité de chaque pays ne se situant qu'aux maternités durant l'adolescence.

Cette concentration en France des pères d'enfants de mères adolescentes plus âgés de 3 ou 4 ans n'est apparue que lors de la dernière période quinquennale (*cf.* Figure II-7 en annexe, p. 335). À l'inverse des faits observés sur la période 2010-2014, dans le dernier quart du siècle dernier, la variation de l'écart des âges des parents a été plus ample chez les mères adolescentes françaises, du fait d'une plus grande proportion de pères plus âgés de 5 ans ou plus par rapport aux mères (situation la plus répandue au début de la période observée). Sur la totalité des périodes quinquennales observées, l'écart d'âge médian a été de 1 à 2 ans plus élevé chez les mères adolescentes françaises que chez les anglaises (Figure 4.8).

Figure 4.8 – Évolution de la distribution de l'écart des âges entre le père et la mère adolescente à la naissance, 1990-2014



Sources : Échantillon démographique permanent, ONS.

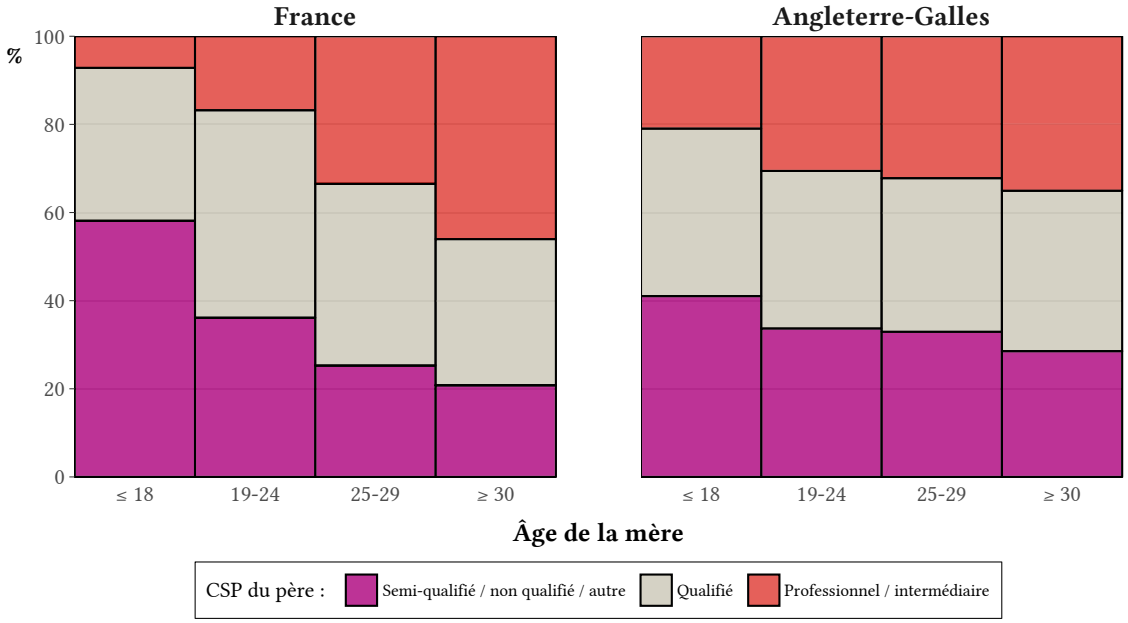
Champ : Naissances issues des mères âgées de 18 ans ou moins ; bulletins de naissance sur lesquels figurent des informations sur le père.

Note : Les boîtes représentent la valeur médiane ainsi que l'écart interquartile (25e et 75e percentiles). Les extrémités des moustaches indiquent les 5e et 95e percentiles.

Des pères de catégorie socioprofessionnelle moins élevée

La catégorie socioprofessionnelle (CSP) des pères semble varier en rapport avec l'âge des mères, particulièrement en France. La tendance générale observée est celle d'une plus large proportion de pères de CSP[65] faible chez les mères les plus jeunes (Figure 4.9) avec un gradient qui diminue avec l'augmentation de l'âge de la mère. En complément de ces informations issues des bulletins de naissance, l'examen de la situation des conjoints cohabitants des mères adolescentes identifiés dans les fichiers du recensement montre qu'en France[66], la moitié d'entre eux ont un emploi, alors que 4 sur 10 (38,7 %) sont au chômage. En Angleterre-Galles, un tiers des pères (n = 556) occupe un emploi, 27,1 % sont chômeurs et 9,2 % sont inactifs.

Figure 4.9 – Distribution de la catégorie socioprofessionnelle du père selon l'âge de la mère, 2010-2014



Sources : Échantillon démographique permanent, ONS.

Champ : Seuls les bulletins de naissance français avec la CSP du père saisie sont pris en considération.

[65] La dérivation d'une hiérarchie des catégories socioprofessionnelles françaises est détaillée dans le Chapitre 6.

[66] Chez les françaises, nous pouvons identifier les conjoints des mères seulement pour celles ne vivant plus chez leurs parents.

La situation d'activité des mères ressemble quelque peu à celle de leur conjoint. En Angleterre-Galles, les conjoints des mères « économiquement actives » sont les plus nombreux à être eux-mêmes actifs, plus de la moitié occupe un emploi (56,4 %), ceux des mères « en couple, décohabitantes et inactives » sont les plus inactifs (18,3 %) et les conjoints des mères « étudiantes » sont, pour la plupart d'entre eux, aussi étudiants (86,8 %). En France, les conjoints des mères « diplômées du Bac » sont, comme elles mêmes, les plus nombreux à occuper un emploi (75,4 %) tandis que ceux des mères « inactives avec faible niveau d'éducation » sont les plus nombreux à être inactifs ou au chômage (53,0 %).

4.5.2 Discussion

Les résultats que nous venons d'exposer confirment les particularités des maternités adolescentes en ce qui concerne les caractéristiques des pères. L'âge relatif plus élevé des pères associés aux maternités à l'adolescence est conforme aux résultats observés aux États-Unis (Landry et Darroch-Forrest, 1995 ; Males et Chew, 1996 ; Lindberg *et al.*, 1997) et dans une étude de cas réalisée en France[67] (Genest *et al.*, 2014). Ils confortent la tendance qu'au sein d'un couple, l'homme soit plus âgé que la femme et donc, pour ce qui relève du père, qu'il soit plus âgé que la mère (Lindberg *et al.*, 1997 ; Darroch *et al.*, 1999), mais révèlent en même temps des caractéristiques spécifiques à leurs relations durant l'adolescence, de même qu'un probable biais de sélection (voir ci-après).

Les relations durant l'adolescence se caractérisent souvent par un écart d'âge entre les partenaires, car avoir un petit copain plus âgé est socialement considéré comme plus attirant, il a plus de ressources, est plus mature et donne un statut valorisant (VanOss *et al.*, 2000). Cette situation peut pourtant désavantager la femme, car l'homme est souvent plus expérimenté et il existe des considérations sur les inégalités de pouvoir dans des relations avec un homme

[67] Étude menée au sein d'une maternité du centre hospitalier de Saint-Denis.

plus âgé (Darroch *et al.*, 1999), notamment à propos de l'utilisation et du choix des moyens de contraception (VanOss *et al.*, 2000) qui peuvent augmenter la probabilité d'une grossesse[68].

La plus grande proportion de pères plus âgés de mères adolescentes peut également refléter un biais de sélection : le fait que les conceptions dues à des hommes plus âgés sont plus souvent conduites à leur terme, alors que celles qui proviennent d'hommes plus jeunes ont une probabilité plus forte d'aboutir à une IVG (Landry et Darroch-Forrest, 1995 ; Darroch *et al.*, 1999). Les adolescentes françaises recourent proportionnellement plus souvent à l'avortement en cas de grossesse que les anglaises, ce qui pourrait expliquer pourquoi en France, les pères des enfants de mères adolescentes sont généralement plus âgés, si l'âge du père joue un rôle plus déterminant qu'en Angleterre-Galles dans la décision de recourir à l'IVG. Afin de vérifier cette hypothèse, il conviendrait de faire le calcul des rapports IVG/naissances vivantes par âge de la mère et celui du partenaire, ce qui est impossible puisque les bulletins d'IVG en France et en Angleterre-Galles ne recueillent aucune information sur l'homme coresponsable de la grossesse.

Si nos résultats montrent que les mères adolescentes sont le plus souvent seules à enregistrer la naissance de leur enfant, mais aussi à décohabiter du père de l'enfant, nous n'avons aucune information sur le rôle que joue ce dernier entretient dans la vie quotidienne de l'enfant. Des études britanniques (Kiernan et Smith, 2003 ; Berrington *et al.*, 2005a) montrent que pour les pères non-résidents, le contact père-enfant et l'implication du père ne varient pas en fonction de l'âge de la mère à la naissance. Pourtant, les mères adolescentes sont plus nombreuses à connaître des changements de la composition du logement (départ du père et/ou arrivée d'un beau-père) dans les trois ans qui suivent la naissance de leurs enfants (Berrington *et al.*, 2005a).

[68] Un taux de conception qui augmente avec l'écart d'âge entre partenaires a été estimé pour les femmes adolescentes américaines, et qui atteint 654 pour mille chez les adolescentes en couple avec un homme plus âgé d'au moins 6 ans (Darroch *et al.*, 1999).

4.6 Synthèse du Chapitre 4

Les données sociodémographiques des recensements en France et en Angleterre-Galles nous ont permis de dresser des profils sociodémographiques des mères adolescentes dans ces deux pays. Nos résultats attestent que les différences régionales observées existent non seulement en ce qui concerne la fréquence, mais aussi des profils des mères adolescentes, ce que nous observons grâce à la surreprésentation régionale de certaines catégories typologiques de mères adolescentes.

Nos résultats sont conformes aux modèles de la transition vers l'âge adulte, les adolescentes ayant une probabilité plus élevée d'avoir un enfant étant celles qui sont sans activité et déscolarisées et celles qui vivent en couple. Une maternité précoce de ces jeunes mères accélérerait leur entrée dans l'âge adulte, étape survenant classiquement à la fin de cette séquence. Si le sens de l'influence du diplôme est pareil dans les deux pays, une différence subtile existe entre les pays. Si, en France, un diplôme de niveau relativement élevé a un effet protecteur sur la probabilité de devenir mère durant l'adolescence, ce n'est en revanche pas le cas en Angleterre-Galles où un diplôme de niveau relativement bas augmente la probabilité d'être mère adolescente, toutes choses étant égales par ailleurs.

Si les adolescentes devenues mères se distinguent fortement de celles qui n'ont pas d'enfant, il existe également parmi elles une forte hétérogénéité, comme le montrent les quatre profils mis en évidence dans chacun des pays. Notre démarche duale souligne l'importance de distinguer les profils sociodémographiques « à risque » et les profils observés. Ainsi, l'inactivité est fortement associée à une maternité à l'adolescence, mais il importe de souligner que, dans les deux pays, environ trois mères adolescentes sur dix sont étudiantes, ou bien exercent un emploi.

Établir des typologies des mères adolescentes dans les deux pays permet de souligner la pluralité de situations de vie auxquelles elles sont confrontées. Des perceptions populaires, voire des discours politiques portant sur les mères adolescentes ont tendance à suggérer qu'elles représentent une population d'une certaine homogénéité. Que cette population, définie par l'événement d'une entrée précoce dans la maternité, regroupe des profils socio-

démographiques distincts remet en cause cette caractérisation simpliste. Enfin, les profils hétérogènes de ces mères adolescentes révélés dans ce chapitre conduiront probablement à des « destins » sociaux et familiaux différents. Le sujet du devenir de ces mères sera traité dans la partie suivante de notre travail.

Partie III :

Le temps

d'« après-maternité »

Introduction à la Partie III

Cette troisième partie s'intéresse aux parcours de vie des mères adolescentes, après la naissance de leur enfant. Partant de l'hypothèse qu'une maternité très précoce représente une « perturbation » forte dans la vie de ces mères (Charbonneau, 2000), de nombreuses recherches, notamment anglophones, tentent de vérifier et décrire ce que deviennent les mères adolescentes dans leur vie ultérieure. Aussi, nous nous intéressons à présent aux « conséquences » des maternités précoces plutôt qu'à leurs « causes », approche relativement rare dans le champ des recherches portant sur les très jeunes mères britanniques (Squires *et al.*, 2012). Dans les recherches démographiques françaises, cette problématique est très peu abordée, si ce n'est par le prisme de l'âge au premier enfant comme variable explicative – dont l'adolescence constitue rarement une catégorie à elle seule – ou la formulation d'hypothèses spécifiques (Le Van, 1997).

Afin de répondre aux questions et aux hypothèses concernant le devenir des femmes devenues mères durant leur adolescence,

> *« il faudrait pouvoir suivre une cohorte de jeunes mères sur le long terme et étudier l'incidence de la grossesse sur le cours de leur existence. […] on ne peut qu'espérer qu'une telle perspective longitudinale, en tant qu'elle fournit de nouvelles pistes de réflexions, fasse l'objet de futures investigations sociologiques »* (Le Van, 1997 : 162-163).

C'est l'objectif de cette troisième partie : un suivi longitudinal des mères des générations 1959-1976 à partir de leur entrée dans la maternité, afin de pouvoir y apporter des éclairages plus

approfondis. Notre focale concerne la vie génésique de ces mères, très rarement étudiée[1], ainsi que leurs parcours conjugaux, professionnels et résidentiels. L'apport de nos travaux dans cette partie est le focal sur le longitudinal – l'observation des femmes à plusieurs reprises, ce qui est rare dans les études existantes (*cf.* tableau ci-dessous). Cette approche nous permettre de suivre les vies des mères sur le long terme, point fort par rapport aux études existantes dont la plupart n'observe que le devenir des mères adolescentes lorsqu'elles sont trentenaires.

Sommaire des caractéristiques des études existantes sur le devenir des mères adolescentes

Étude	Âge des femmes à l'observation	Type d'observation	Contexte/champ géographique	Quantitative ou qualitative
Bumpass *et al.*, 1978	25-45	Transversale	États-Unis	Quantitative
Geronimus et Korenman, 1992	28-38	Transversale	États-Unis	Quantitative
Ribar, 1999	24	Transversale	États-Unis	Quantitative
Charbonneau, 2000	17-34	Transversale	Région de Montréal, Canada	Qualitative
Berthoud et Robson, 2001	16-64	Transversale	13 pays européens	Quantitative
Hobcraft et Kiernan, 2001	33	Transversale	Grande Bretagne	Quantitative
Pevalin, 2003	30	Transversale	Royaume-Uni	Quantitative
Ermisch et Pevalin, 2003 ; 2005	30	Transversale	Royaume-Uni	Quantitative
Berrington *et al.*, 2005b	30	Transversale	Royaume-Uni	Quantitative
Holmlund, 2005	25-30	Transversale	Suède	Quantitative
Hotz *et al.*, 2005	18-35	Longitudinale	États-Unis	Quantitative
Ashcraft et Lang, 2006	20-44	Transversale	États-Unis	Quantitative
Fletcher et Wolfe, 2008	22*	Transversale	États-Unis	Quantitative
Luong, 2008	30-39	Transversale	Canada	Quantitative
Lee, 2010	18-27	Transversale	États-Unis	Quantitative
Driscoll, 2014	24-43	Transversale	États-Unis	Quantitative

*Note : * = âge moyen des femmes étudiées.*

Le devenir familial et socioprofessionnel des jeunes mères

Dans leur vie familiale et leurs relations conjugales, les femmes devenues mères durant l'adolescence ont un risque plus élevé que les mères ayant eu un premier enfant à des âges plus tardifs, de connaître des situations de monoparentalité (Charbonneau, 2000 ; Hobcraft et Kiernan, 2001) et, de façon plus générale, des ruptures de couple. Aux États-Unis, la proportion de familles monoparentales dont le chef de famille est une femme diminue avec l'âge des femmes à la première naissance. Si cette proportion a augmenté pour chaque groupe

[1] Seule l'étude de Bumpass *et al.* (1978) a été recensé par l'auteur.

d'âge des femmes à la première naissance, l'effet est plus marqué pour les mères adolescentes (Driscoll, 2014). Des études réalisées au Royaume-Uni et au Canada ont montré que les mères adolescentes se trouvent plus fréquemment dans des configurations familiales « non traditionnelles » : monoparentalité, unions libres/couples cohabitants, divorcées – c'est-à-dire, le moins souvent mariées (Berthoud et Robson, 2001 ; Luong, 2008). Un enfant issu d'une relation antérieure peut réduire les opportunités sur le « marché conjugal » (Ribar, 1999), étant souvent perçu négativement par de potentiels partenaires. Cette situation peut aussi réduire le temps disponible que la mère peut consacrer à la sociabilité affective/amoureuse (Ermisch et Pevalin, 2005). Toutefois, aucune preuve de ces effets n'est apparente chez les mères adolescentes britanniques de la génération 1970 (Ermisch et Pevalin, 2003 ; 2005). Elles sont aussi souvent mariées que les primomères plus âgées, mais semblent avoir plus de difficultés à trouver un conjoint « économiquement attractif », vivant plus souvent en couple avec un homme qui est chômeur ou qui a un faible niveau d'éducation.

Les unions de mères adolescentes paraissent plus instables (Berrington *et al.*, 2005b), surtout celles qui concernent le père du premier enfant. Ainsi, parmi les mères britanniques, celles qui ont donné naissance à un enfant durant l'adolescence sont aussi celles qui présentent la plus forte propension à se séparer du père avant que l'enfant ait atteint l'âge de 5 ans (Pevalin, 2003). Les couples formés aux âges jeunes sont les plus enclins à rompre, même si la présence d'un enfant peut initialement réduire le risque de rupture du couple au cours des années qui succèdent immédiatement la naissance (Ermisch et Pevalin, 2005).

En ce qui concerne leur activité professionnelle, les mères adolescentes britanniques sont, non seulement les plus souvent inactives, mais aussi celles qui vivent le plus souvent dans une famille dans laquelle ni elle ni leur conjoint n'occupent un emploi (Berrington *et al.*, 2005b). Ce fait est également observé à travers l'Europe (Berthoud et Robson, 2001). L'inactivité est souvent la situation professionnelle des mères adolescentes précédant la maternité ; et étant peu diplômées, leurs trajectoires professionnelles sont plus instables (Battagliola *et al.*, 1997a). En outre, ce sont elles qui cumulent le plus de périodes de chômage. Non seulement ce sont les mères adolescentes qui occupent moins souvent un emploi, mais ce sont aussi, parmi les actives celles qui travaillent le plus souvent à temps partiel (Lee, 2010) et occupent des emplois

de statut faible et aux salaires bas (Luong, 2008). Cette précarité économique peut, en partie, expliquer le fait qu'au Royaume-Uni les mères adolescentes vivent deux fois plus souvent que les femmes ayant eu leur premier enfant entre 20 et 29 ans, dans les foyers les plus pauvres[2]. Le Royaume-Uni et la France, font partie des pays européens au sein desquels le désavantage d'une maternité à l'adolescence en terme de pauvreté est le plus ancré (Berthoud et Robson, 2001). Compte tenu de leur plus grande inactivité et des bas revenus, les mères adolescentes perçoivent plus fréquemment des allocations et aides de l'État (Berrington *et al.*, 2005b ; Lee, 2010). Ces facteurs ont été contextualisés dans le cadre de la théorie de la production du ménage. Les coûts de participation au marché du travail étant plus élevés pour les plus jeunes, leur taux de participation est réduit, leur revenu plus faible et, par conséquent, leur temps est davantage consacré à leurs enfants (Ribar, 1999).

En ce qui concerne leurs situations par rapport au logement, les mères adolescentes vivent plus souvent dans un logement social que les femmes qui sont entrées dans la maternité à un âge plus avancé. Elles sont également plus souvent insatisfaites du quartier dans lequel elles habitent (Berrington *et al.*, 2005b) et moins souvent propriétaires (Ermisch et Pevalin, 2003).

***

Les analyses de cette partie reposent sur deux sources de données longitudinales, l'Échantillon démographique permanent (EDP) en France et l'*ONS Longitudinal Study* (LS) en Angleterre-Galles. Dans le Chapitre 5, nous examinons comment les trajectoires génésiques des femmes devenues mères durant leur adolescence diffèrent, en termes d'intensité et de calendrier, de celles ayant eu leur premier enfant plus tardivement, en soulignant les différences et les similarités dans les deux pays au regard de leurs trajectoires reproductives. Nous testons l'hypothèse que les femmes qui deviennent mères lorsqu'elles sont très jeunes ont un parcours génésique spécifique.

Le Chapitre 6 se consacre aux trajectoires socioéconomiques en s'intéressant à trois sphères de vie : les parcours conjugaux, professionnels et résidentiels. Nous mettons en œuvre

[2] Caractérisé comme le premier quintile de revenus du foyer.

des modèles multiniveaux pour juger des probabilités différentielles d'être dans une situation donnée en fonction de l'âge à la première naissance avant d'entreprendre une analyse des différentes trajectoires. La littérature montre que les conditions de vie des femmes devenues mères durant l'adolescence sont souvent difficiles, l'entrée précoce dans la maternité est-elle la principale cause ? Dans ce chapitre, nous donnons un éclairage au débat autour de la question de savoir si les trajectoires post-maternité sont la conséquence d'une naissance précoce, ou si elles sont dues aux facteurs socioéconomiques qui les sous-tendent. Autrement dit, est-ce que les trajectoires de ces jeunes femmes auraient été différentes si elles n'avaient pas eu d'enfants à un âge précoce, toutes choses égales par ailleurs ? Finalement, en conduisant des études longitudinales différentielles dans des sous-cohortes de femmes définies selon leur génération et leur origine sociale, nous confrontons les situations de ces très jeunes mères à celles de leurs paires ayant eu un enfant plus tard dans leur vie à moyen et long termes, afin de juger à travers des recensements consécutifs le rôle de l'âge à la première naissance sur l'évolution de leurs parcours respectifs.

Chapitre 5

Les trajectoires génésiques

Ce chapitre se propose d'entreprendre une analyse démographique de la vie féconde des femmes selon l'âge auquel elles ont connu leur première naissance, évènement relativement marquant. Une entrée précoce dans la maternité joue-t-elle un rôle déterminant pour la suite de la vie génésique des mères françaises et anglaises ?

Cette analyse n'est possible qu'après avoir reconstitué les trajectoires génésiques des femmes françaises et anglaises des générations 1959 à 1976 devenues mères[3]. Nous étudions leur fécondité suite à la naissance de leur premier enfant en les regroupant par âge à la première naissance (18 ans ou moins – les mères adolescentes, 19-24 ans, 25-29 ans et 30 ans et plus) et selon leur génération (1959-1964, 1965-1969 et 1970-1976). Nous montrons que, en fonction de l'âge auquel une femme entre dans la maternité, la vie génésique varie de façon significative.

5.1 Deux sources pour un suivi longitudinal des mères

Grâce à deux sources – l'Échantillon démographique permanent (EDP)[4] en France et l'*ONS Longitudinal Study* (LS) en Angleterre-Galles – nous étudions les trajectoires fécondes,

[3] Pour une étude complémentaire portant sur les générations plus anciennes, celles des générations 1926-1963, à partir des données des enquêtes Enquête Famille et Logements 2011 (EFL) et *Understanding Society*, voir Tomkinson (2015).

[4] Base d'étude 2014.

et par la suite, socioéconomiques (Chapitre 6), de plus de 67 000 femmes nées entre 1959 et 1976, à la suite de la naissance de leur premier enfant. Ces sources sont les seules permettant le suivi d'un nombre aussi important d'individus dans le temps, notamment grâce au couplage entre les données de recensement et celles de l'état civil, en l'occurrence les enregistrements des naissances.

L'EDP suit un panel de la population française depuis le recensement de 1968, s'appuyant notamment sur les recensements généraux de la population (RGP - ayant eu lieu en 1975, 1982, 1990 et 1999), les EAR (effectués depuis 2004) et l'état civil (Couet, 2006). Composé à l'origine par un échantillon de 1 % de la population, soit les personnes nées du 1er au 4 octobre, il s'est élargi au fil du temps et compte désormais 4 % de la population résidente en France[5]. De la même manière, la LS est un échantillon de 1 % de la population résidente en Angleterre-Galles, sélectionné sur 4 jours de naissances[6]. Elle relie les données des recensements décennaux depuis 1971 et recueille les évènements de vie (naissances, décès, etc.) des individus suivis (ONS[7]).

En ce qui concerne l'étude de la fécondité, l'utilisation de ces deux sources présente un grand avantage par rapport à l'usage des enquêtes rétrospectives telles que l'Enquête Famille et Logements 2011 (EFL) en France ou *Understanding Society* en Angleterre-Galles car les estimations sont de meilleures qualités comme nous pouvons le constater dans le Tableau 5.1 (p. 227). Ce tableau indique la proportion de mères adolescentes et la descendance de ces mères à travers les différentes sources. Les estimations de la LS sont plus proches des chiffres publiés par l'ONS[8] qui donne une proportion de mères adolescentes parmi l'ensemble des femmes de 7 % ou 8 % pour les générations 1959-1976, ce qui fait que la LS sous-estime légèrement la population des mères adolescentes. Quant à la descendance de ces femmes, une légère sous-estimation du niveau de fécondité existe à partir des données de la LS (Robards *et al.*, 2011). La LS présente un grand avantage comparée à l'usage de l'enquête *Understanding Society*, car la taille de l'échantillon est beaucoup plus importante. Les données de l'enquête EFL sous-

---

5 Les départements d'outre-mer sont inclus à partir des années 2000.

6 Ces dates sont inconnues pour des raisons de confidentialité.

7 https://www.ons.gov.uk/aboutus/whatwedo/paidservices/longitudinalstudyls.

8 *« Cohort Fertility, England and Wales : 2012 »* (ONS, 2013b).

estiment le nombre d'enfants par femme par rapport aux données de l'état civil[9] (*cf.* Masson, 2013). Par conséquent, l'estimation de la descendance des mères plus élevée faite par l'EDP est d'une meilleure précision. Néanmoins, « *le niveau de fécondité estimé à partir de l'EDP est en général un peu faible* » (Robert-Bobée, 2006 : 20).

Tableau 5.1 – Comparaison des estimations de la proportion de femmes devenues mères à l'adolescence et de la descendance atteinte à 36 ans - générations 1959-1964, 1965-1969 et 1970-1976

Proportion de mères adolescentes parmi l'ensemble des femmes

Générations	France		Angleterre-Galles	
	EDP	EFL	LS	*Understanding Society*
1959-1964	4,9	3,5	6,9	5,5
1965-1969	3,1	2,1	6,7	6,4
1970-1976	2,1	1,8	7,5	6,3

Descendance atteinte à 36 ans

Générations	France		Angleterre-Galles	
	EDP	EFL	LS	*Understanding Society*
1959-1964	2,08	2,01	2,03	2,04
1965-1969	2,06	1,94	1,96	2,00
1970-1976*	1,97	1,95	1,96	1,90

Sources : Échantillon démographique permanent, Enquête Famille et Logements, ONS Longitudinal Study, Understanding Society.

*Note : * = Seules les mères ayant atteint 36 ans au moment de l'enquête.*

Des études portant sur la fécondité menées à partir de la LS ont porté sur diverses thématiques : fécondité des immigrés (Adserà *et al.*, 2012 ; Robards, 2012 ; Wilson, 2015), infécondité (Portanti et Whitworth, 2009), association entre origine sociale et âge à la première naissance (Buxton *et al.*, 2005) et entre fécondité et santé (Grundy et Tomassini, 2005). Certains l'ont utilisé pour étudier les conséquences d'une maternité adolescente sur la santé (des mère et des

[9] Les différentes modes de collecte, face à face entretien pour *Understanding Society* et un questionnaire autoadministré pour EFL, pourraient expliquer les meilleures estimations fournies par *Understanding Society*.

enfants) (Botting *et al.*, 1998), et sur les mères et pères adolescents en Écosse (Raab et Henderson, 2010). Si les utilisations de l'EDP portant sur la fécondité sont rares, elles sont cependant employées dans des études comparatives, notamment avec l'Angleterre-Galles sur l'évolution de l'âge à la première naissance (Ekert-Jaffé *et al.*, 2002 ; Rendall *et al.*, 2009) et sur le cycle intergénérationnel de la fécondité adolescente (Rendall, 2003).

L'accès à ces sources est très réglementé. L'accès à la LS se fait par l'intermédiaire d'un environnement sécurisé à l'ONS après accréditation. Quant à l'EDP, l'accès est fourni par le Centre d'accès sécurisé aux données (CASD) via une « box » servant comme point d'accès[10] après validation du projet par le Comité du secret statistique.

5.2 Méthodologie

Nous explorons le devenir des femmes des générations 1959-1976 selon l'âge auquel elles sont entrées dans la maternité. Le choix de suivre ces générations a été fait en fonction des données disponibles. La génération 1959 est la première pour laquelle la LS fournit des données concernant les naissances survenues durant l'adolescence (naissances à l'âge de 13 ans et plus). Si nous avions choisi de ne suivre que les femmes ayant achevé leur fécondité (ayant atteint 45 ans), nous nous serions restreints aux générations 1959-1967, soit moins de dix générations et donc des effectifs trop faibles pour approfondir notre sujet. Nous incluons donc les femmes jusqu'à la génération 1976, qui sont suivies, au minimum, jusqu'à leur 36^{e} anniversaire (2012 étant la dernière année de naissances disponible dans la LS au moment de la réalisation de cette étude).

Les principes centraux dans la sélection des mères à suivre ont été de maximiser la qualité de la mesure de la variable clé de nos analyses – l'âge à la première naissance – et plus généralement, de ne manquer aucune des naissances en provenance de ces femmes. Les critères de sélection spécifiques aux sources et aux analyses sont détaillés par la suite.

---

[10] Dont les frais d'accès sont subventionnés bénéficiant d'une aide de l'État gérée par l'Agence nationale de la Recherche au titre du programme Investissements d'Avenir portant la référence ANR-10-EQPX-17 (Centre d'accès sécurisé aux données – CASD).

5.2.1 Sélection des mères françaises

Si l'EDP est un échantillon d'au moins 1 % de la population, les individus analysés dans cette partie représentent moins de 1 % des femmes des générations étudiées. Entre 1982 et 1997, il existe en effet un « trou » dans les informations sur les naissances pour deux des quatre « jours de naissance EDP » en vigueur à l'époque. Durant cette période, les données de l'état civil n'ont pas été alimentées pour les personnes nées le 2 ou le 3 octobre (Robert-Bobée, 2006). Le champ de notre étude est ainsi restreint à 0,5 % de femmes des générations concernées, l'autre moitié étant écartée en raison d'une absence d'informations concernant une partie importante de leur vie féconde, celles de l'état civil (naissances).

Les critères d'inclusion des femmes dans la population à étudier sont ceux d'avoir eu au moins un enfant et d'avoir été présentes en France (car les naissances à l'étranger ne figurent pas dans l'EDP) pendant toute la durée de leur vie féconde. Afin de remplir de telles conditions, il leur a donc fallu être recensées :

(i) au RGP ayant immédiatement précédé leur 13e anniversaire (R_p) ;

(ii) à l'EAR (E_s) ou à une EAR ultérieure ;

(iii) et, entre R_p et E_s, à chacun des RGP sur la période intermédiaire (R_{i1}, … , R_{in}).

L'EAR E_s varie selon la génération de la femme. Pour celles nées avant 1969 qui atteignent l'âge de 45 ans avant la dernière EAR exploitable[11], E_s correspond à l'EAR de l'année qui suit l'année dans laquelle la femme connaît son 45e anniversaire. L'organisation du recensement renouvelé étant basée sur des échantillons, pour être incluse une femme doit être recensée à l'EAR E_s ou à l'une des celles qui la suivent (*cf.* Figure 5.1, p. 230).

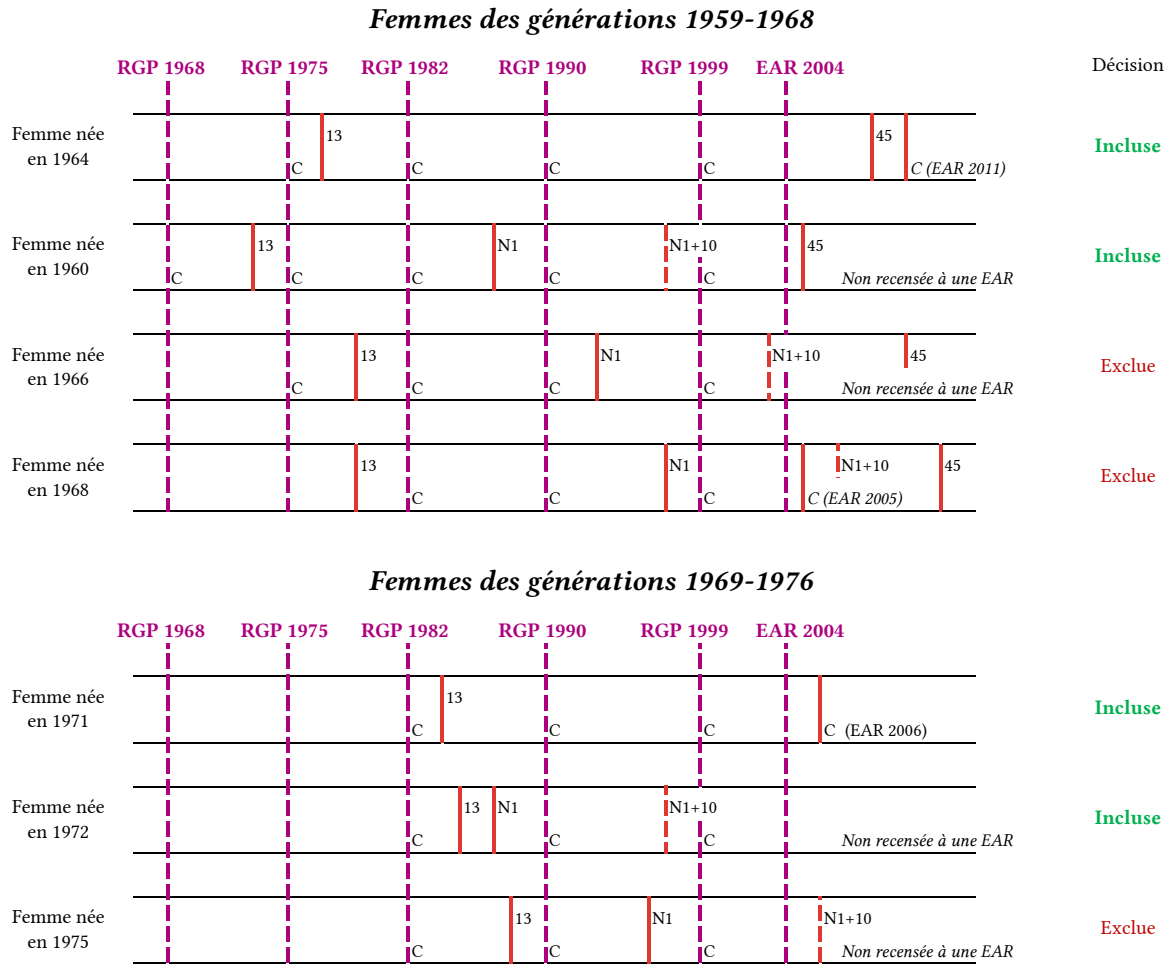
Pour les femmes des générations 1969 et postérieures, qui n'ont pas encore atteint l'âge de 45 ans, elles sont incluses à condition d'avoir été en vie à la fin de la période d'observation et d'avoir été recensées à au moins une EAR.

En outre, pour les femmes ne remplissant pas ces conditions (femmes qui sont décédées ou qui ont émigré avant la fin de la période d'observation), nous rajoutons une condition

[11] Au moment de la réalisation de cette étude, celle de 2014.

d'exception : avoir été recensées au RGP ou à l'EAR immédiatement après le début de la période commençant 10 ans après la naissance de leur premier enfant, ainsi qu'à chaque recensement intermédiaire. Comme nous le montrerons ultérieurement, la fécondité d'une femme 10 ans ou plus après la naissance de son premier enfant est quasiment nulle. Nous supposons donc avoir observé toutes les naissances de ces femmes, et faisons l'hypothèse qu'elles n'ont pas connu de migration de retour durant l'une des périodes intercensitaires. Nous posons l'hypothèse que nous disposons donc des informations concernant toutes leurs naissances.

Figure 5.1 – Exemples d'inclusion et d'exclusion des mères françaises dans la population à étudier



Notes : 13 = 13e anniversaire ; 45 = 45e anniversaire ; C = énumération au recensement ; N1 = première naissance ; et N1+10 = dix ans après la première naissance.

La Figure 5.1 donne quelques exemples de ces règles d'inclusion et d'exclusion, tandis que le tableau des R_p, R_s, et R_{in} pour chacune des générations des mères françaises se trouvent en annexe (Tableau III-20, p. 337). Au total, plus de 22 000 mères françaises ont été retenues dans la population à étudier[12].

5.2.2 Sélection des mères anglaises

Par rapport à l'EDP, la LS nous donne de plus amples informations sur la présence continue d'une femme dans le suivi. En effet, elle inclut des informations sur les sorties et (ré)entrées dans le dispositif. Les sorties enregistrées sont les décès et les émigrations (dont l'enregistrement n'est pas complet) tandis que les immigrations et les migrations de retour font (ré)entrer les individus (ainsi que des naissances) et sont enregistrées lors de l'inscription chez un médecin généraliste ou sur la déclaration d'une « date de naissance LS » au recensement. Ces informations sont utilisées pour déceler la présence des mères entre leurs 13^{e} et 45^{e} anniversaires et pour déterminer si elles sont incluses dans nos analyses.

Comme dans l'EDP, seules les naissances ayant eu lieu sur le territoire sont retenues, et il a donc été essentiel que les femmes soient restées présentes en Angleterre-Galles sur toute la période de leur vie féconde. Parmi les femmes devenues mères et entrées dans le suivi avant leur 13^{e} anniversaire, nous avons recensé cinq catégories de trajectoires dans la LS qui sont résumées dans la Figure 5.2 (p. 232) :

(i) aucune sortie entre les 13^{e} et 45^{e} anniversaires ;

(ii) décès avant le 45^{e} anniversaire ;

(iii) réentrée et décès[13] ;

(iv) émigration avant le 45^{e} anniversaire ;

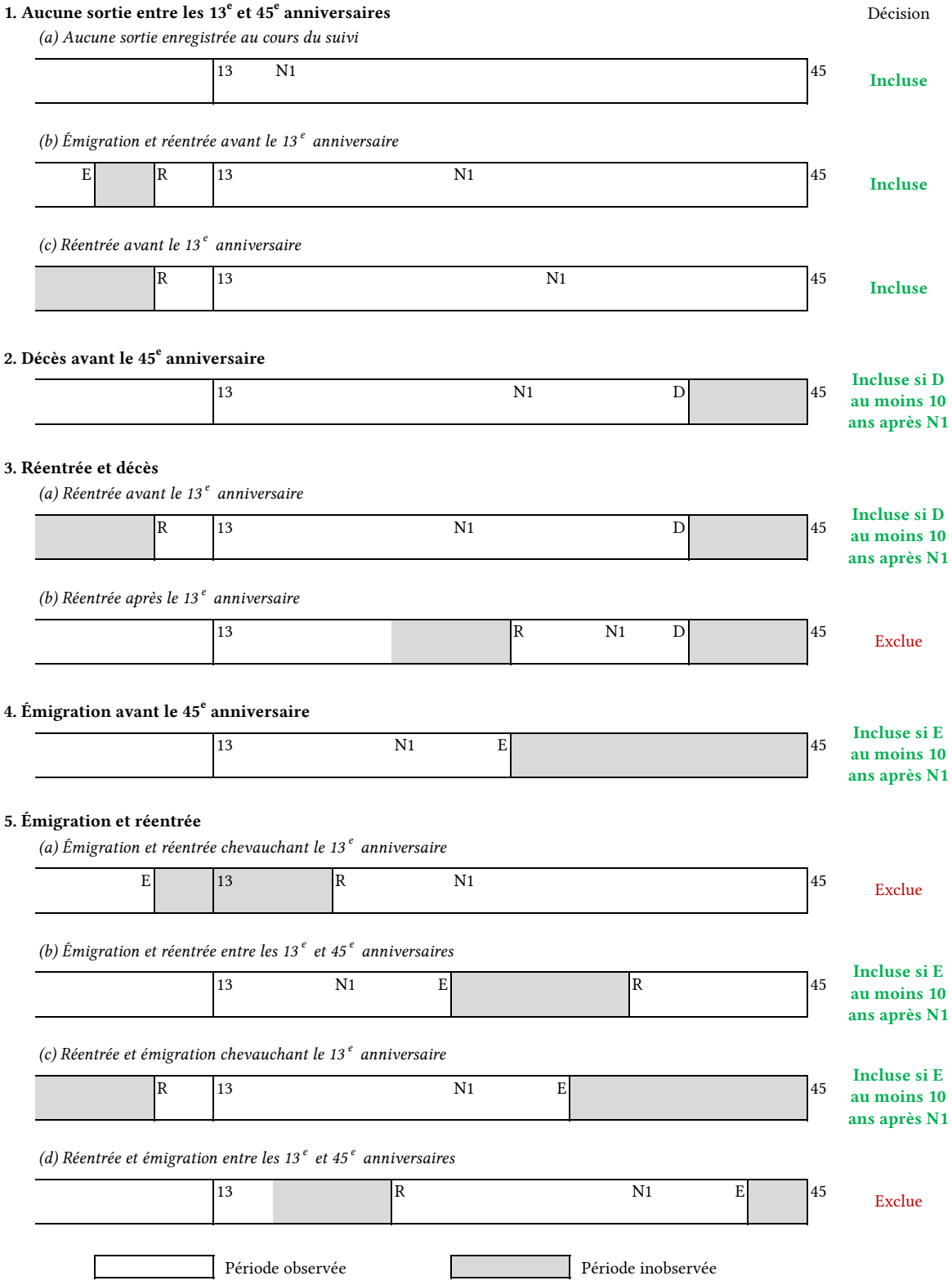
(v) émigration et réentrée.

---

[12] Les effectifs par génération sont inclus en annexe (*cf.* Tableau III-21, p. 338).

[13] Les émigrations étant moins bien enregistrées, il est possible d'avoir une réentrée enregistrée sans enregistrement d'une émigration.

Figure 5.2 – Exemples de trajectoires dans la LS des mères anglaises incluses et exclues dans la population à étudier



Notes : 13 = 13e anniversaire ; 45 = 45e anniversaire ; D = décès ; E = émigration ; R = réentrée ; N1 = première naissance ; et N1+10 = dix ans après la première naissance.

Les mères du premier groupe sont retenues pour l'analyse de leur vie génésique car elles sont les seules à avoir une présence continue dans le suivi entre leurs 13e et 45e anniversaires. Pour les femmes ayant eu d'autres trajectoires, nous les avons retenues dans nos analyses si elles ont pu être suivies pendant au moins 10 ans après la naissance de leur premier enfant.

Ce travail de sélection nous a permis de retenir une population de 50 000 mères anglaises (*cf.* Tableau III-21 en annexe, p. 338), soit deux fois plus grande que celle des mères françaises. Ce résultat est lié au fait que l'échantillon exploitable est deux fois plus important dans la LS que dans l'EDP (1,1 % de la population par rapport à 0,5 %), et que les règles d'inclusion des mères françaises sont plus « strictes ». Le fait d'avoir été repérée lors d'un recensement pour justifier sa présence allonge, dans certains cas, la durée de présence nécessaire pour une inclusion. Par exemple, une mère française née en 1960 mais non recensée dans une EAR est incluse à condition d'avoir été présente pendant une période de 10 ans suivant la naissance de son premier enfant. Pour cette même mère, si cette naissance a lieu en 1981, elle doit être repérée au recensement de 1999 et, doit donc être présente pendant au moins 17 ans après cette première naissance. Par conséquent, dans le doute, nous excluons davantage de mères françaises que d'anglaises.

5.3 La fécondité des mères adolescentes des générations 1959-1976

Les générations étudiées dans les deux pays sont relativement comparables en ce qui concerne leur descendance atteinte, à savoir *le nombre moyen d'enfants par mère*[14] à un âge donné pour une cohorte de femmes (Tableau 5.2, p. 234). Dans les deux pays, au fil des générations, la descendance reste stable dans les groupes des générations les plus anciennes, alors qu'en Angleterre-Galles, la part de la descendance achevée avant l'âge de 36 ans a légèrement diminué. Pour les mères françaises nées entre 1970 et 1976, la descendance à 36 ans est plus faible que dans les générations précédentes. La vie génésique observée de ces mères est censurée à droite. Si les taux de fécondité observés pour ces mères sont plus élevés à 36 ans et 37 ans, ils décroissent à partir de ces âges, ce qui suggère qu'à la fin de leur vie féconde, leur

[14] Calculé en sommant les taux de fécondité par âge.

descendance sera plus faible que celle des générations précédentes. En Angleterre-Galles, ces générations de mères ont déjà atteint, en fin 2012, une descendance supérieure à celles des générations les plus anciennes, leur fécondité étant plus élevée après l'âge de 30 ans.

Tableau 5.2 – Descendance atteinte, mères des générations 1959-1964, 1965-1969 et 1970-1976

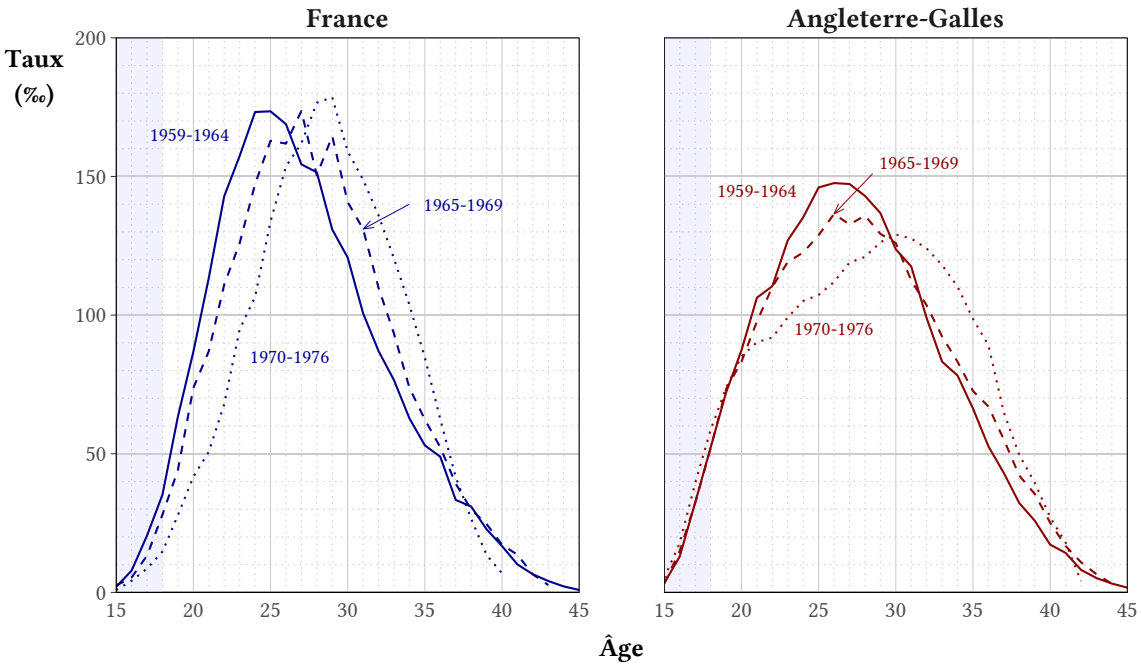
Générations	France		Angleterre-Galles	
(Âge atteint en 2012)	Fin 2012	À 36 ans	Fin 2012	À 36 ans
1959-1964 (48-53)	2,26	2,08	2,23	2,03
1965-1969 (43-47)	2,25	2,06	2,22	1,96
1970-1976 (36-42)	2,13	1,97	2,25	1,96

Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

Les profils de fécondité de ces générations se distinguent d'un pays à l'autre (Figure 5.3, p. 235). Pour les femmes françaises nous observons des courbes de fécondité largement symétriques autour d'un pic de fécondité pour chacune des générations qui se déplace avec le temps vers la droite en raison de l'évolution à la hausse de l'âge moyen à la maternité. Les courbes de fécondité anglaises des générations 1959-1964 et 1965-1969 ont, tout comme les courbes françaises, une forme parabolique, mais avec des amplitudes plus larges et des pics moins élevés. La courbe qui est associée à la fécondité des mères anglaises nées entre 1970 et 1976 a une forme différente et se caractérise par une « bosse » dans sa première partie, liée à une fécondité adolescente qui reste élevée malgré un retard de l'âge moyen à la maternité. Ce type de courbe est retrouvé dans d'autres pays anglophones, notamment en Irlande, Australie, Nouvelle-Zélande et Canada, où les maternités adolescentes sont nombreuses (Chandola *et al.*, 2002).

Ces courbes indiquent également que la fécondité adolescente est plus élevée en Angleterre-Galles qu'en France pour chacune des générations. Étant plus stables dans le temps en Angleterre-Galles, voire plus prononcés pour les générations 1970-1976, les taux de fécondité à 18 ans et moins diminuent chez les françaises au fil des générations.

Figure 5.3 – Taux de fécondité par âge – générations 1959-1964, 1965-1969 et 1970-1976

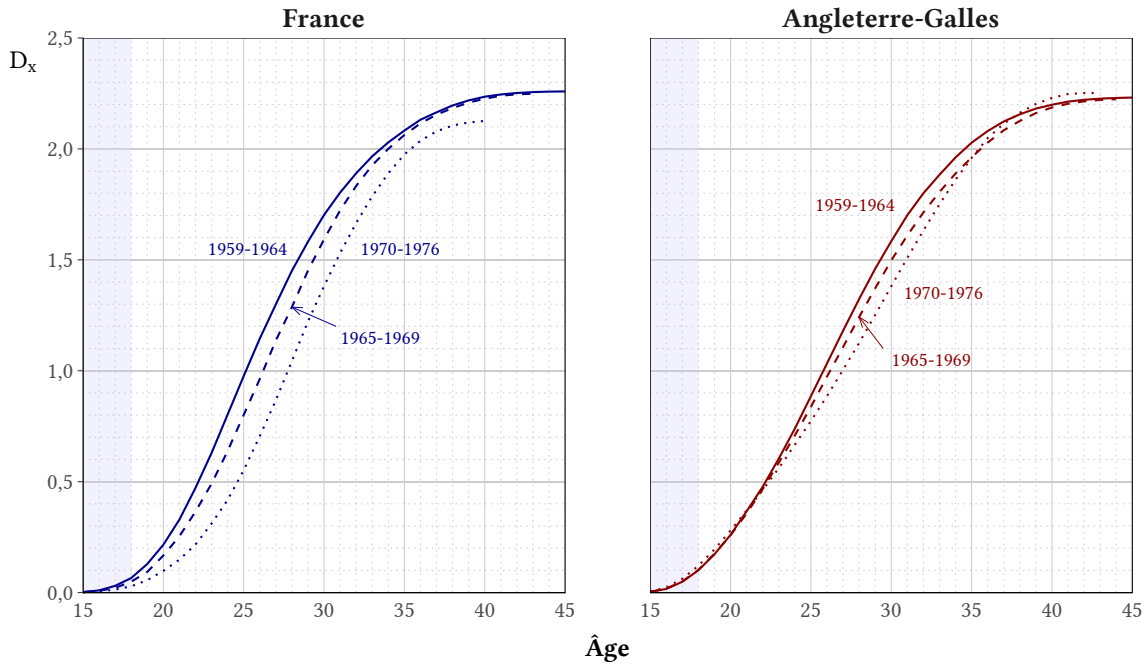


Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

L'examen de la descendance atteinte par âge des mères françaises souligne un calendrier de fécondité de plus en plus tardif au fil des générations (Figure 5.4, p. 236). Entre les générations 1959-1964 et 1965-1969, nous observons un effet de report, les mères de ces dernières générations ayant atteint le même niveau de fécondité, tout en ayant commencé plus tardivement. Les mères françaises nées entre 1970 et 1976 ont un rythme de fécondité encore moins soutenu avant l'âge de 25 ans, mais ne le rattrapent pas, ce qui se traduit par une descendance observée moins élevée, à âge égal, par rapport aux générations plus anciennes. En ce qui concerne les mères anglaises, l'évolution du calendrier est moins nette et ne se réfère qu'à leur fécondité à partir de 25 ans ce qui permet de distinguer deux sous-populations de mères – celles qui résistent à la tendance d'un retard des naissances et celles qui la suivent. Les générations de mères les plus récentes ont un rythme de fécondité plus soutenu entre 30 et 35 ans, ce qui fait que leur descendance rattrape et dépasse celles des générations précédentes.

La part de leur descendance achevée au cours de leur adolescence (α_{19}[15]) est pour chaque génération moins élevée en France qu'en Angleterre-Galles. Pour les mères françaises, cette valeur diminue de 2,9 % à 1,3 % au fil des générations tandis que pour les anglaises, la part de leur descendance achevée durant l'adolescence augmente de 4,5 % pour les deux groupes de générations les plus anciennes à 5,4 % pour les mères nées entre 1970 et 1976.

Figure 5.4 – Descendance atteinte par âge (D_x) – générations 1959-1964, 1965-1969 et 1970-1976



Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

5.4 L'entrée dans la maternité des mères des générations 1959-1976

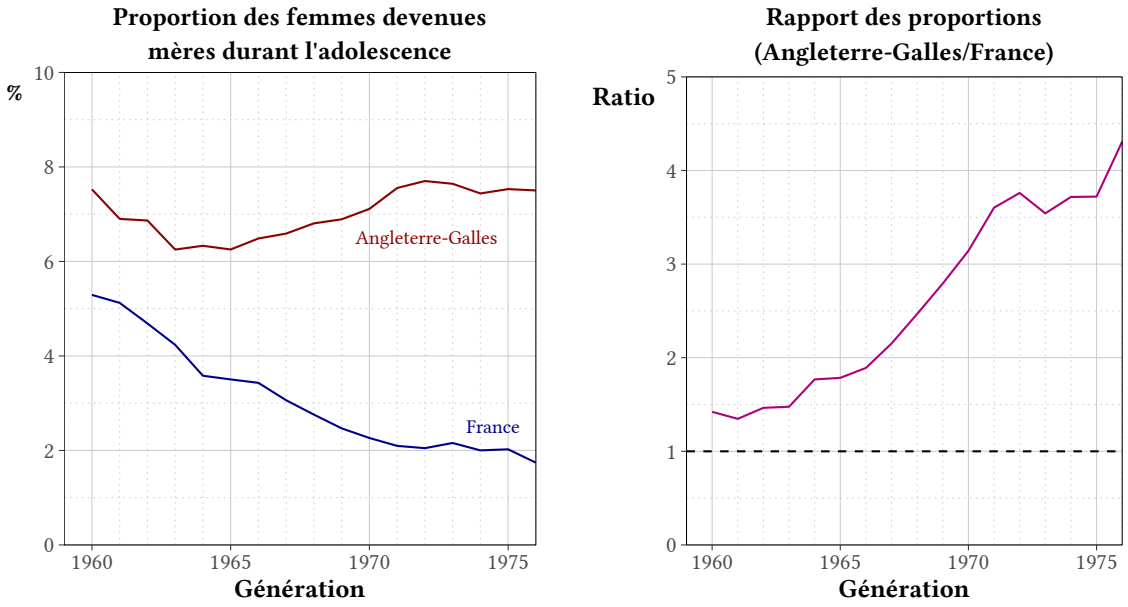
5.4.1 Les mères adolescentes : une divergence entre les deux pays

Si, à génération égale, l'intensité de fécondité des mères françaises et anglaises est relativement comparable, il existe une grande différence en ce qui concerne leur entrée dans

[15] Dans ce cas, selon les définitions de Pressat (1979), α_{19} est calculé en rapportant la descendance atteinte au 19e anniversaire (D_{19}) à la descendance finale (D_ω).

la maternité. La Figure 5.5 montre que, pour les femmes des générations 1959-1976, une divergence est apparue entre les deux pays dans la proportion de celles ayant eu un enfant durant l'adolescence. Le rapport entre les proportions de femmes devenues mères durant l'adolescence dans les deux pays augmente de façon importante en passant du simple (1,3 pour la génération 1961) au quadruple (4,3 pour la génération 1976).

Figure 5.5 – Proportion de femmes devenues mères durant l'adolescence (gauche) et rapport entre les deux pays (droite) - générations 1959-1976



Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

Note : Moyenne mobile sur 3 générations.

Cette évolution résulte de la diminution constante de la proportion de femmes ayant un premier enfant avant leur 19e anniversaire en France – de plus de 1 femme sur 20 dans la génération 1960 à moins de 1 femme sur 50 pour celles nées en 1976 – alors qu'elle croît en Angleterre-Galles, après une baisse initiale chez les femmes nées avant 1965. Nous constatons enfin que la proportion de femmes de la génération 1960 devenues mères durant l'adolescence rejoint celle de la génération 1976 (7,5 %). Les raisons de cette évolution ont été discutées dans notre introduction.

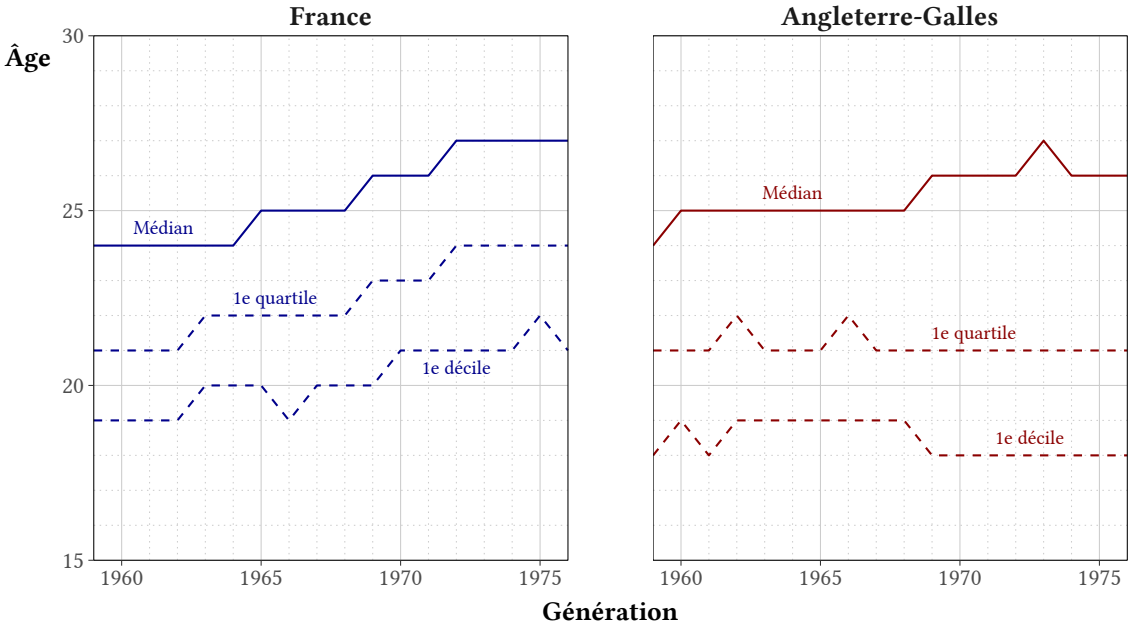
5.4.2 Une moindre entrée dans la maternité en Angleterre-Galles, bien qu'elle soit plus précoce

La France a l'un des plus faibles niveaux d'infécondité en Europe occidentale (Miettinen *et al.*, 2015 ; Beaujouan *et al.*, 2017) et, pour les générations concernées par notre étude, le niveau d'infécondité est plus élevé en Angleterre-Galles qu'en France (Sobotka, 2017). Pour les générations nées dans la première moitié des années 60, environ une anglaise sur cinq n'a pas eu d'enfant (Berrington, 2017). En France, la proportion de femmes sans enfant a augmenté au fil de ces générations et a atteint un niveau de 15 % pour celles nées à la fin des années 60 (Köppen *et al.*, 2017).

Si les femmes anglaises sont moins nombreuses à devenir mères, celles qui ont un enfant sont mères plus précocement que les femmes françaises. Si, dans les deux pays l'évolution de l'âge médian à la première naissance est comparable à travers les générations de 1959 à 1976 (Figure 5.6, p. 239), les distributions du premier décile et du premier quartile des premières naissances diffèrent fortement. Alors que l'âge médian à l'entrée dans la maternité augmente dans les deux pays, l'âge auquel les premiers 10 % et 25 % des femmes entrent dans la maternité est resté stable et plus jeune en Angleterre-Galles, par contraste avec des évolutions parallèles de l'âge médian en France.

Parmi les mères, malgré la tendance d'un recul de l'âge à l'entrée dans la maternité dans les deux pays que nous venons d'exposer, en Angleterre-Galles, la proportion des mères ayant eu leur premier enfant durant l'adolescence reste stable à travers les générations étudiées à environ 11 % d'entre elles (Figure 5.7, p. 239). La proportion des premières naissances ayant lieu durant l'adolescence, déjà faible (6,7 %) pour les mères françaises nées en 1959 ne représente plus que 2,7 % des premières naissances de celles nées en 1976. Les mères adolescentes constituent donc désormais une population très minoritaire.

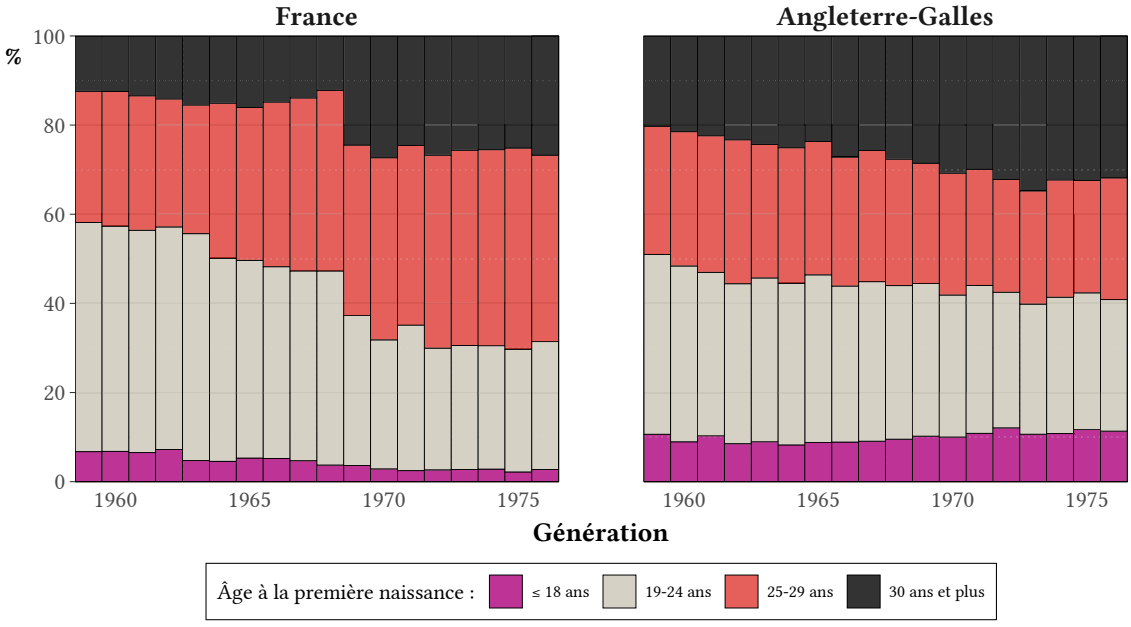
Figure 5.6 – Évolution de la distribution de l'âge à la première naissance – médian, premier décile et premier quartile – générations 1959-1976



Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

Note : Calculé sur l'âge en années révolues. L'âge exact des mères à la naissance (en années et mois) ne peut pas être calculé à partir des données disponibles dans la LS.

Figure 5.7 – Répartition d'âge à la première naissance par génération – générations 1959-1976



Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

Pour les autres groupes d'âge à la première naissance, la part des primomères les plus âgées (30 ans et plus) évolue de façon concomitante dans les deux pays[16]. Elle devient de plus en plus importante jusqu'à compter pour plus d'un quart des nouvelles mères dans la génération 1976, respectivement 26,7 % et 31,8 % en France et en Angleterre-Galles, ce qui correspond au groupe d'âge modal de la primo-fécondité anglaise. Cela renforce l'idée, du fait de la (relativement) forte persistance d'entrées dans la maternité durant l'adolescence, d'une « fracture reproductive » en Angleterre-Galles.

5.5 Une descendance plus élevée pour les mères adolescentes

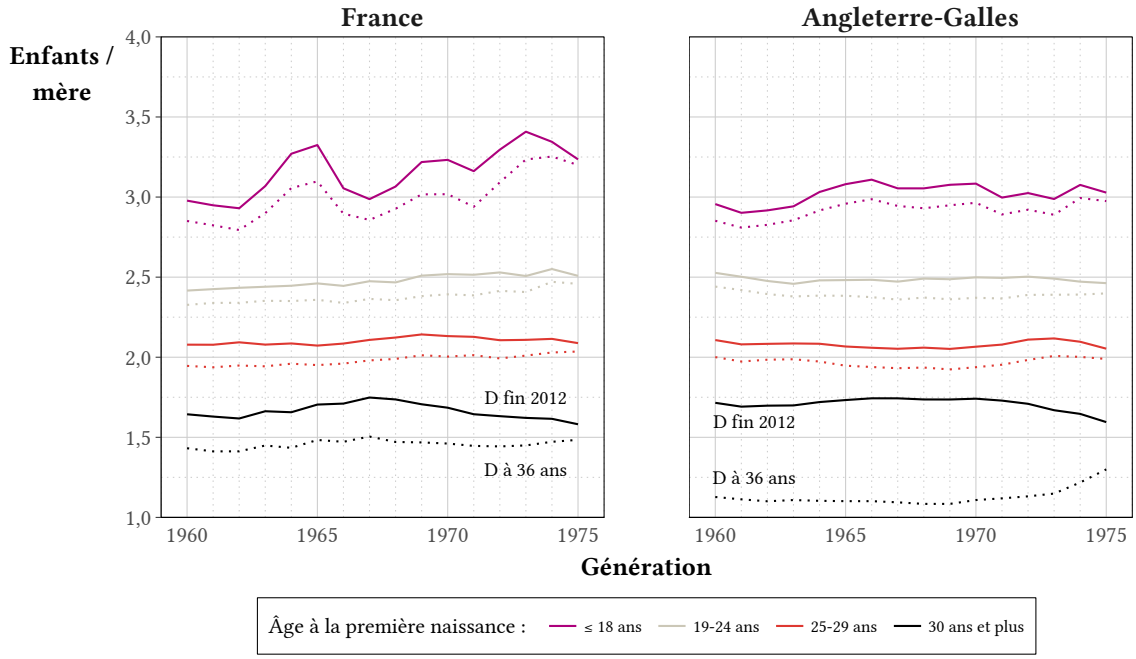
Il existe une relation forte entre l'âge à la première naissance et la descendance : plus tôt une femme connaît sa première naissance, plus d'enfants elle met au monde par la suite (Figure 5.8, p. 241). En moyenne sur les générations étudiées, les mères les plus précoces auront 1,25 enfant de plus que les mères les plus tardives, et 0,5 enfant de plus que celles ayant eu leur premier enfant âgée entre 19 et 24 ans.

Sauf pour quelques générations, en France et en Angleterre-Galles, la descendance des mères adolescentes, en fin 2012, est supérieure à 3 enfants par mère. L'évolution temporelle de la descendance des mères adolescentes diffère en fonction du pays. En France, nous observons une hausse d'environ 0,25 enfant entre les générations 1959 et 1976, tandis qu'en Angleterre-Galles, elle reste stable autour de 3 enfants à partir de la génération 1964. La descendance reste stable dans les deux pays pour les mères ayant eu une première naissance à 19-24 ans et 25-29 ans. Si la descendance semble diminuer au fil des générations pour les mères les plus âgées, il s'agit d'un effet de troncature. La descendance achevée à 36 ans restent en effet stable chez les françaises ayant eu leur premier enfant à 30 ans ou plus, et augmente dans les dernières

[16] La sélection des mères françaises en fonction de la présence ou non aux recensements a pour effet de créer une « discontinuité » en ce qui concerne cet indicateur. Les mères des générations 1966-1968 ayant eu leur premier enfant à l'âge de 30 ans et plus sont légèrement sous-représentées. Pour ces mères, les critères d'inclusion sont plus stricts, car elles ont moins de chance de remplir la condition d'être recensées après leur 45^{e} anniversaire (par exemple celles de la génération 1968 doivent être recensées à l'EAR de 2014 et n'ont qu'une probabilité de 1 sur 5 de remplir cette condition).

générations anglaises. Pour les plus âgées des primomères, les anglaises se distinguent de leurs homologues françaises en réalisant une part plus importante de leur descendance après l'âge de 36 ans.

Figure 5.8 – Descendance selon l'âge à la première naissance et la génération de la mère – générations 1959-1976



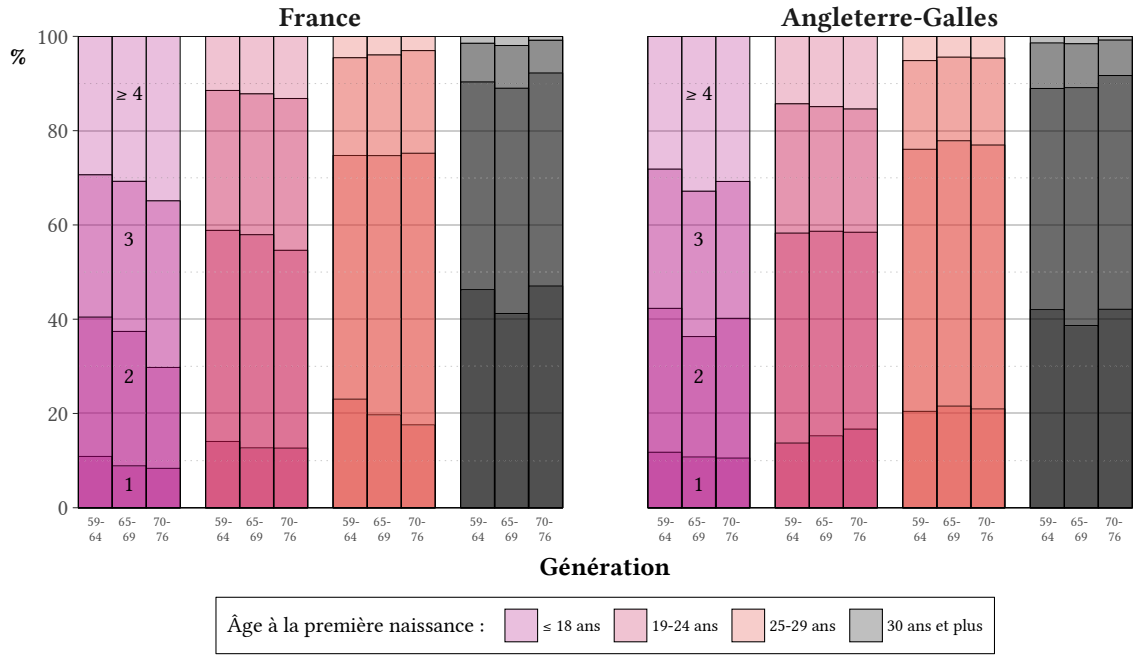
Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

Note : Moyenne mobile sur 3 générations.

Pour les femmes des générations étudiées, arrivant aux âges féconds après le baby-boom, avec un changement d'intentions de fécondité et la maîtrise de la fécondité grâce à la diffusion de la contraception (à la fois disponible pour un plus grand nombre de femmes ; et légalisée), la baisse de la fécondité observée en France et en Angleterre-Galles a été accompagnée d'une concentration de la descendance « typique » de deux enfants par mère (Pearce *et al.*, 1999 ; Toulemon et Mazuy, 2001 ; Toulemon, 2012a), qui constitue aujourd'hui le modèle familial le plus fréquent dans tous les pays développés (Breton et Prioux, 2005). Cependant, pour les mères adolescentes, il existe une résistance à cette tendance car, dans les deux pays, la majorité de ces mères ont eu au moins un troisième enfant (Figure 5.9, p. 242). En France, la descendance

des mères adolescentes tend à augmenter au fil des générations. La répartition des tailles de famille reste stable chez les mères adolescentes anglaises.

Figure 5.9 – Taille de famille selon l'âge à la première naissance et génération – générations 1959-1964, 1965-1969 et 1970-1976



Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

Chez les mères ayant eu leur premier enfant après l'adolescence, la famille de deux enfants est une norme forte notamment pour celles qui sont entrées dans la maternité entre 25 et 29 ans. Dans chaque pays et pour chaque génération, plus de la moitié de ces mères ont exactement 2 enfants. Pour les femmes devenues mères à des âges plus tardifs, la majeure partie n'a eu qu'un enfant. Si l'on s'attend à ce que la descendance des mères qui ont retardé la venue du premier enfant soit moins importante que celle des primomères plus jeunes, la forte proportion de ces mères n'ayant qu'un enfant peut être aussi le résultat de la troncature à droite : nous ne pouvons les suivre que pendant une période maximale de 6 ans après leur entrée dans la maternité. Il est probable que ces mères auront d'autres enfants, ce que nous ne sommes pas en mesure d'observer dans cette étude en raison de la troncature à droite liée aux données utilisées.

5.6 Tempo de la constitution de la descendance

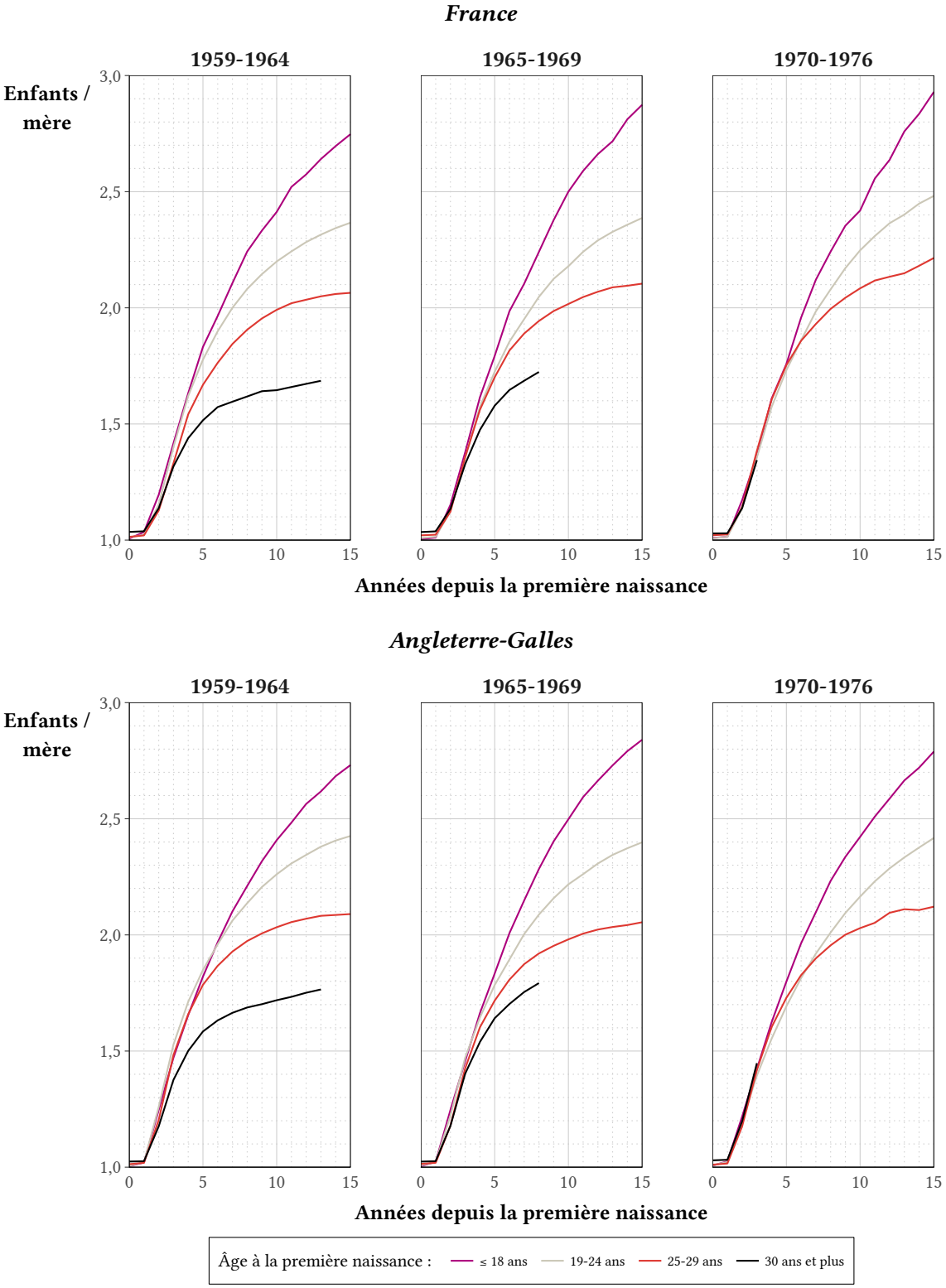
5.6.1 Malgré une intensité de la fécondité plus forte, un tempo moins soutenu chez les mères adolescentes

Nous avons observé que les mères adolescentes ont une descendance finale plus importante que celles qui entament leur fécondité plus tardivement. Ce constat est-il le seul résultat d'une vie génésique plus longue ou celui d'un calendrier de fécondité plus resserré ?

La Figure 5.10 (p. 244) montre le rythme de la vie génésique des mères des cohortes étudiées selon leur âge à la première naissance. Les pentes des courbes indiquent la vitesse à laquelle elles ont eu leurs enfants à la suite de la première naissance. Nous observons *a priori* que le rythme de reproduction sur le moyen et long terme (5 ans et plus après la première naissance) est plus rapide et plus soutenu chez les mères adolescentes et qu'il existe un lien étroit entre l'âge à la première naissance et le rythme ultérieure de leur fécondité – ce rythme diminue lorsque l'âge à la première naissance augmente.

Pourtant, à taille de famille égale nous constatons l'inverse : l'intervalle génésique moyen entre deux naissances de rang consécutif est plus long chez les mères qui sont entrées dans la maternité durant l'adolescence (Tableau 5.3, p. 245). Ce point est particulièrement marquant en France pour l'intervalle entre les deux premières naissances. Pour les femmes ayant eu deux ou trois enfants, les mères adolescentes attendent entre 15 et 41 mois de plus entre le premier et le deuxième enfant, selon la génération, que pour les femmes devenues mères à 30 ans ou plus. Pour les anglaises, la relation entre l'âge à la première naissance et la durée de l'intervalle devient plus faible au fil des générations. L'intervalle entre les deux premières naissances n'est respectivement que de 7 et 4 mois plus longs pour les mères adolescentes des générations 1970-1976 ayant eu 2 et 3 enfants, que les primomères de 30 ans et plus, par comparaison aux 18 et 21 mois pour les mères des générations 1959-1964. Quant aux françaises, cette relation est plus forte lorsque la descendance est moins élevée. L'intervalle médian entre les deux premières naissances est respectivement de 21, 31 et 41 mois pour les mères adoles-

Figure 5.10 – Descendance par durée écoulée depuis la première naissance selon l'âge à la première naissance – générations 1959-1964, 1965-1969 et 1970-1976



Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

Tableau 5.3 – Intervalles intergénésiques médians entre les naissances de rang 1 à 4 selon l'âge à la première naissance et la taille de descendance – générations 1959-1964, 1965-1969 et 1970-1976

France

Descendance finale	Âge à la 1e naissance	g. 1959-1964			g. 1965-1969			g. 1970-1976		
		$i_{1;2}$	$i_{2;3}$	$i_{3;4}$	$i_{1;2}$	$i_{2;3}$	$i_{3;4}$	$i_{1;2}$	$i_{2;3}$	$i_{3;4}$
2	≤ 18 ans	55			67			75		
	19-24 ans	46			47			48		
	25-29 ans	43			43			41		
	30 ans et plus	34			36			34		
3	≤ 18 ans	41	50		45	52		53	58	
	19-24 ans	34	48		38	54		38	52	
	25-29 ans	32	48		32	47		31	42	
	30 ans et plus	26	35		30	34		25	29	
4 ou plus	≤ 18 ans	29	34	47	34	33	44	30	35	52
	19-24 ans	28	35	48	30	35	52	29	33	40
	25-29 ans	27	36	36	25	32	40	24	31	34
	30 ans et plus	*	*	*	*	*	*	*	*	*

Angleterre-Galles

Descendance finale	Âge à la 1e naissance	g. 1959-1964			g. 1965-1969			g. 1970-1976		
		$i_{1;2}$	$i_{2;3}$	$i_{3;4}$	$i_{1;2}$	$i_{2;3}$	$i_{3;4}$	$i_{1;2}$	$i_{2;3}$	$i_{3;4}$
2	≤ 18 ans	50			35			28		
	19-24 ans	36			29			24		
	25-29 ans	35			28			23		
	30 ans et plus	32			26			21		
3	≤ 18 ans	53	47		40	51		27	58	
	19-24 ans	39	45		32	45		25	50	
	25-29 ans	37	39		29	39		26	39	
	30 ans et plus	32	31		26	31		23	29	
4 ou plus	≤ 18 ans	56	33	36	42	34	38	28	32	35
	19-24 ans	47	32	36	36	36	37	27	38	35
	25-29 ans	38	30	31	30	30	30	24	29	28
	30 ans et plus	30	30	34	24	23	27	*	*	*

Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

Lecture : Pour les mères adolescentes françaises des générations 1959-1964 ayant eu 3 enfants, l'intervalle médian entre leur première et deuxième naissance est 41 mois.

*Notes : (i) $i_{n;n+1}$ = intervalle en mois entre les naissances de rang n et n+1 ; (ii) * = valeur omise car calculée sur des effectifs inférieurs à 50.*

centes des générations 1959-1964, 1965-1969 et 1970-1976 par rapport aux 15, 15 et 28 mois pour celles ayant eu leur première naissance à l'âge de 30 ans ou plus.

Les naissances sont donc plus espacées chez les femmes ayant eu tôt leur premier enfant. Leur rythme de reproduction est moins soutenu (Figures 5.11, p. 247 ; et 5.12, p. 248), mais elles sont plus nombreuses à avoir une descendance « nombreuse » et donc, une vie génésique plus longue. Nous observons ainsi une illustration du *time squeeze* : les mères les plus âgées à la première naissance, disposant de moins de temps pour réaliser leurs intentions de fécondité, ont plus rapidement une deuxième naissance (Kreyenfeld, 2002).

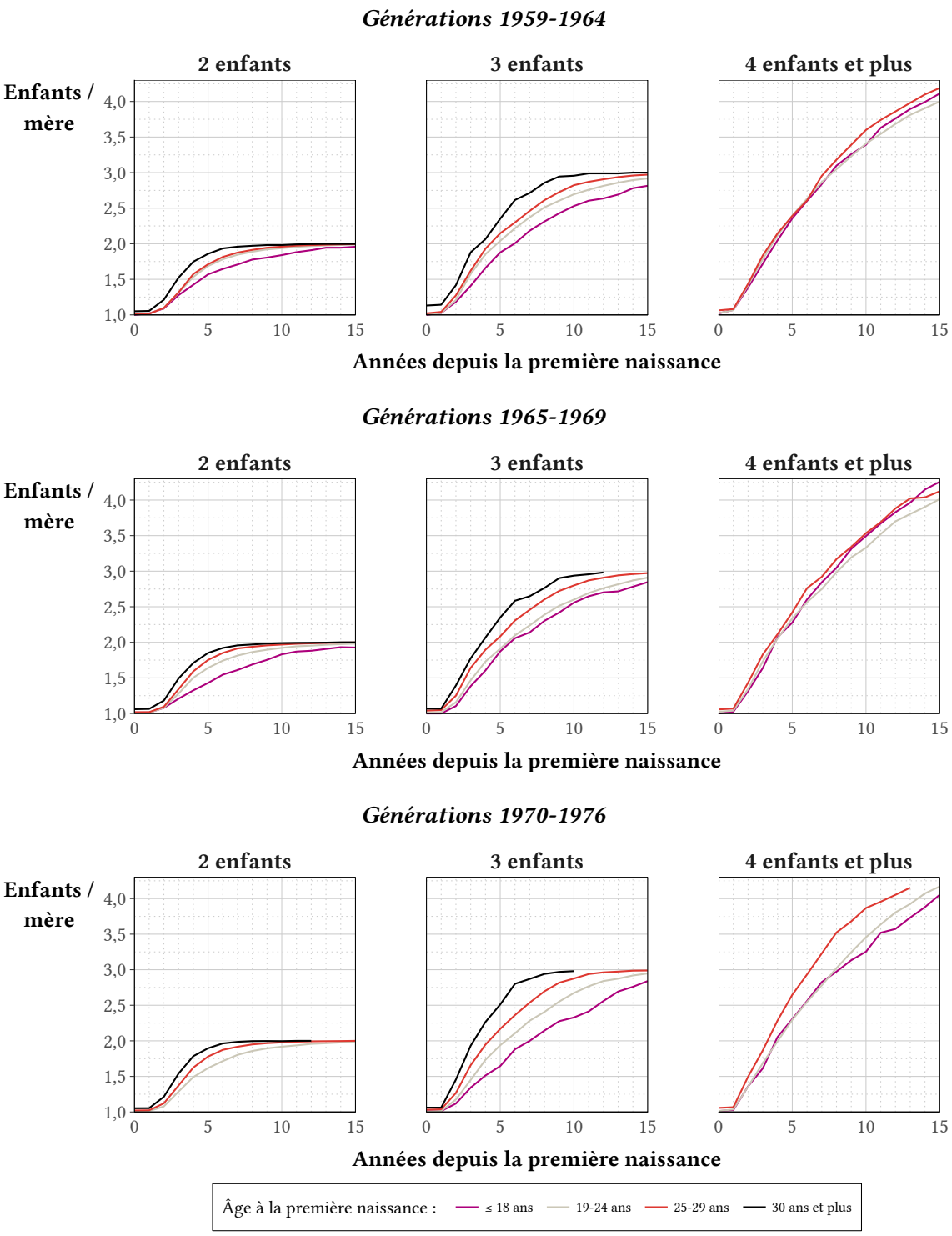
En addition de sa corrélation avec l'âge au premier enfant, la durée entre deux naissances consécutives augmente avec les rangs de naissance élevés. Par exemple, pour les mères adolescentes françaises de la génération 1959-1964 ayant eu trois enfants, l'intervalle médian entre leur première et deuxième naissance a été de 41 mois, alors qu'il a été de 50 mois entre la deuxième et la troisième.

5.6.2 Un deuxième enfant 2 ans après le premier – sauf pour les mères adolescentes anglaises

Avoir un deuxième enfant après en avoir eu un premier est la norme pour les femmes étudiées : plus de trois quarts d'entre elles ont eu un deuxième enfant (Tableau 5.4, p. 250). Cette probabilité d'agrandissement varie en fonction de l'âge à la première naissance, et elle est plus forte chez les plus jeunes d'entre elles. Dans chaque pays et pour chaque génération, autour de 9 mères adolescentes sur 10 ont eu un deuxième enfant. À part les mères de la cohorte 1959-1964 et celles les plus âgées à la première naissance, ce sont les mères françaises qui ont la plus forte probabilité d'avoir eu un deuxième enfant. La probabilité d'agrandissement diminue pour l'ensemble des mères au fil des générations, du fait du recul général de l'âge à la maternité.

La probabilité qu'une mère ait une deuxième naissance est plus élevée dans les années qui suivent immédiatement la naissance du premier enfant (Figure 5.13, p. 249). De manière générale, pour la grande majorité des mères étudiées la probabilité maximale d'avoir un deuxième enfant se situe entre 2 et 3 ans après la première naissance, sauf pour les mères adolescentes

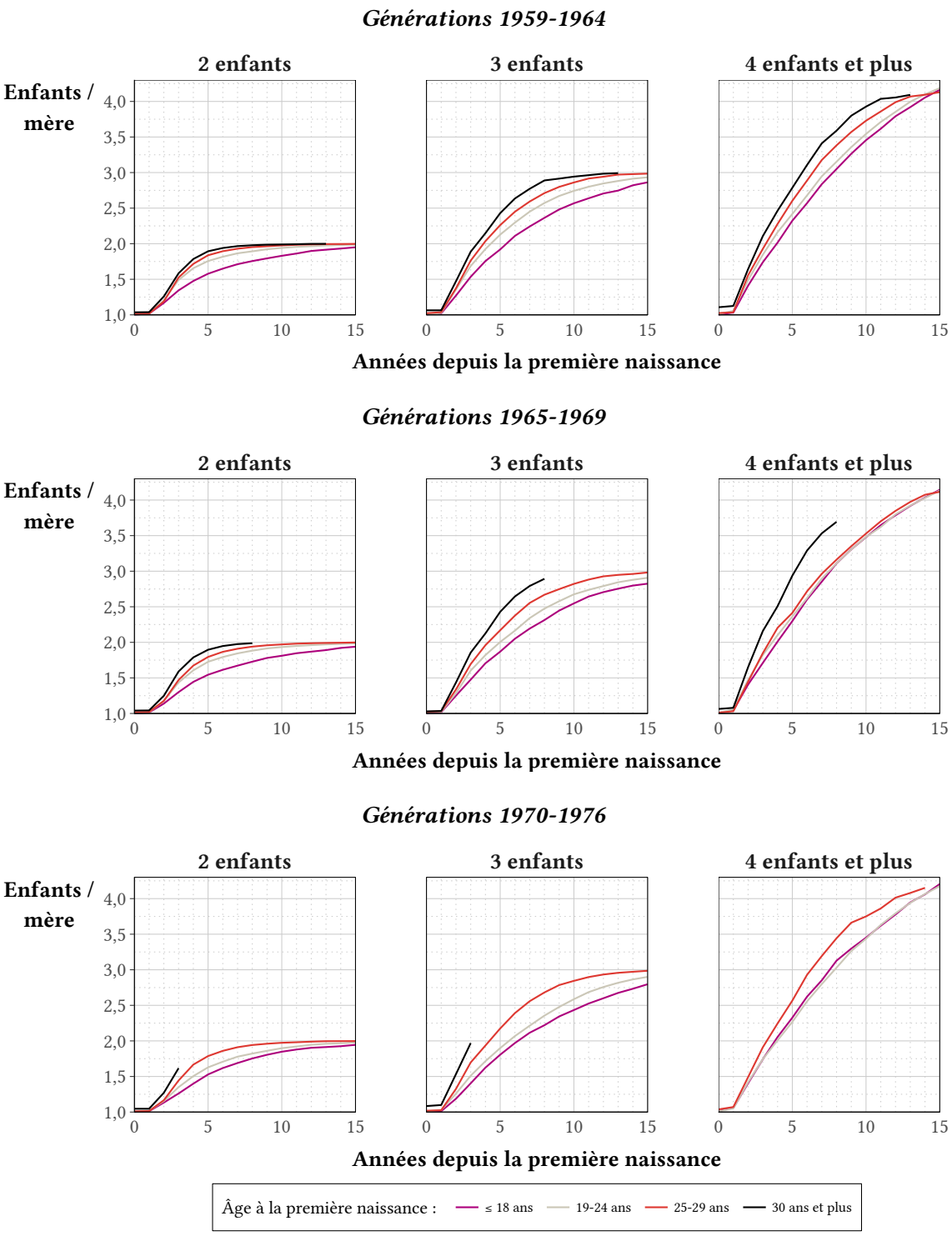
Figure 5.11 – Descendance par durée écoulée depuis la première naissance selon l'âge à la première naissance et la taille de descendance – France, générations 1959-1964, 1965-1969 et 1970-1976



Source : Échantillon démographique permanent.

Note : Les courbes sont parfois interrompues, voire absentes, en raison des valeurs omises pour conserver le secret statistique.

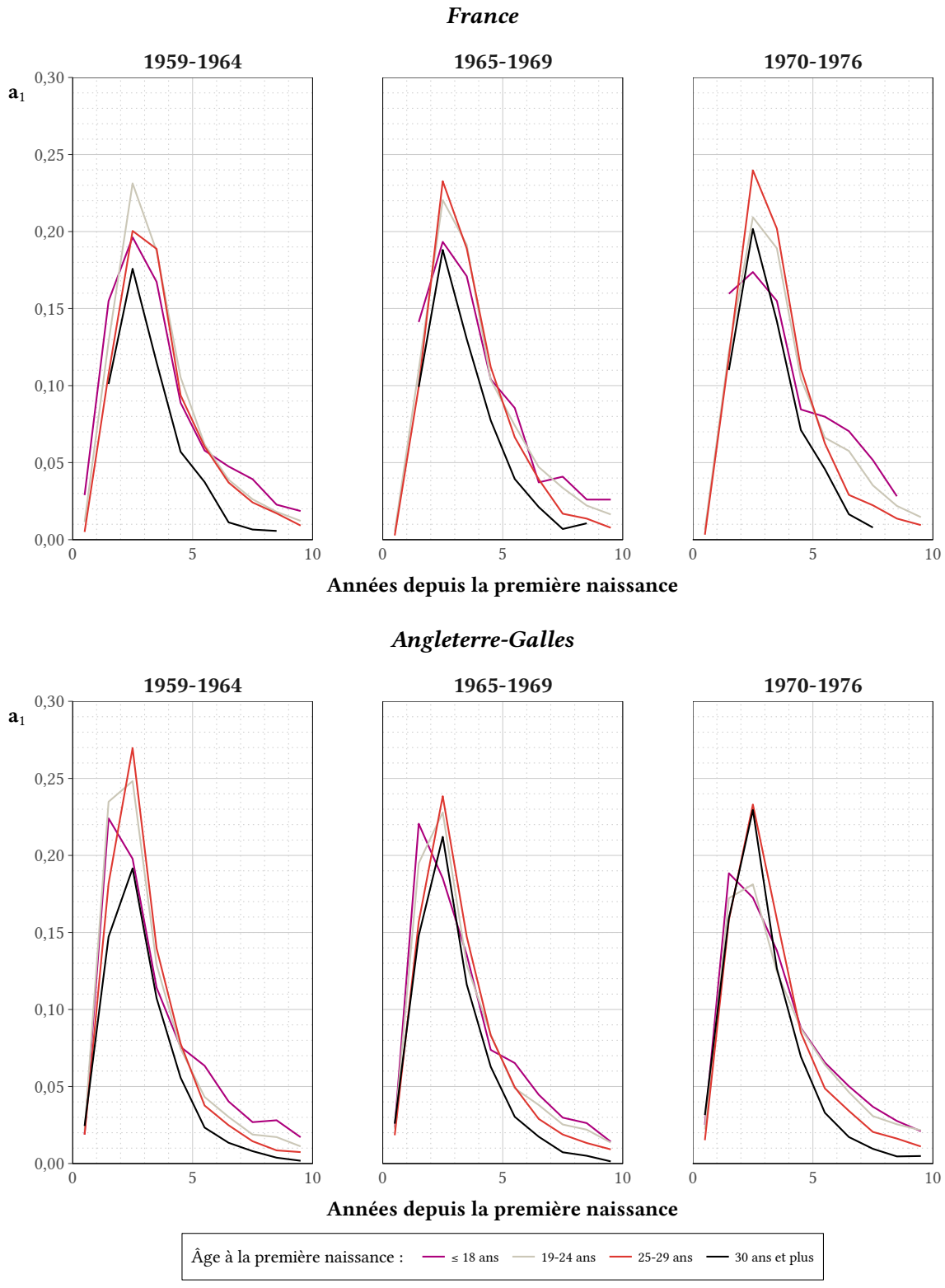
Figure 5.12 – Descendance par durée écoulée depuis la première naissance selon l'âge à la première naissance et la taille de descendance – Angleterre-Galles, générations 1959-1964, 1965-1969 et 1970-1976



Source : ONS Longitudinal Study.

Note : Les courbes sont parfois interrompues, voire absentes, en raison des valeurs omises pour conserver le secret statistique.

Figure 5.13 – Probabilité d'avoir un deuxième enfant pour les femmes en ayant eu un premier, selon l'âge à la première naissance et la durée écoulée depuis la première naissance – générations 1959-1964, 1965-1969 et 1970-1976



Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

anglaises pour qui la probabilité la plus forte est observée entre 1 et 2 ans. Cette probabilité maximale est plus élevée pour les mères ayant eu leur premier enfant entre les âges de 19 et 29 ans. Elle diminue ensuite rapidement avec l'augmentation de la durée écoulée depuis la première naissance. Dans cette seconde période, durant laquelle la probabilité est faible, cette dernière reste cependant plus élevée chez les mères adolescentes, notablement les anglaises, ce qui renvoie à la longueur de l'intervalle plus long entre les deux premières naissances.

Tableau 5.4 – Probabilité d'avoir un deuxième enfant pour les femmes en ayant eu un premier, selon l'âge à la première naissance et génération

Âge à la 1e naissance	France			Angleterre-Galles		
	g. 1959-1964	g. 1965-1969	g. 1970-1976	g. 1959-1964	g. 1965-1969	g. 1970-1976
≤ 18 ans	0,891	0,911	0,916	0,882	0,892	0,895
19-24 ans	0,859	0,873	0,873	0,863	0,847	0,833
25-29 ans	0,770	0,803	0,824	0,795	0,784	0,790
30 ans et plus	0,537	0,588	0,530	0,580	0,614	0,579
Ensemble	0,790	0,801	0,764	0,779	0,771	0,747

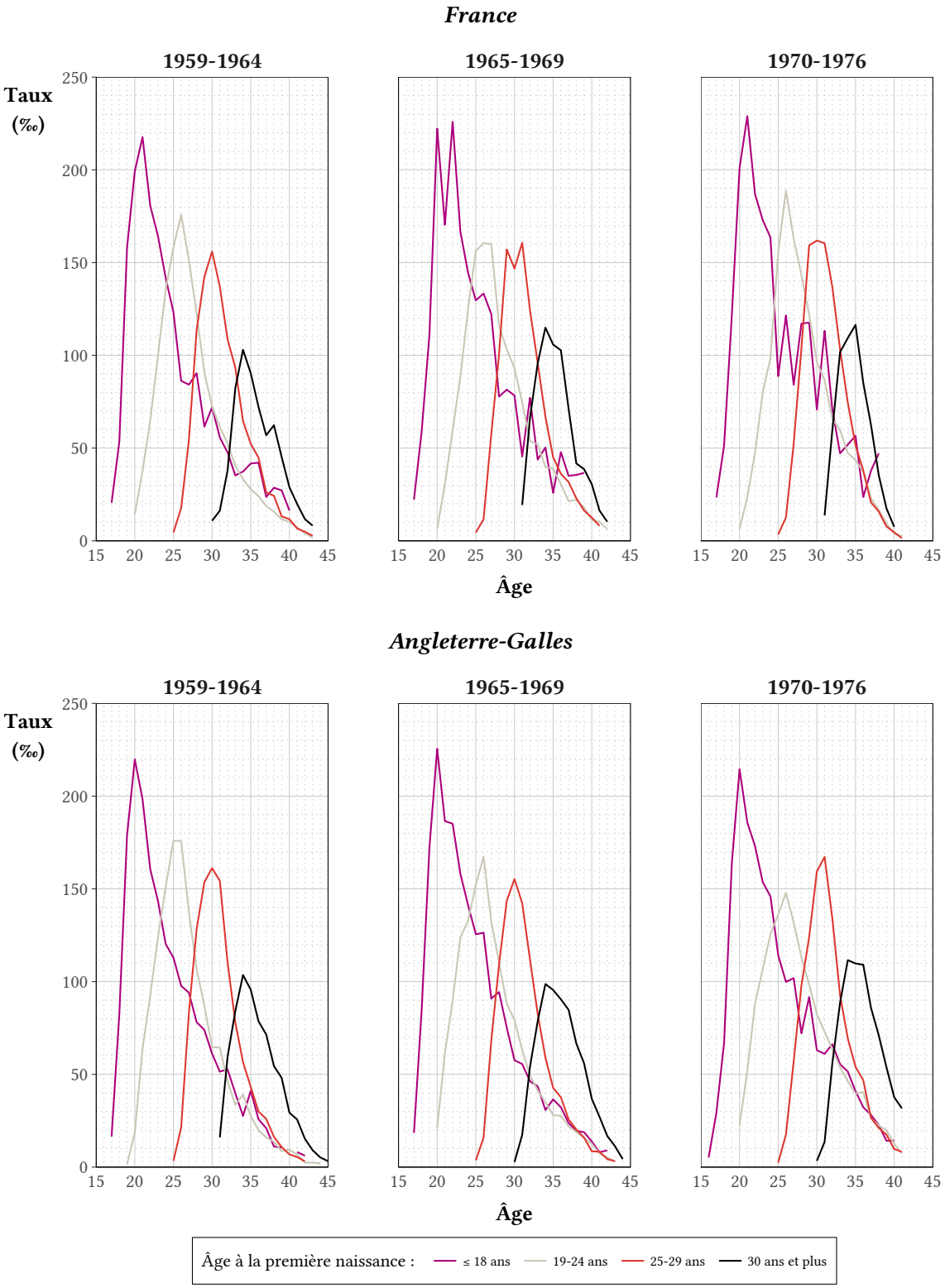
Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

Dans les deux pays, les mères ayant eu leur premier enfant entre 25 et 29 ans – le groupe d'âge comprenant l'âge médian à la première naissance – sont également celles qui semblent avoir le comportement le plus normé vis-à-vis du moment de naissance de leur deuxième enfant, à savoir les femmes dont la probabilité d'agrandissement selon la durée écoulée depuis la première naissance est caractérisée par un pic élevé à deux ans.

5.6.3 Une vie génésique plus longue et « décalée » chez les mères adolescentes

En observant les courbes de taux de fécondité à la suite d'une première naissance (taux de fécondité de rang 2 et plus) selon l'âge des femmes à leur première naissance, nous pouvons distinguer deux phases de fécondité : celle située avant le pic de fécondité et celle située après (Figure 5.14, p. 251). Ce pic varie tout d'abord en ce qui concerne son intensité et le moment de sa survenue : il est plus élevé chez les femmes ayant eu un premier enfant à l'adolescence, dont le taux dépasse 200 naissances pour mille autour de l'âge de 20 ans en Angleterre-Galles et de 21-22 ans en France. Il existe donc un lien entre l'âge à la première naissance et la fécondité

Figure 5.14 – Taux de fécondité (de rang 2 et plus) par âge selon l'âge à la première naissance – générations 1959-1964, 1965-1969 et 1970-1976



Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

maximale. Cette dernière intervient plus précocement dans leur vie génésique par comparaison aux femmes ayant eu leur premier enfant à un âge plus avancé (la pente de la courbe de fécondité précédant ce pic étant alors plus forte). Dans la deuxième partie de leur vie féconde, la baisse du niveau de fécondité se fait plus lentement chez les mères adolescentes du fait de la période plus longue pour achever leur fécondité. Ce lent déclin de la fécondité est le résultat, d'une part, du fait que les femmes devenues mères à l'adolescence ont une descendance plus élevée et, d'autre part, qu'elles ont des écarts intergénésiques entre les naissances de rang 1 et 2 plus longs. Ces deux facteurs agissent de telle sorte que les mères adolescentes ont une vie génésique plus longue par rapport aux autres mères. Ces faits sont observés aussi bien chez les mères françaises que chez les mères anglaises.

Un autre fait marquant est celui du décalage de la vie génésique selon l'âge à la première naissance. Le résultat mécanique de l'âge à la première naissance, renforcé par la transition « standardisée » vers un deuxième enfant 2 ou 3 ans après l'entrée dans la maternité correspondant au pic de fécondité, expliquent que même si la vie génésique des mères adolescentes a une amplitude plus large, leur profil de maternité selon l'âge est spécifique et différent des mères plus âgées. Nous pouvons donc supposer que cela impacte les parcours de vie ultérieur de ces femmes, ce qui fait l'objet d'analyses au chapitre suivant.

5.7 Synthèse du Chapitre 5

Dans ce chapitre nous avons souligné la plus forte proportion de femmes devenues mères durant leur adolescence en Angleterre-Galles qu'en France, et avons montré les évolutions divergentes au fil des générations étudiées. Les mères adolescentes françaises sont relativement moins nombreuses et présentent un comportement de fécondité plus spécifique, tandis qu'en Angleterre-Galles, il semble exister une résistance à l'entrée dans la maternité de plus en plus tardive.

Ensuite, ces jeunes mères ont plus d'enfants que les autres femmes. Les mères les plus précoces résistent donc à la norme d'une taille de famille de deux enfants. Pourtant, une intensité de fécondité plus élevée ne correspond pas nécessairement à un rythme de fécondité

plus soutenu. En effet, les mères adolescentes ne subissent pas de « *time squeeze* » dans leur vie génésique, et il en résulte un espacement de leurs naissances suivantes, ce qui, couplé à une descendance plus importante, a pour effet d'allonger leur vie génésique. Enfin, les mères adolescentes connaissent la plus grande partie de leur fécondité à un stade de leur vie différent de celui des primomères plus âgées, ce qui nous amène à nous interroger sur les conditions de vie et sur leurs parcours conjugaux, professionnels et résidentiels, sans doute spécifiques.

Chapitre 6

Les parcours conjugaux, professionnels et résidentiels

Nous poursuivons notre analyse du temps d'« après-maternité », en nous intéressant cette fois-ci au devenir conjugal, professionnel et résidentiel des mères selon l'âge à la première naissance. Ce chapitre se propose de répondre à deux questions : (i) comment les parcours de vie des mères varient-ils selon l'âge à la première naissance, notamment quel est l'effet d'une maternité à l'adolescence ; et (ii) les trajectoires que vont rencontrer les mères adolescentes varient-elles en fonction de leur origine sociale ? Pour y répondre, nous procéderons en deux temps, tout d'abord à l'aide des modèles multiniveaux sur mesures répétées, et ensuite, par l'analyse des parcours vécus par les mères étudiées.

6.1 Méthodologie

6.1.1 Population étudiée

La population concernée par ces analyses est une sous-partie des mères étudiées dans le Chapitre 5. Chez les françaises, elles correspondent aux mères dont l'origine sociale est

connue[17], la taille de cette population correspond à 21 000 mères. Pour être incluse dans la population des mères anglaises étudiées, les femmes doivent avoir été enquêtées à au moins un recensement après la naissance du premier enfant, ce qui représente une population de 49 000 mères anglaises[18].

Pour chaque personne suivie, nous disposons des données liées des recensements des années 1981, 1991, 2001 et 2011 (auxquels ils ont été recensés) pour les mères anglaises, et de celles des recensements généraux de la population de 1982[19], 1990 et 1999 ainsi que des EAR à partir de 2004 pour les mères françaises. Les données disponibles sont relatives aux femmes elles-mêmes et aux autres membres de leur ménage. Pour les françaises, la méthodologie du recensement rénové (un cumul de cinq EAR) sous-tend l'éventualité que certaines femmes aient été recensées plus de quatre fois (ce qui correspond au cas maximal pour les mères anglaises), si elles ont été recensées à plus d'une EAR. Pour faciliter les comparaisons, nous limitons les observations des mères françaises à une seule EAR. Dans le cas où une mère française a été recensée à plusieurs EAR, nous ne retenons que les informations de l'EAR la plus proche de 2011, qui correspond à l'année du dernier recensement réalisé en Angleterre-Galles. Si une mère française a été recensée dans deux EAR équidistantes de l'année 2011, nous privilégions les données les plus récentes.

---

[17] Nous déterminons l'origine sociale d'une mère par la CSP (classe sociale en Angleterre-Galles) de ses parents. Pour les mères françaises, nous disposons cette information à partir de l'état civil. Dans les cas où ces informations n'auraient pas été indiquées dans le bulletin de naissance, elles sont récupérées à partir des données du recensement. Pour les femmes anglaises, cette information est extraite des données du recensement suivant un protocole similaire. Nous priorisons la CSP du père et dans le cas où celle-ci n'est pas disponible, nous utilisons la CSP de la mère. Cette information est exhaustive, à chaque recensement nous disposons des informations sociodémographiques pour chaque membre du logement de l'individu LS.

[18] Effectifs par génération en annexe - Tableau III-22, p. 339.

[19] Pour celles qui font partie de l'exploitation complémentaire du recensement.

6.1.2 Indicateurs

Dans ce chapitre, nous nous intéressons à trois types de variables d'intérêt : caractéristiques conjugales, professionnelles et résidentielles. Les variables étudiées, et leur disponibilité dans chaque pays, sont listées dans le Tableau 6.1. Les indicateurs ont été créés en construisant des variables binaires où Y=1 signifie l'état d'intérêt (par exemple être mariée, être au chômage, etc.).

Tableau 6.1 – Indicateurs du devenir des mères adolescentes à partir de l'Échantillon démographique permanent et l'ONS Longitudinal Study

Indicateurs	France				Angleterre-Galles			
	1982	1990	1999	« 2011 »	1981	1991	2001	2011
Conjugaux								
Être en couple		X	X	X	X	X	X	X
Être mariée	X	X	X	X	X	X	X	X
Être mère monoparentale		X	X	X			X	X
Connaître une rupture du couple						X	X	X
Se remettre en couple suivant une rupture						X	X	X
Être en couple hypogame				X	X	X	X	X
Professionnels								
Être inactive	X	X	X	X	X	X	X	X
Être chômeuse de longue durée		X	X	X			X	X
Travailler à temps partiel		X	X	X	X	X	X	X
Revenus monétaires du ménage				X				
Vivre dans un ménage de faible niveau de vie				X				
Vivre dans un ménage pauvre				X				
Part des revenus monétaires du ménage en provenance de prestations sociales				X				
Résidentiels								
Vivre dans un ménage propriétaire	X	X	X	X	X	X	X	X
Vivre dans un logement social			X	X	X	X	X	X
Vivre dans un ménage en situation de précarité								X

Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

Les éléments relatifs aux parcours conjugaux

La première des mesures du devenir conjugal est celle liée au fait d'être ou non en couple, qui est approché par une variable calculée à partir des déclarations de relations entre les individus d'un même ménage recensé. En France et en Angleterre-Galles, aux recensements de 1981 et 1991, les relations de couple sont indirectement inférées à partir de la relation entre chaque

individu et le/la chef/fe du ménage[20]. Avec l'introduction d'une question sur la relation entre chaque paire d'individus du ménage au recensement d'Angleterre-Galles de 2001, les relations d'union sont directement saisies. Ces estimations sont également utilisées pour déterminer si une mère est ou non en situation de monoparentalité.

Dans le cas de la France, c'est l'état matrimonial légal qui nous permet de classer les mères selon qu'elles soient mariées ou non. Une mère peut donc être classée en tant que « mariée » si elle est séparée de son époux mais sans avoir divorcé. Les données de la LS sont plus précises et permettent d'isoler les individus séparés mais toujours légalement mariés. Pourtant, dans l'intérêt de la comparaison entre les pays, nous avons codé les mères anglaises séparées comme « mariées », comme c'est le cas pour les françaises.

Ces trois premiers indicateurs sont non exclusifs. Il est possible qu'une mère soit en couple et mariée ou pas, soit mariée et monoparentale ou pas, mais évidemment une femme en couple ne peut pas être en situation de monoparentalité.

La LS permet de juger si le conjoint de la mère à un recensement donné est le même qu'au recensement antérieur. Ce point peut être déduit à partir du sexe et de la date de naissance du conjoint. Si ces deux éléments sont identiques aux recensements *r* et *r+1*, nous pouvons déduire que la mère a le même conjoint. Couplée avec le fait d'être en couple, cette information permet d'observer si une mère a connu une rupture de couple sur une période intercensitaire, et si c'est le cas, si elle s'est remise en couple après cette rupture. Nous pouvons ainsi observer si les mères adolescentes anglaises ont des relations plus instables que les mères plus âgées.

Le dernier indicateur conjugal concerne l'homogamie. Nous observons si, lorsqu'elles sont en couple, les mères adolescentes sont dans des situations d'hypogamie (dans le sens féminin, à savoir que la CSP[21] de la femme est supérieure à celle de son conjoint) ou d'hypergamie (la CSP de la femme est inférieure à celle de son conjoint).

---

[20] Celles-ci sont saisies en champ libre dans le recensement français et en cochant des cas au recensement d'Angleterre-Galles.

[21] La construction de cette variable sera discutée dans la section 6.1.3.

Les éléments relatifs aux parcours professionnels

Dans cette deuxième famille d'indicateurs, nous nous intéressons, dans un premier temps, à l'activité professionnelle. À partir des nomenclatures d'activité économique, nous avons regroupé les mères des deux pays dans les catégories « active (ayant un emploi) », « chômeuse », « inactive » et « étudiante »[22]. Ce premier indicateur caractérise donc le fait d'être économiquement inactive – c'est-à-dire, chômeuse ou inactive – sans tenir compte des étudiantes. Pour les mères au chômage, nous distinguons le fait d'être ou non chômeuse de longue durée. Pour construire cet indicateur, nous retenons la définition de l'OCDE qui définit les individuels au chômage de longue durée comme ceux pour qui l'ancienneté de recherche d'emploi est de 1 an ou plus. Enfin, pour les mères actives, nous distinguons l'emploi à temps partiel. La définition du temps partiel peut être considérée comme « large » dans les deux pays. Le recensement français établit la distinction entre temps complet et temps partiel sans indication du nombre d'heures, tandis que le recensement d'Angleterre-Galles définit le temps partiel comme un temps de travail situé entre 1 et 30 heures par semaine.

La présence dans l'EDP des informations sur les revenus déclarés par les ménages fiscaux des individus EDP permet de réaliser une analyse des revenus disponibles des ménages des mères françaises. Nous nous intéressons aux revenus perçus au cours de l'année 2012 (et le cas échéant de 2013 si ceux de 2012 ne sont pas disponibles), et les mettons en relation avec les données issues du recensement de 2011 (données de l'EAR la plus proche de cette date). Ces données sont disponibles pour une sous-population de celle qui fait l'objet du présent chapitre : les mères recensées à une EAR, et pour qui nous disposons des données fiscales (n = 19 224). En nous appuyant sur ces informations, nous considérons alors quatre mesures. D'abord les revenus du ménage et le niveau de vie du ménage qui tient compte du nombre d'unités de consommation qui le composent. Ensuite, la proportion de mères vivant dans un ménage pauvre, qui est défini par un niveau de vie qui est strictement inférieur au seuil de pauvreté, à 60 % de la médiane des niveaux de vie. Enfin, nous observons la proportion de revenus disponibles du ménage provenant de prestations sociales.

[22] Nous avons écarté les invalides au travail parmi les anglaises.

Les éléments relatifs aux parcours résidentiels

Les deux premiers indicateurs des parcours résidentiels[23] auxquelles nous nous intéressons sont le fait de vivre dans un ménage propriétaire, ou dans un logement du parc social. Pour les mères anglaises, nous pouvons également mesurer le caractère précaire de leur logement lors du recensement de 2011. Cet indicateur prend en compte quatre dimensions : l'éducation, l'emploi, la santé et le logement. Un ménage est considéré en situation de précarité par rapport à l'éducation si tous ses membres n'ont qu'un niveau faible de diplôme ; en ce qui concerne l'emploi lorsqu'un membre du ménage (hors étudiants) est au chômage ou invalide du travail ; pour la santé si un membre du ménage se déclare avoir un mauvais ou très mauvais état de santé, ou une affection de longue durée ; enfin, au regard du logement, si le ménage est surpeuplé ou ne dispose pas de chauffage central. À partir de ces facteurs, nous avons créé deux indicateurs : (i) ménage précaire dans au moins 1 dimension et (ii) ménage précaire dans 3 dimensions ou plus.

6.1.3 Dérivation d'une hiérarchie des catégories socioprofessionnelles françaises

Les catégories socioprofessionnelles anglaises (« Classe sociale ») sont construites sur les catégories de profession et présentées d'une façon hiérarchisée. Remplacées en 2001 par la *National Statistics Socio-economic Classification* (NS-SEC), nous retenons l'échelle exposée dans le Tableau 6.2 (p. 261), car c'est celle qui était restée en vigueur durant la majorité des années vécues par la population des femmes concernées par les analyses réalisées dans cette partie de notre travail.

Quant aux catégories socioprofessionnelles françaises, elles ne sont pas organisées de manière hiérarchique. Pour créer un regroupement hiérarchisé des codes de la nomenclature des professions et catégories socioprofessionnelles (PCS)[24], nous avons choisi de reprendre le

[23] Ces parcours « résidentiels » concernent à la fois le logement (statut d'occupation) et le ménage (précarité).

[24] Les nomenclatures de PCS ayant varié dans le temps, ces codes sont harmonisés via la table de passage de nomenclature harmonisée des catégories sociales depuis 1968. Les codes résultants correspondent aux modalités de la nomenclature harmonisée Saphir (Système d'analyse de la population par l'historique des recensements).

modèle hiérarchique anglais. Notre but n'est pas de créer des groupes directement comparables à ceux de l'Angleterre-Galles – les professions, comme nous le montrerons ultérieurement sont trop diverses dans les deux pays pour le permettre – mais de créer une variable importante de contrôle pour l'étude du devenir socioprofessionnel des femmes en fonction de leur entrée dans la maternité.

Tableau 6.2 – Tableau de regroupement des catégories socioprofessionnelles anglaises

Classe sociale	Description de la profession	Regroupement en 3 catégories
I	Professionnel	Professionnel / intermédiaire
II	Cadres et techniciens	
IIIN	Qualifié - Non-manuel	Qualifié
IIIM	Qualifié - Manuel	
IV	Semi-qualifié	Semi-qualifié / non qualifié / autre
V	Non qualifié	
VI	Militaire	

Source : ONS.

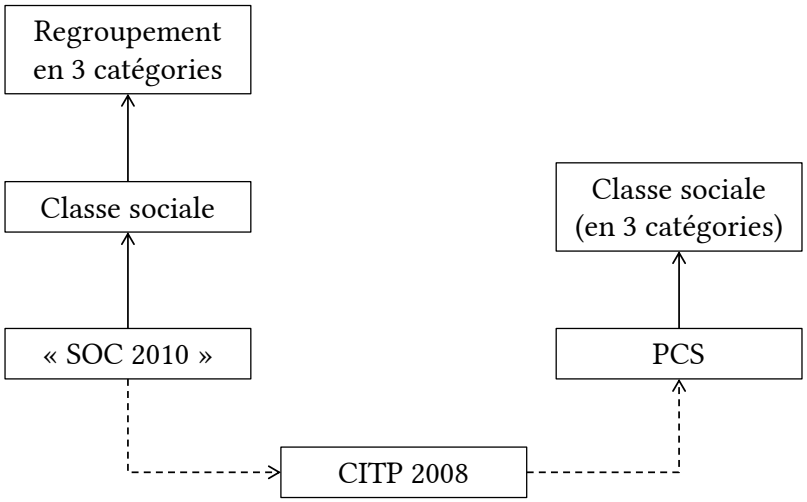
Afin de regrouper les codes de la PCS dans les trois groupes hiérarchisés[25], une exploitation de l'enquête Conditions de travail 2013 a été réalisée. Cette source permet la liaison entre les codes de la PCS en deux chiffres à disposition dans les fichiers de l'EDP, et les codes de la Classification internationale type des professions (CITP 2008). Ces derniers peuvent être reliés au niveau de la classe sociale anglaise et donc servir de « pont » pour faire le passage entre les codes des PCS français et anglais.

Le protocole de correspondance entre les PCS et la classe sociale est résumé dans la Figure 6.1 (p. 262). La première étape a consisté à relier chaque code CITP au niveau correspondant de la classe sociale. La classe sociale est basée sur la classification standard d'occupations (SOC 2010) qui peut ensuite, en passant par une table de correspondance, être liée à la CITP. Ce passage n'est pas sans difficulté : certains codes de la SOC 2010 correspondant aux différents niveaux de classe sociale, sont renvoyés à un même code CITP (Tableau 6.3, p. 263). Dans ces

[25] Les retraités et les inactifs sont inclus dans le groupe « Semi-qualifié / non qualifié / autre ». Une exploration des données (non présentée) a mis en évidence que ces individus se rapprochaient le plus de cette catégorie.

cas, la règle de la majorité a été appliquée, le niveau de classe sociale retenu étant celui qui comptait le plus d'individus au deuxième trimestre de l'année 2011.

Figure 6.1 – Processus de la création d'une hiérarchie en 3 niveaux de PCS



Une fois les codes CITP associés à un niveau de classe sociale, nous avons pu associer les codes harmonisés de la PCS à un niveau de classe sociale via l'enquête Conditions de travail, en prenant comme population les femmes et les hommes des générations 1959-1976, dont les premières font objet des analyses de cette partie. Deux problèmes se sont posés. Tout d'abord, certains codes de la CITP ne sont pas utilisés dans les deux pays et il existe donc de nombreux cas de codes CITP utilisés en France sans équivalence en Angleterre-Galles. Par ailleurs, le passage de la PCS vers un niveau de classe sociale n'est pas unique, chevauchant parfois deux voire l'ensemble des niveaux de la classe sociale.

Pour décider du niveau de la classe sociale qui correspond à un code PCS, nous appliquons une nouvelle fois la règle de la majorité. Trois cas de figure peuvent alors se présenter (Tableau 6.4, p. 264) :

(i) une franche majorité correspond à un seul niveau de classe sociale : plus de 30 % que la modalité suivante en rattachant celles qui sont sans équivalence à cette deuxième modalité ;

(ii) une courte majorité correspond à un seul niveau de classe sociale : moins de 30 % en plus que la modalité suivante ;

(iii) la majorité dépend de la résolution des codes sans équivalence.

Tableau 6.3 – Codes SOC 2010 de différents niveaux de classe sociale qui correspondent à un seul code CITP

CITP 2008	SOC 2010	Classe sociale	Regroupement en 3 catégories	Effectifs[(i)] (en milliers)	Regroupement en 3 catégories (unique par CITP 2008)
3213	3217	II	1	29	Qualifié
3213	7114	III N	2	72	
3341	4161	II	1	151	Professionnel / intermédiaire
3341	4162	III N	2	40	
3341	7220	II	1	123	
3344	1241	II	1	19	Qualifié
3344	4211	III N	2	69	
4110	4113	III N	2	170	Qualifié
4110	4114	II	1	60	
4223	7213	IV	3	15	Qualifié
4223	7214	III N	2	34	
5243	7121	IV	3	15	Qualifié
5243	7123	III M	2	19	
5312	6121	III M	2	176	Semi-qualifié / non qualifié / autre
5312	6125	IV	3	351	
5312	6126	IV	3	113	
5329	6144	II	1	30	Professionnel / intermédiaire
5329	6147	III M	2	14	
5412	3312	III N	2	172	Qualifié
5412	3315	IV	3	15	
6113	5112	II	1	15	Semi-qualifié / non qualifié / autre
6113	5113	IV	3	150	
6113	5114	IV	3	20	
7223	5221	III M	2	59	Qualifié
7223	8125	IV	3	50	
7231	5231	III M	2	193	Qualifié
7231	8135	IV	3	14	
8111	8122	III M	2	(ii)	Semi-qualifié / non qualifié / autre
8111	8123	IV	3	15	
9333	8233	V	3	15	Semi-qualifié / non qualifié / autre
9333	8239	III M	2	20	
9333	9260	IV	3	406	
9621	9219	III N	2	44	Qualifié
9621	9279	IV	3	26	

Source : ONS.

Notes : (i) effectifs au 2e trimestre 2011 ; (ii) taille d'échantillon trop faible pour fournir une estimation.

Tableau 6.4 – Répartition des effectifs par PCS harmonisées et classes sociales attribuées : femmes des générations 1959-1976

PCS harmonisées	Cas de figure	Classes sociales (en 3 catégories)				N
		Professionnel / intermédiaire	Qualifié	Semi-qualifié / non qualifié / autre	Sans équivalence	
Agriculteurs exploitants et patrons pêcheurs	(iii)	23,6	0,0	6,5	69,9	58 402
Artisans	(ii)	11,9	50,2	28,8	9,1	87 456
Commerçants et assimilés	(i)	65,0	16,4	0,0	18,6	118 576
Chefs d'entreprise 10 salariés ou plus	(ii)	53,3	0,0	0,0	46,7	30 945
Professions libérales	(i)	87,4	1,9	0,0	10,7	74 702
Cadres de la fonction publique	(i)	72,9	0,5	0,4	26,2	105 912
Professeurs, professions scientifiques	(i)	97,4	0,0	0,0	2,6	244 427
Professions de l'information, des arts et des spectacles	(i)	83,3	0,0	0,0	16,7	92 724
Cadres administratifs et commerciaux d'entreprise	(i)	79,3	1,9	0,0	18,8	361 692
Ingénieurs et cadres techniques d'entreprise	(i)	78,3	2,9	0,0	18,8	84 816
Instituteurs et assimilés	(i)	94,6	4,9	0,0	0,6	259 805
Professions intermédiaires de la santé et du travail social	(iii)	46,0	3,8	0,0	50,1	535 047
Clergé, religieux	(iii)	0,0	0,0	0,0	100,0	322
Professions intermédiaires administratives de la fonction publique	(iii)	49,6	33,0	1,3	16,1	146 471
Professions intermédiaires administratives et commerciales des entreprises	(ii)	59,7	32,5	0,2	7,6	502 751
Techniciens	(i)	64,8	9,9	2,4	22,9	65 980
Contremaîtres, agents de maîtrise	(ii)	35,8	48,7	5,3	10,1	38 559
Employés civils et agents de service de la fonction publique	(iii)	35,4	18,4	40,9	5,3	970 311
Policiers et militaires	(ii)	0,0	36,3	60,9	2,8	23 088
Employés administratifs d'entreprise	(ii)	6,4	56,4	0,0	37,3	654 026
Employés de commerce	(i)	0,0	90,5	8,5	1,0	350 164
Personnels des services directs aux particuliers	(iii)	1,2	0,8	45,9	52,0	754 916
Ouvriers qualifiés de type industriel ou artisanal	(ii)	0,2	31,8	59,9	8,1	185 012
Chauffeurs	(i)	0,0	92,8	0,0	7,2	24 258
Ouvriers qualifiés (manutention, magasinage et transport)	(iii)	0,0	37,6	35,1	27,3	24 744
Ouvriers non qualifiés de type industriel ou artisanal	(i)	0,2	5,6	76,4	17,7	323 172
Ouvriers agricoles	(iii)	4,0	0,0	21,4	74,6	37 025
Inconnu		19,4	59,4	21,2	0,0	1 181
Ensemble		36,5	21,6	19,4	22,4	6 156 484

Source : Enquête Conditions de travail (volet des actifs occupés) - 2013, DARES - Ministère du Travail et de l'Emploi [producteur], ADISP-CMH [diffuseur].

Champ : Femmes des générations 1959-1976 en France métropolitaine.

Lecture : La classe sociale auquel a été attribuée chaque PCS est entourée. 9,1 % des effectifs d' « artisans » (PCS = 21) n'ont aucune correspondance avec le codage de classe sociale. 50,2 % des effectifs correspondent à la catégorie « qualifié ». Cette PCS relève du deuxième cas de figure. Les artisans ont été classés dans la catégorie « qualifié ».

Dans les cas (i) et (ii), quelle que soit l'étendue de la majorité, la classe sociale à laquelle la majorité des effectifs correspond a été retenue. Dans le troisième type de cas[26], une exploration des codes sans équivalence a permis d'attribuer à ceux-ci des codes CITP existant dans les deux pays et donc, à les attribuer à un niveau de classe sociale. À la suite de cette attribution, la modalité de classe sociale majoritaire a été retenue. Quant aux hommes, la même méthode a été utilisée et les résultats sont identiques, à l'exception des ouvriers qualifiés de type industriel ou artisanal et des ouvriers qualifiés (manutention, magasinage et transport) qui sont basculés dans la classe sociale « Qualifié » en raison des proportions différentes selon le sexe.

Il résulte de ce classement qu'au maximum, 18,6 % des femmes seraient attribuées à une classe sociale qui ne leur correspond pas. Il est aussi important de souligner qu'au sein d'un groupe de PCS, la population peut être très hétérogène. Ce n'est donc qu'une façon de représenter la catégorie sociale d'appartenance d'un individu et ne constitue qu'un indicateur assez « approximatif ». Ce classement a été utilisé pour regrouper à la fois l'origine sociale des mères ainsi que leur CSP aux différents recensements.

6.2 L'impact de l'âge à la première naissance sur le devenir des mères adolescentes : une approche multiniveaux

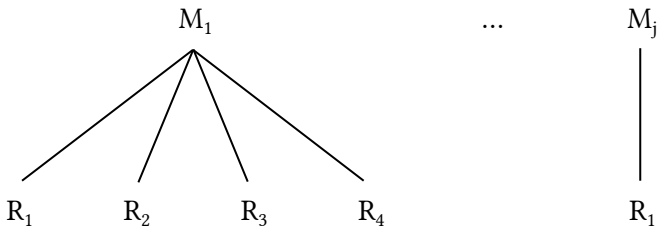
La structure des données de l'EDP et de la LS, l'observation répétée des mêmes individus à plusieurs moments dans le temps, se prêtent à l'utilisation des modèles multiniveaux sur mesures répétées. Les modèles multiniveaux présentent des avantages importants concernant les données portant sur des individus recensés à un nombre variable d'occasions. Ces modèles peuvent d'abord traiter des observations corrélées au sein d'un groupe. Dans notre application, par exemple, nous pourrions imaginer que le fait d'être mariée lors de recensements successifs est corrélé. Par ailleurs, les modèles multiniveaux peuvent traiter sans problème des observa-

[26] Quant aux femmes, elles sont concernées par les PCS suivantes : agriculteurs exploitants et patrons pêcheurs ; professions intermédiaires de la santé et du travail social ; clergé, religieux ; professions intermédiaires administratives de la fonction publique ; employés civils et agents de service de la fonction publique ; personnels des services directs aux particuliers ; ouvriers qualifiés (manutention, magasinage et transport).

tions manquantes. C'est le cas de la structure de nos données où les observations manquantes sont fréquentes, les mères n'étant pas observées à chacun des quatre recensements.

La structure des modèles appliqués dans cette section comprend deux niveaux, dont le niveau supérieur (niveau 2) correspond à la mère, et chaque occurrence du niveau inférieur (niveau 1) à un recensement lors duquel elle a été observée (Figure 6.2). Une mère *j* peut être observée à *i* recensements après la naissance de son premier enfant, qui varient d'un minimum d'une observation à un maximum de quatre (R_1, R_2, ..., R_4).

Figure 6.2 – Structure des modèles multiniveaux utilisés



Nos mesures binaires se prêtent à l'emploi des modèles logit. Ces modèles sont des modèles à effets aléatoires, du type à constante aléatoire[27]. Ils reposent sur les hypothèses d'une distribution normale des effets aléatoires indépendants (autour de moyenne zéro) et d'une indépendance entre ces effets aléatoires et les variables dépendantes. Nos modèles s'écrivent :

$$ln\left(\frac{\pi_{ij}}{1-\pi_{ij}}\right) = \alpha + A_j + aX_{ij} + bZ_j + cA_j + \mu_j$$

avec,

π_{ij} : la probabilité que Y=1 ;

α : une constante ;

A_j : l'âge de la mère *j* à la naissance de son premier enfant ;

aX_{ij} : un vecteur de variables de contrôle variants au niveau des recensements (niveau 1) ;

bZ_j : un vecteur de variables de contrôle au niveau des mères (niveau 2) ;

cA_j : un vecteur d'interactions avec l'âge de la mère *j* à sa première naissance[28] ;

μ_j : effet aléatoire associé aux mères.

---

[27] Nous supposons donc que les effets des variables sont les mêmes quel que soit le recensement.

[28] Les variables introduites comme interagissant avec l'âge de la mère à sa première naissance sont la génération et l'origine sociale de la mère ainsi que l'année du recensement (*cross level* interaction).

Quant à la variable explicative d'intérêt dans nos modèles, l'âge à la première naissance, nous prenons comme catégorie de référence le groupe d'âge modal de 25-29 ans qui comprend l'âge moyen à la première naissance pour la grande majorité des générations étudiées. Nous comparons l'effet d'une entrée dans la maternité à l'adolescence par rapport à une entrée « moyenne ». Ce découpage d'âge à la première naissance en quatre catégories vise à aller au-delà d'une simple classification binaire de mères adolescentes ou non, traditionnellement employée par des études existantes (*cf.* Geronimus et Korenman (1992), Ermisch et Pevalin (2003), Hotz *et al.* (2005), Holmlund (2005), Ashcraft et Lang (2006), Fletcher et Wolfe (2008), Ashcraft *et al.*, (2013)). Une approche similaire à la nôtre (découpage en 6 classes d'âge) a été utilisée pour examiner les impacts à courts termes (présence du partenaire, statut d'emploi de la mère, revenus) de l'âge à la première maternité au Royaume-Uni (Hawkes *et al.*, 2004).

Nous cherchons également à observer si les éventuels effets de l'âge à la première naissance varient en fonction de l'origine sociale des mères en introduisant cette interaction lorsqu'elle est significative. Des études montrent, en effet, que le lien entre une maternité à l'adolescence et la suite du parcours de vie de la jeune femme devenue mère ne relève pas d'une simple relation de cause à effet : les femmes issues de milieux précaires sont plus susceptibles d'être désavantagées, même si elles retardent leur entrée dans la maternité (Luong, 2008). Nous cherchons à analyser si l'origine sociale des mères adolescentes amplifie les associations avec une entrée précoce dans la maternité.

Au niveau des mères, nous contrôlons pour la génération, l'origine sociale et le niveau de diplôme le plus élevé[29], facteurs qui restent inchangés dans le temps. Lorsque nous le trouvons pertinent, nous introduisons également les interactions entre la génération et l'année du recensement avec l'âge à la première naissance. L'année du recensement sert à contrôler pour le contexte sociétal au moment du recensement. En effet, les femmes adolescentes dans les années 70 ont connu une économie, une société et des configurations et normes familiales différentes de celles ayant traversé leur adolescence au cours des décennies suivantes (Dris-

[29] Le niveau de diplôme en Angleterre-Galles est extrêmement hétérogène dans le temps. Nous utilisons un classement hiérarchisé dérivé par l'ONS qui regroupe les diplômes en 5 niveaux ordonnés plus une modalité « autre ».

coll, 2014), et nous tenons donc compte dans notre évaluation des effets de l'âge à la première naissance. En faisant un contrôle par génération, nous essayons autant que possible de réduire l'hétérogénéité au sein des cohortes constituées sur l'âge à la première naissance.

Les variables de contrôle au niveau des recensements, qui varient dans le temps, sont l'année du recensement, l'âge atteint dans l'année du recensement, la CSP, le nombre d'enfants, la durée écoulée depuis la naissance du dernier enfant, l'activité professionnelle, le fait d'être en couple ou non et, pour les mères anglaises, le quintile de l'index de Carstairs[30] dans lequel elles résident.

Les résultats présentés ci-après ne concernent que les odds ratios associés à la variable d'intérêt principal – l'âge à l'entrée dans la maternité. Les coefficients pour chacune des variables des modèles ainsi que les diagnostics correspondants sont exposés dans l'annexe III-A.

6.2.1 Le devenir conjugal

Dans les deux pays, il existe une relation forte entre l'âge auquel une femme entre dans la maternité et sa vie conjugale (Tableau 6.5, p. 269). Les mères adolescentes vivent moins souvent en couple, sont encore moins souvent mariées et plus souvent en situation de monoparentalité, toutes choses égales par ailleurs, que les femmes ayant eu leur premier enfant entre 25 et 29 ans, bien qu'en France, l'effet de l'âge à la première naissance semble moins marqué. Autrement dit, elles connaissent moins souvent les situations de vie conjugale « traditionnelles », ce qui, au moins dans les années passées, représentait la norme.

Si les mères adolescentes françaises et anglaises vivent moins souvent en couple par rapport aux mères âgées de 25 à 29 ans au moment de leur première naissance (OR = 0,5 et 0,3 respectivement en France et en Angleterre-Galles), les mères anglaises n'ayant aucun diplôme le sont aussi (OR = 0,5) comme celles qui, en France, ont un diplôme inférieur au baccalauréat. En Angleterre-Galles les mères au chômage (OR = 0,3), celles vivant dans les

[30] Un index de précarité de la zone de résidence basée sur les niveaux de chômage, de surpeuplement des ménages, d'accès à une voiture et de classe sociale.

zones géographiques les plus précaires (OR = 0,5) et celles de CSP « semi- / non qualifié / autre » (OR = 0,9) vivent moins souvent en couple. Dans les deux pays, les mères sont plus souvent en couple lors des premières années de la maternité que 10 ans plus tard (OR de 7,7 et 4,4 en France respectivement dans la première et la deuxième année suivant leur dernière naissance ; 4,7 et 3,2 en Angleterre-Galles).

Tableau 6.5 – Odds ratios des devenirs conjugaux selon l'âge à la première naissance

	France				Angleterre-Galles			
	≤ 18 ans	19-24 ans	25-29 ans	30 ans et plus	≤ 18 ans	19-24 ans	25-29 ans	30 ans et plus
Être en couple	0,48*	0,67*	1 (réf.)	1,16	0,27*	0,42*	1 (réf.)	1,71*
Être mariée	0,53*	0,71*	1 (réf.)	0,57*	0,17*	0,32*	1 (réf.)	1,24*
Être mère monoparentale	3,29*	1,67*	1 (réf.)	0,84	3,43*	2,42*	1 (réf.)	0,54*
Connaître une rupture du couple	-	-	-	-	2,53*	1,88*	1 (réf.)	0,74*
Se remettre en couple suivant une rupture	-	-	-	-	1,20*	1,22*	1 (réf.)	0,97
Être en couple hypogame féminine (F>H)†	0,90	1.09	1 (réf.)	1.02	1,30*	1,14*	1 (réf.)	0,70*

Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

*Notes : * significatif au seuil de 5 % ; - données non disponibles ; † modèle de régression logistique en France. Les tableaux complets sont inclus en annexe, Tableaux III-23 – III-32, p. 340-355.*

Quant au mariage, il existe une association positive entre l'âge à la première naissance et le fait d'être mariée en Angleterre-Galles. Les mères adolescentes le sont moins souvent (OR = 0,2) et les primomères de 30 ans et plus le plus fréquemment (OR = 1,2). En France, si comme leurs homologues anglaises, les mères adolescentes sont moins souvent mariées (OR = 0,5), les plus âgées des primomères le sont également (OR = 0,6). Dans les deux pays un gradient positif existe avec le niveau de diplôme. Les plus qualifiées étant les plus souvent mariées. En outre, en Angleterre-Galles, ce gradient existe aussi entre le mariage et l'origine sociale, la classe sociale et le fait de vivre dans une zone moins précaire. Dans chaque pays, les mères adolescentes ont été plus souvent mariées lors des décennies passées (surtout les années 80 et 90) qu'aujourd'hui (2011). Cette situation s'applique également aux mères adolescentes des générations anciennes. Toutes choses égales par ailleurs, les mères adolescentes anglaises des générations 1959-1964 (OR = 0,4) et 1965-1969 (OR = 0,2) et françaises des générations 1959-1964 (OR = 1,0) ont été plus souvent mariées que celles nées entre 1970 et 1976 (OR égaux respectivement à 0,2 et 0,5 en Angleterre-Galles et en France).

Concernant la monoparentalité, les mères adolescentes y sont confrontées plus fréquemment que les primomères de 25-29 ans (OR de 3,3 en France et 3,4 en Angleterre-Galles). En Angleterre-Galles, elle est particulièrement associée aux mères adolescentes des générations les plus récentes (1970-1976) qu'à celles des plus anciennes (1959-1964, OR de 3,4 contre 1,1), tandis qu'aucune différence générationnelle n'est observée en France. Dans les deux pays, ce sont les mères d'origine sociale « semi- / non qualifié / autre » (OR = 1,2 dans chaque pays) et de faible niveau de diplôme (aucun en Angleterre-Galles et inférieur au baccalauréat en France) qui sont les plus souvent en situation de monoparentalité. Il existe également en Angleterre-Galles de fortes associations avec les mères chômeuses (OR = 3,7) ou étudiantes (OR = 4,8). Si le fait d'avoir un seul enfant est associé à la monoparentalité (OR = 2,4 dans les deux pays), la naissance d'un enfant semble protéger de la monoparentalité qui est rare dans les années qui suivent immédiatement la naissance d'un enfant. La présence d'un enfant de bas âge réduit probablement le risque d'une rupture de couple.

Les mères adolescentes anglaises ont une probabilité plus forte (OR = 2,5) de rompre avec leur conjoint sur une période intercensitaire que celles âgées de 25-29 ans à leur première naissance, alors que celles des générations 1959-1964 semblent avoir des relations plus durables (OR de 1,7 contre 2,5 pour celles nées entre 1970 et 1976). Les ruptures de couple surviennent plus souvent chez les mères chômeuses (OR = 2,5) ou étudiantes (OR = 2,4), celles n'ayant aucun diplôme (OR = 1,3) ainsi que chez celles vivant dans les zones géographiques les plus précaires (OR = 1,2).

Si les mères adolescentes anglaises sont les plus nombreuses à connaître des ruptures de couple, elles sont pourtant plus enclines (OR = 1,2) à se remettre en couple avec un nouveau partenaire pendant la même période intercensitaire après une rupture. La formation d'un nouveau couple est, toutes chose égales par ailleurs, plus fréquent chez les femmes actives et de classe sociale « professionnel / intermédiaire ». Les nouveaux couples se forment également plus souvent dans les années qui suivent la naissance d'un enfant, ce qui pourrait suggérer que la venue d'un enfant exerce une influence de consolidation d'un couple.

Concernant leurs conjoints, les mères adolescentes anglaises ont une propension plus forte à vivre au sein d'un couple hypogame (et inversement moins dans un couple hypergame

- modèles non présentés) que les mères plus âgées (OR = 1,3). Il semble que la raison pour laquelle les mères adolescentes ont plus souvent une CSP plus élevée que leurs conjoints réside dans le faible niveau d'études de ce dernier. Cette explication confirmerait le constat que les mères adolescentes forment des unions avec des hommes économiquement moins attractifs (*cf.* Ermisch et Pevalin, 2003 ; 2005).

6.2.2 Le devenir professionnel

En France et en Angleterre-Galles, une entrée dans la maternité durant l'adolescence est associée à une probabilité plus élevée d'être inactive dans les années qui suivent la naissance du premier enfant. Toutes choses égales par ailleurs, dans les deux pays, les mères adolescentes ont une plus forte probabilité d'être inactives par rapport à celles qui sont entrées dans la maternité âgée de 25 à 29 ans, les odds ratios respectifs associés étant de 2,0 en France et 1,5 en Angleterre-Galles (Tableau 6.6, p. 272). Cet effet d'âge à la première naissance est plus discriminant en France, car l'inactivité y est plus commune pour les mères qu'en Angleterre-Galles. Parmi les mères adolescentes françaises, l'année interagit avec l'âge à la première naissance, le rapport avec l'inactivité étant plus prononcé lors des années passées, surtout en 1990. Pour les mères adolescentes anglaises, un effet générationnel est observé, celles appartenant aux générations les plus anciennes étant moins souvent inactives que celles qui sont nées entre 1970 et 1976 (OR de 1,8 contre 0,5). Nous observons également chez les anglaises que les mères adolescentes d'origine « semi- / non qualifié / autre » sont plus souvent inactives que celles issues d'un milieu « qualifié ». Pour les primomères anglaises plus âgées, l'inverse est observé, celles issues d'un milieu « professionnel / intermédiaire » étant plus souvent inactives. Ce constat peut à la fois être dû à une recherche d'activité plus difficile et/ou à un regard différent vis-à-vis du rôle de la mère dans la famille.

Dans chacun des pays, les mères les moins diplômées sont les plus enclines à être inactives. La structure familiale semble exercer de la même manière son influence dans les deux pays, les mères ayant le plus d'enfants étant le plus souvent inactives (OR associé à 3 enfants ou plus de 2,6 en France et de 2,1 en Angleterre-Galles), ainsi que celles vivant hors couple (respectivement 1,2 et 1,9 en France et en Angleterre-Galles). L'inactivité est aussi le plus sou-

vent rencontrée dans les années qui suivent une naissance et diminue ensuite au cours des années dans chaque pays.

Tableau 6.6 – Odds ratios des devenirs professionnels selon l'âge à la première naissance

	France				Angleterre-Galles			
	≤ 18 ans	19-24 ans	25-29 ans	30 ans et plus	≤ 18 ans	19-24 ans	25-29 ans	30 ans et plus
Être inactive	1,97*	1,31*	1 (réf.)	1,62*	1,49*	1,27*	1 (réf.)	0,98
Être chômeuse de longue durée	1,08	1,04	1 (réf.)	1,21	1,00	1,07	1 (réf.)	1,23
Travailler à temps partiel	0,77*	0,80*	1 (réf.)	1,43*	0,41*	0,55*	1 (réf.)	1,25*

Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

*Note : * significatif au seuil de 5 %. Les tableaux complets sont inclus en annexe, Tableaux III-33 – III-38, p. 357-366.*

Parmi les mères au chômage, il n'y a aucune association entre le chômage à longue durée (à la recherche d'emploi pour une durée d'au moins 1 an) et l'âge à la première naissance. Dans chacun des pays, ce sont les mères faiblement diplômées qui sont le plus souvent, de longue date à la recherche d'emploi, ainsi que les mères vivant hors couple. Toutes choses égales par ailleurs, les mères françaises étaient plus souvent confrontées au chômage à longue durée en 1990 et en 1999 qu'en 2011 (OR respectivement de 1,5 et 2,5), tandis que les mères anglaises étaient moins souvent dans cette situation en 2001 par rapport à 2011 (OR = 0,5).

Parmi les mères occupant un emploi, ce sont les mères adolescentes qui travaillent le moins souvent à temps partiel (OR respectivement de 0,8 et 0,4 en France et en Angleterre-Galles), et moins encore chez les générations anglaises les plus anciennes (OR de 0,3 dans les cohortes 1959-1964 et 1965-1969 par rapport à 0,4 pour celles nées entre 1970 et 1976). Un gradient d'âge à la première naissance est observé, les plus âgées ayant une plus grande probabilité de travailler à temps partiel. Les raisons de cette tendance pourraient être que les emplois occupés par les mères adolescentes offrent, dans une moindre mesure, l'occasion de travailler à temps partiel, ou plus probablement, que leurs configurations familiales – le plus souvent monoparentale et donc elles sont la seule source de revenus – ne convienne pas à ce mode de travail. Un bas salaire, associé aux frais de garde rendant le temps partiel non rentable en termes d'amélioration de la situation économique du ménage.

Dans les deux pays, les mères sans diplôme travaillent plus souvent à temps partiel (OR de 1,3 en France et de 1,4 en Angleterre-Galles) ainsi que celles ayant 3 enfants ou plus (respectivement 1,9 et 1,5). En Angleterre-Galles nous observons un gradient entre le travail à temps partiel et la classe sociale, celles de la catégorie « semi- / non qualifié / autre » travaillant le plus souvent à mi-temps (OR = 1,9), alors que celles de classe sociale « professionnel / intermédiaire » y ont moins recours (OR = 0,3). Ces dernières ont également une probabilité moins élevée à travailler à temps partiel en France (OR = 0,6). Dans les deux pays, les mères exercent plus souvent un travail à temps partiel avant que leur dernier enfant ait atteint l'âge de 10 ans, sauf pour les mères anglaises qui travaillent moins souvent à mi-temps dans l'année suivant leur dernière maternité (OR = 0,9).

Les revenus des ménages des mères françaises

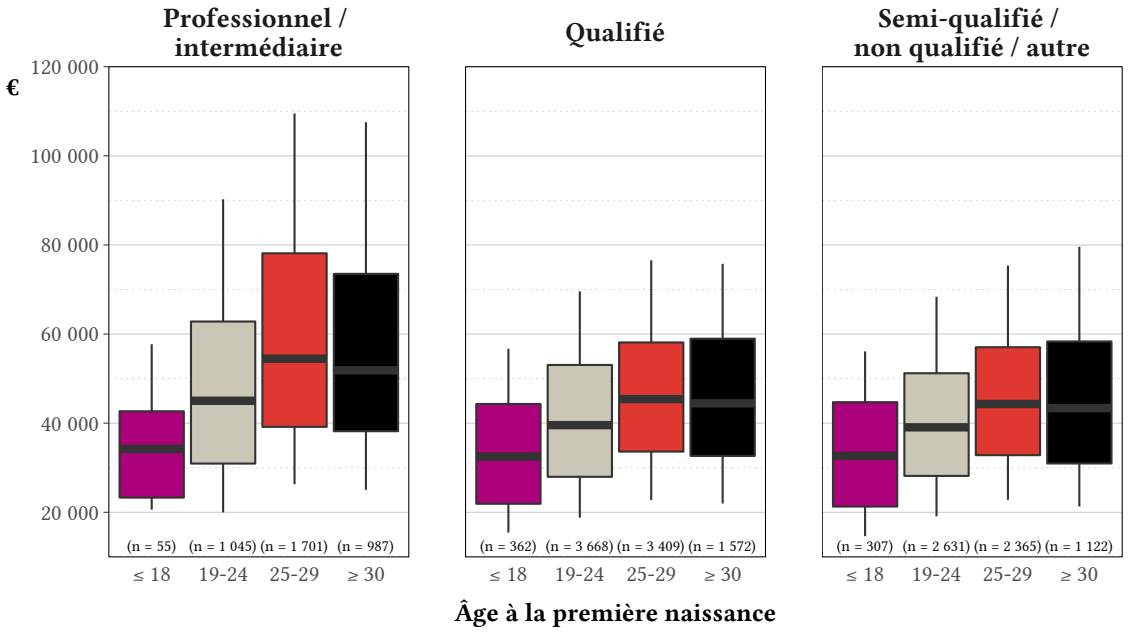
Les revenus monétaires médians du ménage[31] sont plus faibles pour les mères adolescentes que pour les autres mères. Les revenus médians des ménages des mères adolescentes est de 32 709 € par an, ce qui représente plus de 7 000 € en moins que le revenu médian de ménages de mères ayant eu leur premier enfant entre 19 et 24 ans (40 026 €), et plus de 14 000 € en moins que les mères qui sont entrées dans la maternité à partir de 25 ans (respectivement 46 579 € et 46 010 € chez les primomères de 25-29 ans et 30 ans ou plus).

La variance des revenus des ménages des mères adolescentes est plus faible que celle des autres mères, la moitié de leurs ménages ayant des revenus compris entre 21 830 € et 44 294 €. Les revenus des 10 % des ménages les plus pauvres des mères adolescentes ne dépassent guère le seuil de 15 000 € par an. S'il y a peu de différence entre la distribution des revenus monétaires des ménages selon les origines sociales « qualifié » et « semi-qualifié / non qualifié / autre » à âge égal à l'entrée dans la maternité, pour les femmes d'origine sociale « professionnelle / intermédiaire » étant entrées dans la maternité à partir de 25 ans, les revenus de leurs ménages sont plus élevés que celles d'origines sociales plus faibles et présentent surtout une plus grande

[31] Ces revenus comprennent à la fois ceux de la mère, mais aussi ceux des éventuels autres membres du ménage (conjoint, parents).

variance (Figure 6.3). Cet effet est moins marqué pour les mères ayant eu un premier enfant entre 19 et 24 ans. Concernant les mères adolescentes pour qui nous disposons des données sur leurs revenus, il n'existe que 55 cas provenant d'une origine sociale « professionnelle / intermédiaire ».

Figure 6.3 – Distribution des revenus monétaires du ménage selon l'âge à la première naissance et l'origine sociale



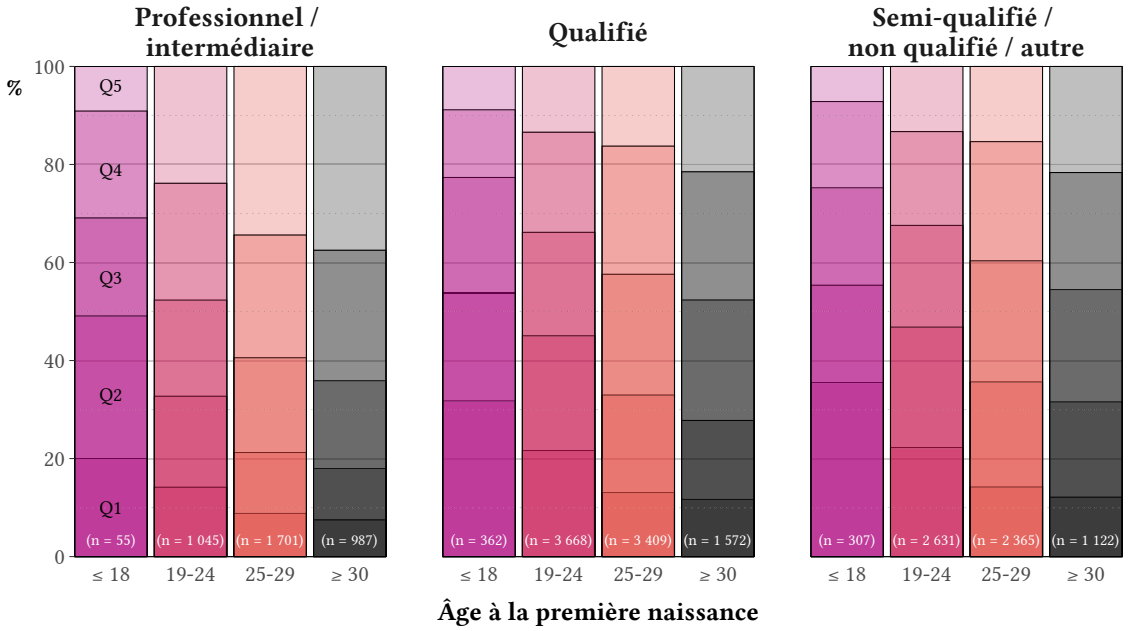
Source : Échantillon démographique permanent.

Note : Les « moustaches » des boîtes correspondent aux valeurs des 10e et 90e centiles.

Si nous examinons la distribution des ménages par quintile de niveau de vie (Figure 6.4, p. 275), qui tient compte du nombre d'unités de consommation au sein du ménage, nous constatons une relation presque linéaire entre cette distribution et l'âge à la première naissance – les ménages des femmes devenues mères aux âges les plus jeunes sont davantage concentrés dans les quintiles de niveau de vie les plus faibles (Q1 et Q2). Sur l'ensemble des mères adolescentes, plus de la moitié (54,1 %) vivent dans un ménage situé dans les deux quintiles de niveau de vie les plus faibles, alors que cette proportion est d'un quart (26,3 %) pour les mères ayant eu leur premier enfant à 30 ans ou plus. La distribution du niveau de vie des ménages varie pour chaque groupe d'âge à la première naissance en fonction de l'origine sociale des mères. À âge

égal à la première naissance, une origine sociale plus faible se traduit par une plus grande présence au sein des ménages les plus pauvres et, corrélativement, une moindre présence au sein des ménages les plus aisés. Pour chaque origine sociale, une relation est observée entre une entrée précoce dans la maternité et un niveau de vie plus faible.

Figure 6.4 – Distribution des niveaux de vie (en quintiles) des ménages selon l'âge à la première naissance et l'origine sociale



Source : Échantillon démographique permanent.

Lecture : 20,0 % des mères adolescentes d'origine « professionnel / intermédiaire » vivent dans un ménage dans le premier quintile de niveau de vie. Cette proportion est de 31,8 % pour les mères adolescentes d'origine « qualifié ».

Notes : Q1 = quintile de niveau de vie le plus bas ; Q5 = quintile de niveau de vie le plus élevé.

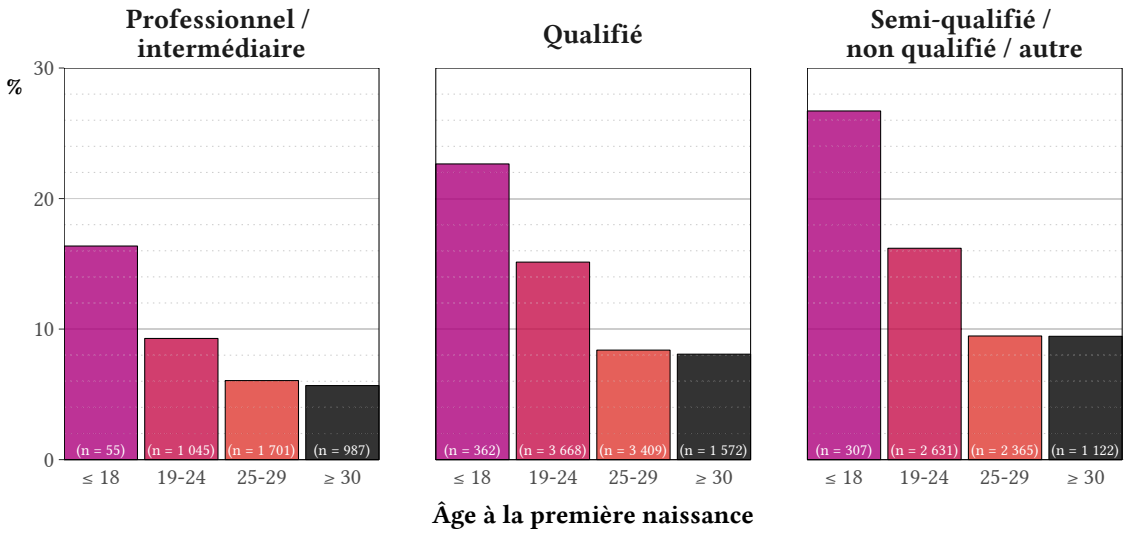
Une régression logistique ordinale[32] confirme la plus forte probabilité qu'une mère ayant eu un enfant durant son adolescence vive au sein d'un ménage à faible niveau de vie, par comparaison aux mères ayant eu leur premier enfant âgée de 25 à 29 ans. Comparées à ces dernières, les mères adolescentes ont une probabilité plus élevée de vivre au sein d'un ménage de faible niveau de vie (OR = 1,2). À l'inverse, les femmes qui sont entrées dans la maternité

[32] Modèle à odds proportionnels dont les résultats complets sont présentés en annexe - Tableau III-45 (p. 379).

après l'âge de 30 ans ont une probabilité moins forte de vivre au sein d'un ménage de faible niveau de vie (OR = 0,9). Toutes choses égales par ailleurs, les caractéristiques individuelles des mères qui augmentent le plus la probabilité de vivre dans un ménage de faible niveau de vie sont l'inactivité et le chômage (OR respectivement de 3,5 et 3,0 par rapport aux mères actives), de ne pas vivre en couple (OR = 3,4 par rapport aux mères en couple) ou le fait de n'avoir aucun diplôme (OR = 1,5 par rapport aux détentrices d'un CAP/BEP).

Partant du constat que les mères adolescentes vivent le plus souvent dans un ménage de faible de niveau de vie, il s'en suit qu'une plus grande part d'entre elles vivent dans un ménage « pauvre » : presque un quart d'entre elles (23,9 %). Une origine sociale élevée exerce un effet « protecteur » (Figure 6.5), la proportion des mères vivant dans un ménage pauvre à chaque groupe d'âge à la première naissance étant significativement moins forte. Cet effet « protecteur » du milieu social semble jouer davantage pour les mères les plus jeunes, dont la proportion vivant dans un ménage « pauvre » varie le plus en fonction de leur origine, 26,7 % des mères adolescentes issues d'origine « semi-qualifié / non qualifié / autre » vivent dans un ménage pauvre contre 22,7 % d'origine « qualifié » et 16,4 % de celles issues d'origine « professionnel / intermédiaire » (n = 55).

Figure 6.5 – Proportion de mères vivant dans un ménage « pauvre » selon l'âge à la première naissance et l'origine sociale

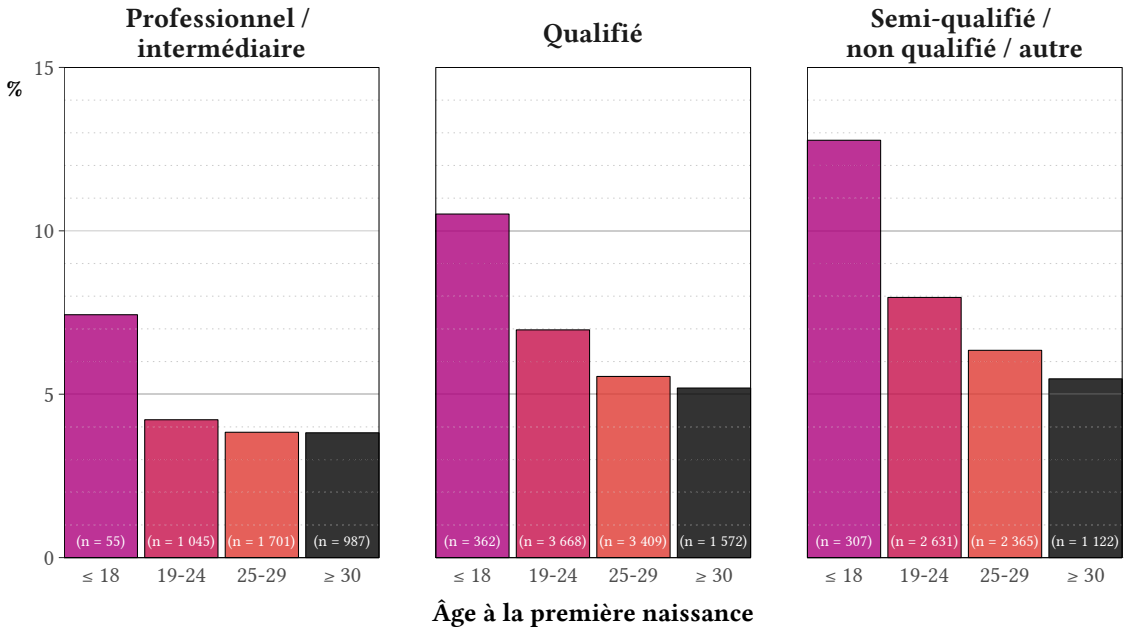


Source : Échantillon démographique permanent.

Une régression logistique souligne le lien entre une maternité à l'adolescence et le fait de vivre dans un ménage pauvre, toutes choses égales par ailleurs. Les mères ayant eu leur premier enfant avant leur 19e anniversaire ont une probabilité plus élevée de vivre dans un ménage pauvre que celles ayant eu leur premier enfant entre les âges de 25 et 29 ans (OR = 1,5). Les caractéristiques renvoyant les odds ratios les plus importants sont le fait d'être inactives ou chômeuses, de ne pas être en couple et de n'avoir aucun diplôme (*cf.* Tableau III-46 en annexe – p. 380). Par contraste avec les statistiques descriptives, la régression n'indique pas d'association entre l'origine sociale et la probabilité de vivre dans un ménage pauvre.

Si la proportion de revenus issus de prestations sociales des mères adolescentes est plus élevée que pour les femmes entrées plus tardivement dans la maternité – 11,2 % contre 6,8 %, 5,3 % et 4,8 % aux autres groupes d'âge – elle ne représente cependant qu'une faible partie des revenus disponibles du ménage. Cependant, elle est moins élevée à âge égal à la première naissance chez les mères d'origine « professionnelle / intermédiaire » que chez celles dont les origines sociales sont plus basses (Figure 6.6).

Figure 6.6 – Proportion des revenus monétaires du ménage issus de prestations sociales selon l'âge à la première naissance et l'origine sociale



Source : Échantillon démographique permanent.

Quant à ces deux derniers indicateurs, une étude britannique portant sur les impacts court terme liés à l'âge à la naissance du premier enfant, montre que lorsque le premier enfant est âgé de 9 mois, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de vivre dans un ménage pauvre et de recevoir des allocations basées sur les ressources du ménage diminue avec l'âge à la première maternité et est aussi moins élevée pour chaque classe d'âge par rapport aux primomères âgées de 18 ans ou moins (Hawkes *et al.*, 2004).

6.2.3 Le devenir résidentiel

En ce qui concerne leurs situations résidentielles, les mères adolescentes habitent moins souvent au sein des ménages propriétaires et plus souvent dans un logement du parc social (Tableau 6.7). Ces deux faits sont intrinsèquement liés entre eux, les facteurs associés étant souvent inversés.

Tableau 6.7 – Odds ratios des devenirs résidentiels selon l'âge à la première naissance

	France				Angleterre-Galles			
	≤ 18 ans	**19-24 ans**	**25-29 ans**	**30 ans et plus**	**≤ 18 ans**	**19-24 ans**	**25-29 ans**	**30 ans et plus**
Vivre dans un ménage propriétaire	0,17*	0,42*	1 (réf.)	0,99	0,19*	0,40*	1 (réf.)	0,83
Vivre dans un logement social	3,24*	1,81*	1 (réf.)	1,00	5,15*	2,80*	1 (réf.)	0,76
Vivre dans un ménage précaire dans au moins 1 dimension†	-	-	-	-	1,73*	1,46*	1 (réf.)	0,95
Vivre dans un ménage précaire dans 3 dimensions ou plus†	-	-	-	-	2,12*	1,86*	1 (réf.)	0,99

Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

*Notes : * significatif au seuil de 5 % ; - données non disponibles ; † modèle de régression logistique. Les tableaux complets sont inclus en annexe, Tableaux III-41 – III-44, p. 372-377.*

Si les mères adolescentes dans les deux pays ont des odds ratios à vivre dans un ménage propriétaire de magnitude comparable (0,17 et 0,19 respectivement en France et en Angleterre-Galles), par rapport aux mères ayant eu leur premier enfant entre 25 et 29 ans, ce sont les anglaises qui ont une probabilité encore plus forte de vivre dans un logement social (OR de 5,2 contre 3,3 en France).

Dans les deux pays, les mères adolescentes les plus diplômées vivent plus souvent au sein d'un ménage propriétaire et moins souvent dans un logement du parc social. Cette forme de relation inversée s'applique aussi à l'âge[33] (l'accès à la propriété augmente avec l'âge), la CSP, et la durée écoulée depuis une maternité (les mères habitent moins souvent dans un ménage propriétaire lors des premières années qui suivent une naissance). Par ailleurs, les mères hors couple habitent plus souvent dans un logement social (OR = 12,6 en France, 5,4 en Angleterre-Galles).

Pour les mères adolescentes anglaises, l'origine sociale modifie significativement la probabilité de résider dans un logement du parc social. Par rapport aux mères adolescentes issues d'un milieu « qualifié », celles issues d'une famille d'origine « professionnelle / intermédiaire » ont une probabilité réduite de vivre dans un logement social (OR de 3,3 versus 5,2), et celles d'origine « semi- / non qualifié / autre » une probabilité plus élevée (OR = 6,4).

6.3 Les trajectoires conjugales, professionnelles et résidentielles observées à travers les recensements de la population

En complément de l'usage des modèles multiniveaux pour illustrer le risque différentiel de connaître certaines situations à l'avenir selon l'âge auquel une femme est entrée dans la maternité, nous étudierons les trajectoires des mères selon leur âge à la première naissance. En effet, cette première approche est quelque peu limitée dans la mesure où nous obtenons un aperçu global sur le devenir des mères, mais peu d'information sur l'évolution dans le temps de leurs situations à partir de leur entrée dans la maternité. Pour y remédier, nous étudierons par la suite, les parcours de vie des mères à partir des informations collectées à chaque recensement auquel elles ont été repérées après leur première naissance.

[33] Entre 15-19 ans, il n'y a pas de différence significative car à ces âges, une grande partie de mères, à savoir les mères adolescentes, vivent toujours au foyer familial et donc le statut d'occupation dépend non pas d'elles, mais de leurs parents.

Les observations des mères aux recensements consécutifs suivant leur entrée dans la maternité constituent ces trajectoires. Elles ont toutes été recensées lors du premier recensement qui a immédiatement suivi la naissance de leur premier enfant, et au moins à celui qui a suivi ce dernier recensement, ce qui fait un minimum de deux observations consécutives pour constituer une « trajectoire ». Il en résulte que les mères étudiées sont une sous-partie de celles figurant dans la section précédente. Les trajectoires étudiées ont donc une longueur minimale d'une période intercensitaire (observation à deux recensements consécutifs) et une longueur maximale de trois périodes intercensitaires (observation à quatre recensements consécutifs). Compte tenu du calendrier différent de recensement dans les deux pays, la durée des périodes intercensitaires varie à la fois entre les deux pays et, pour la France, entre les recensements. Nous suivons plus de 14 000 mères françaises et 35 000 mères anglaises[34] dans leurs parcours de vie et nous notons la proportion d'entre elles qui est observée à chaque recensement dans les situations de vie décrites dans la section précédente (vit en couple, mère monoparentale,…) et comment ces proportions évoluent au fil du temps.

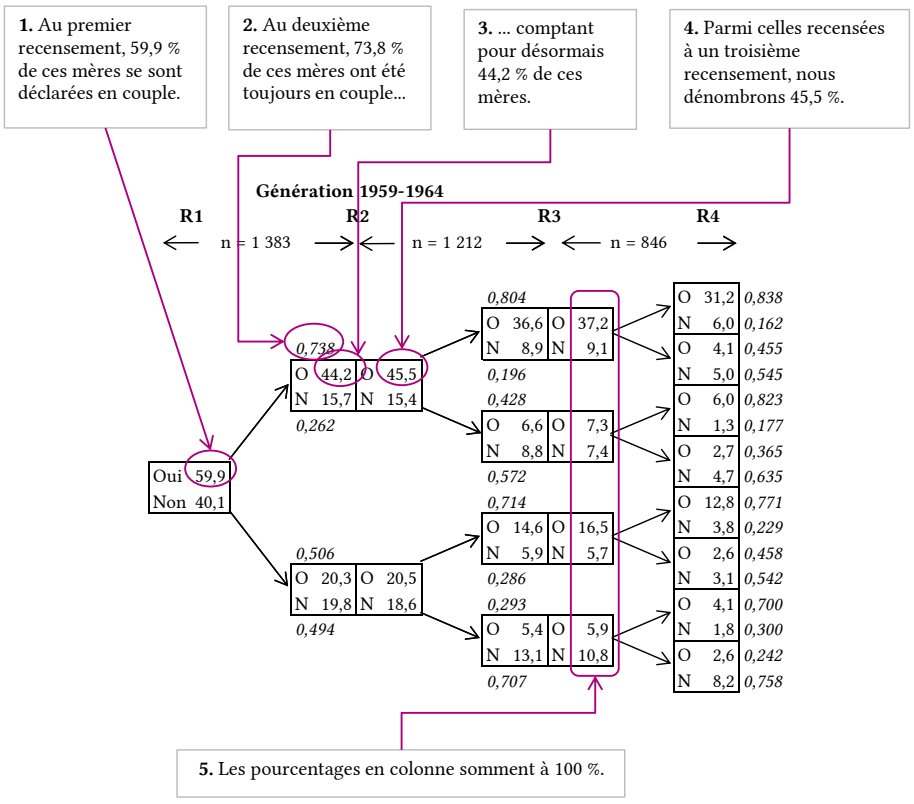
Idéalement, il serait souhaitable de présenter chaque parcours par âge à la première naissance en fonction des interactions significatives (parmi la génération, le recensement et l'origine sociale) dans les modèles multiniveaux. Cette perspective ne pourra cependant pas être réalisée en raison de trop faibles effectifs. En effet, les mères adolescentes constituent le groupe des mères le moins important en taille, surtout en France. Si nous ventilions leurs parcours selon le recensement (pour isoler les effets contextuels de l'époque) nous ne pourrions pas établir une comparaison selon l'âge à la première naissance (notre variable explicative d'intérêt), car chaque groupe d'âge ne serait pas représenté à chaque recensement, les mères les plus âgées des cohortes les plus récentes n'étant pas encore mères lors des premiers recensements. Comme nous le savons, l'âge à la première naissance, la génération et le recensement sont liés par la relation âge-période-cohorte (âge à la première naissance-recensement-génération dans notre étude) et nous avons donc choisi de ne présenter les parcours qu'en fonction de l'âge à la première naissance et la génération des mères.

[34] Effectifs par génération en annexe III-22 (p. 339).

Pour chacun des parcours, nous présenterons à la fois la part des mères dans la situation de vie étudiée (pour qui Y=1), et la probabilité de se trouver (ou non) dans cette situation conditionnelle à celle au recensement précédent. Les parcours ressemblent ainsi à des arbres de probabilité et, pour cette raison, dans les cas où la disponibilité des données est incomplète, il n'est pas possible de les étudier pour chacune des mères. Par exemple, en France, le fait de vivre dans un logement social n'est pas disponible aux recensements de 1982 et de 1990. En outre, pour les mères adolescentes des générations 1959-1964, qui sont toutes entrées dans la maternité avant ce dernier recensement, il est impossible de les observer au premier recensement suivant leur entrée dans la maternité et nous ne pouvons donc pas, au recensement de 1999, les placer par rapport à leurs situations aux recensements précédants.

Afin de faciliter la lecture des trajectoires présentées, le Figure 6.7 présente un exemple annoté.

Figure 6.7 – Trajectoire annotée - trajectoire de vie en couple, mères adolescentes en Angleterre-Galles des générations 1959-1964



Source : ONS Longitudinal Study.

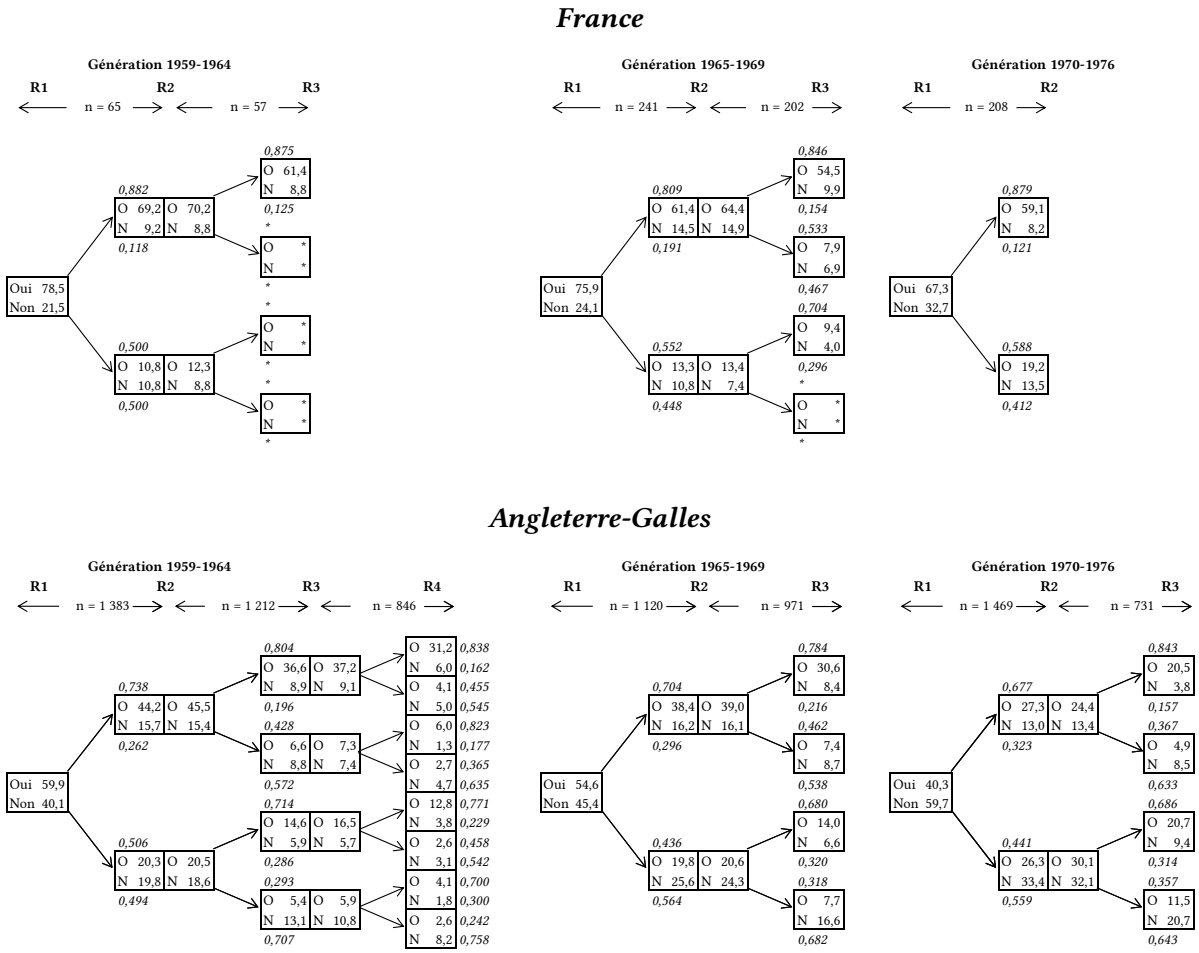
6.3.1 Les parcours conjugaux

Au premier recensement qui suit la naissance du premier enfant, ce qui représente la période initiale de la maternité, les mères adolescentes françaises et anglaises vivent, dans chaque génération, moins souvent en couple que les mères plus âgées (Figure 6.8, p. 283). Les mères adolescentes françaises restent cependant plus souvent en couple que leurs homologues anglaises. Dans les deux pays, la proportion de mères vivant en couple lors de cette première phase diminue avec les générations, et pour les anglaises nées à partir de 1970, ne pas être en couple est la situation la plus commune pour les mères adolescentes.

Si dans la suite de leurs parcours, la proportion de mères adolescentes vivant en couple augmente dans chacun des deux pays, elle reste cependant inférieure à celle qui est observée pour les mères des autres groupes d'âge. Une vie conjugale stable, que nous définissons comme vivant en couple à chaque observation, est moins souvent observée chez les mères adolescentes, et est moins fréquente dans les générations les plus récentes. Davantage de mères adolescentes françaises que d'anglaises connaissent une vie conjugale stable, la probabilité d'être en couple au recensement *r+1* pour celles qui l'étaient au recensement *r* étant plus élevée et, pour les françaises, équivalentes à celle des primomères plus âgées. Cette probabilité est particulièrement plus élevée entre les deux premiers recensements auxquels les mères ont été observées. Une hypothèse pourrait être l'indication de relations plus stables en France qu'en Angleterre-Galles avec le père du premier enfant, ce qui les sources ne permettent malheureusement pas de vérifier.

À l'inverse, les mères qui ne sont jamais recensées en couple sont aussi le plus souvent celles qui ont eu leur premier enfant durant leur adolescence. Cette situation est plus fréquente en Angleterre-Galles qu'en France, en particulier pour les générations les plus récentes. Ce point indique soit l'existence d'une vie de couple absente et persistante chez les mères adolescentes, soit des relations moins stables et moins longues, ce qui réduit la probabilité d'être observées en couple lors d'observations transversales qui caractérisent notre suivi.

Figure 6.8 – Trajectoires de vie en couple des mères adolescentes selon la génération et le pays



Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

*Notes : Trajectoire non disponible pour les mères adolescentes françaises déjà mère au RGP 1982 (variable non disponible à ce recensement). Les pourcentages dans les cases sont les pourcentages en colonne. Les chiffres en italique indiquent la probabilité d'être en couple (ou pas) au recensement r+1 en l'ayant déjà été (ou pas) au recensement r. Les trajectoires entre le 2e et le 3e recensement des mères adolescentes françaises des générations 1970-1976 ne sont pas présentées en raison des faibles effectifs (n = 57). Les trajectoires pour chaque groupe d'âge à la première naissance sont incluses en annexe (Figures III-1 et III-2, p. 381-382). * = valeur omise afin de respecter le secret statistique.*

Quant au mariage, les mères adolescentes sont pour la plupart moins souvent mariées au moment de l'observation qui suit leur entrée dans la maternité. Les mères adolescentes anglaises sont moins souvent mariées que les françaises dans la période initiale de leur maternité (Figure 6.9, p. 285), l'association entre l'âge à la première naissance et le mariage étant plus forte en Angleterre-Galles. Cette relation est linéaire, car ce sont les mères les plus âgées

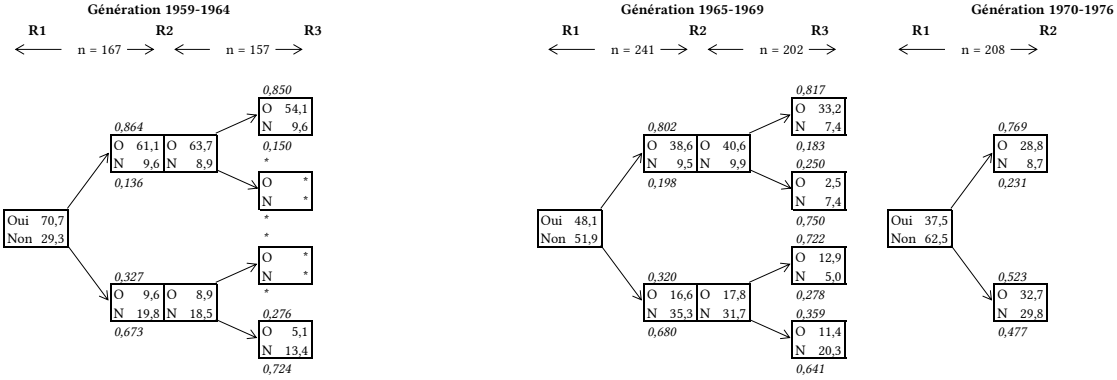
qui sont le plus souvent mariées tandis qu'en France, elle suit la forme d'un « U » inversé, les mères ayant eu leur premier enfant après l'âge de 30 ans étant moins nombreuses à être mariées au moment de leur première observation, par rapport à celles ayant eu leur premier enfant entre les âges de 19 et 29 ans. Les mères issues des plus anciennes de générations sont également moins nombreuses à être mariées que les mères adolescentes. Au recensement suivant la naissance du premier enfant, quel que soit l'âge à l'entrée dans la maternité et au fil des générations, la part des mères mariées qui diminue reflète la tendance à la dissociation entre le mariage et la maternité.

La probabilité d'être mariée au recensement *r+1* pour les femmes déjà mariées au recensement *r* diminue en France au fil des générations pour les mères entrées dans la maternité avant l'âge de 30 ans. Autrement dit, le taux de divortialité sur une période intercensitaire augmente. Il est plus élevé chez les mères adolescentes, d'autant plus pour les mères adolescentes anglaises. L'évolution du taux de divortialité est moins nette, fluctuant d'une génération à une autre, bien qu'il semble que pour les générations nées à partir de 1965, le risque de divorcer diminue avec la durée du mariage, tout comme pour les mères des autres âges.

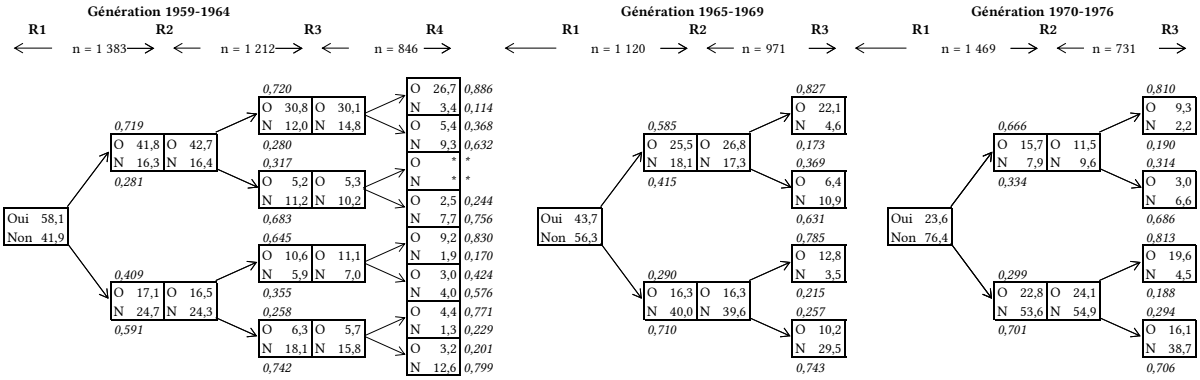
Les mères adolescentes sont plus souvent confrontées à la monoparentalité dans les deux pays, et ce, tout au long de la vie. Si la proportion de mères adolescentes en situation de monoparentalité reste relativement stable au fil des recensements, au niveau individuel, la monoparentalité permanente demeure rare, les mises en couples et les ruptures d'union faisant osciller les mères d'un état à l'autre. Au niveau des cohortes, cette situation devient de plus en plus fréquente pour les anglaises des générations les plus récentes (Figure 6.10, p. 286). En France, en revanche, le niveau de monoparentalité des mères adolescentes est moins élevé et reste stable au fil des générations. En Angleterre-Galles, la sortie d'une situation de monoparentalité est plus fréquente chez les mères adolescentes que chez les mères les plus âgées, du fait probablement de leur plus jeune âge qui offre davantage d'opportunités sur le « marché conjugal ». En France, en revanche, la monoparentalité ne peut pas être reliée à l'âge à la première naissance.

Figure 6.9 – Trajectoires matrimoniales des mères adolescentes selon la génération et le pays

France



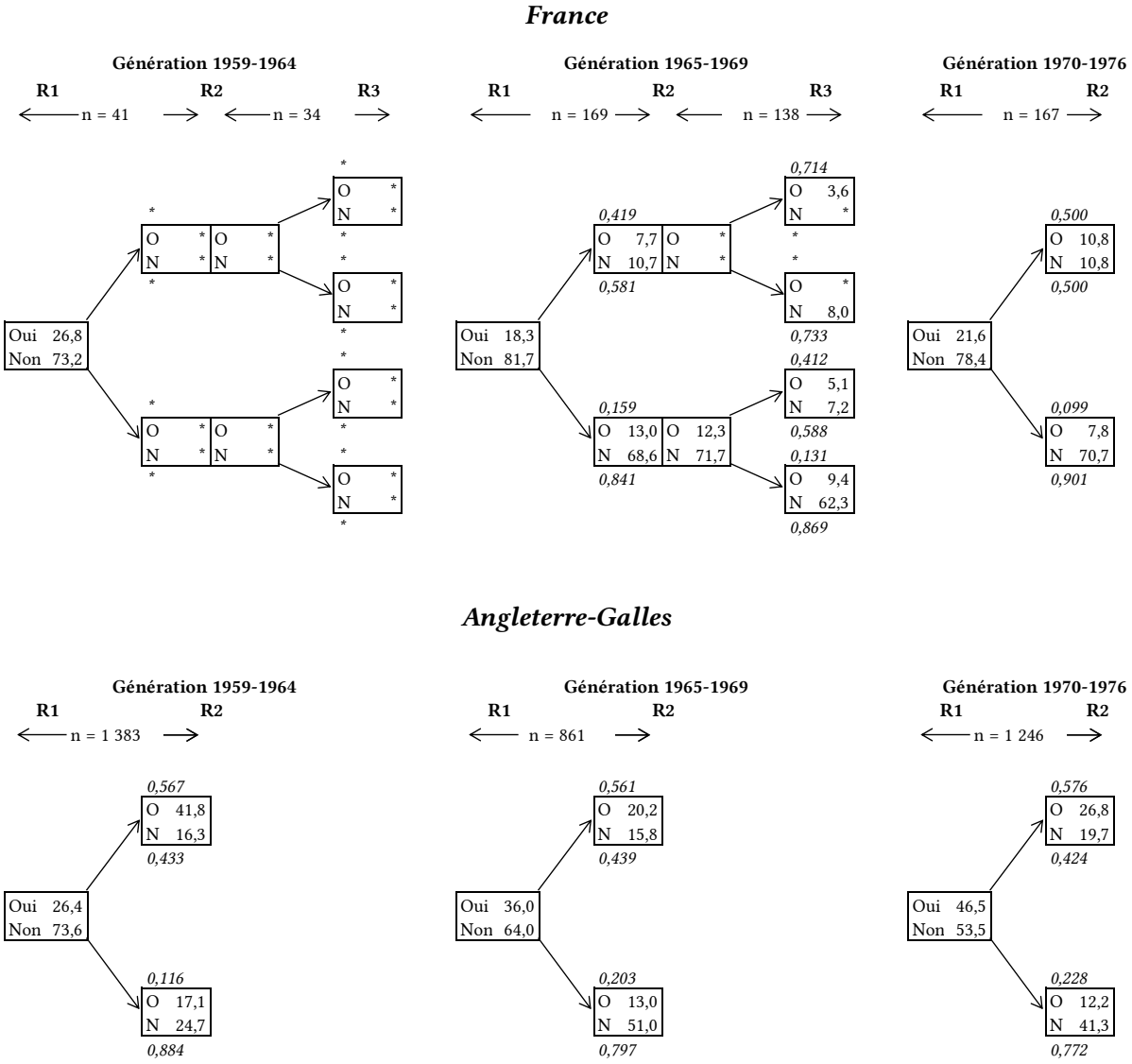
Angleterre-Galles



Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

*Notes : Les pourcentages dans les cases sont les pourcentages en colonne. Les chiffres en italique indiquent la probabilité d'être mariée (ou pas) au recensement r+1 en l'ayant déjà été (ou pas) au recensement r. Les trajectoires entre le 2e et le 3e recensement des mères adolescentes françaises des générations 1970-1976 ne sont pas présentées en raison des faibles effectifs (n = 57). Les trajectoires pour chaque groupe d'âge à la première naissance sont incluses en annexe (Figures III-3 et III-4, p. 383-384). * = valeur omise afin de respecter le secret statistique.*

Figure 6.10 – Trajectoires de monoparentalité des mères adolescentes selon la génération et le pays



Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

*Notes : Les pourcentages dans les cases sont les pourcentages en colonne. Les chiffres en italique indiquent la probabilité d'être mère monoparentale (ou pas) au recensement r+1 en l'ayant déjà été (ou pas) au recensement r. Les trajectoires entre le 2e et le 3e recensement des mères adolescentes françaises des générations 1970-1976 ne sont pas présentées en raison des faibles effectifs (n = 57). Les trajectoires pour chaque groupe d'âge à la première naissance sont incluses en annexe (Figures III-5 et III-6, p. 385-386). * = valeur omise afin de respecter le secret statistique.*

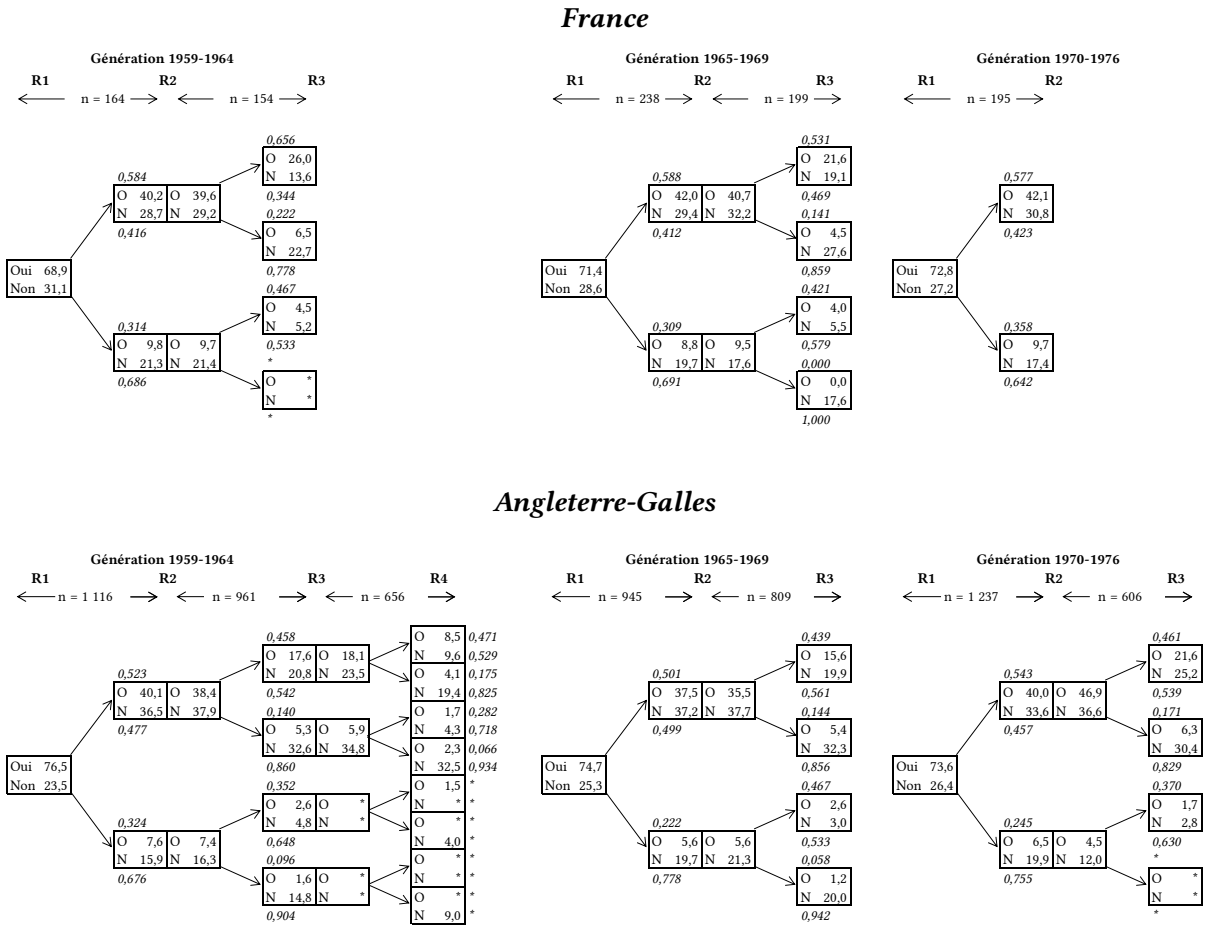
6.3.2 Les parcours professionnels

En ce qui concerne les mères adolescentes des deux pays, la plupart d'entre elles (environ 7 sur 10) sont inactives au moment du premier recensement suivant leur entrée dans la maternité (Figure 6.11, p. 288). Cette situation reste inchangée au fil des générations. En effet, il y a un fort effet d'âge à la première naissance. La proportion des mères inactives diminue rapidement lorsque l'âge à la première naissance augmente. Au cours de la vie, la proportion des mères adolescentes inactives diminue, tout comme pour les plus âgées à leur entrée dans la maternité. Nous pouvons supposer qu'il existe un effet d'âge des enfants à charge, et que les enfants en bas âge limitent la possibilité d'exercer une activité économique. Si la proportion des mères adolescentes inactives diminue, une partie importante de celles-ci reste inactives tout au long de leur vie : plus de 1 mère adolescente sur 5 en France et entre 15 % et 20 % en Angleterre-Galles. Au cours de la vie, les évolutions de l'inactivité vers l'activité et vice-versa sur une période intercensitaire vont davantage dans le sens d'une entrée dans l'activité. Cette tendance devient plus marquée avec l'augmentation de la durée écoulée depuis la première naissance.

La proportion de mères adolescentes actives travaillant à temps partiel diminue au cours de leur vie, ce qui renforce l'idée d'une plus grande facilité à concilier une vie active avec une vie familiale lorsque le temps depuis la première naissance augmente, et donc que les enfants grandissent. En Angleterre-Galles[35], dans chacune des générations, plus de la moitié des mères adolescentes actives au premier recensement suivant leur entrée dans la maternité travaillaient à temps partiel, situation qui augmente dans les générations les plus récentes. Si au bout de deux périodes intercensitaires (environ 20 ans) après leur premier recensement en qualité de mère, la proportion de celles toujours actives et travaillant à temps partiel a diminué, elle concerne cependant un quart d'entre elles.

[35] Les effectifs sont insuffisants pour analyser le cas des mères adolescentes françaises.

Figure 6.11 – Trajectoires d'inactivité (chômage ou inactivité) des mères adolescentes selon la génération et le pays



Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

Champ : Mères non étudiantes.

*Notes : Les pourcentages dans les cases sont les pourcentages en colonne. Les chiffres en italique indiquent la probabilité d'être inactive (ou pas) au recensement r+1 en l'ayant déjà été (ou pas) au recensement r. Les trajectoires entre le 2e et le 3e recensement des mères adolescentes françaises des générations 1970-1976 ne sont pas présentées en raison des faibles effectifs (n = 45). Les trajectoires pour chaque groupe d'âge à la première naissance sont incluses en annexe (Figures III-7 et III-8, p. 387-388). * = valeur omise afin de respecter le secret statistique.*

6.3.3 Les parcours résidentiels

Dans la période initiale de la maternité, vivre dans un logement propriétaire est plus rare pour les mères adolescentes que pour les mères plus âgées à la naissance de leur premier enfant, une relation qui est presque linéaire dans les deux pays entre cette situation et l'âge

à l'entrée dans la maternité. La proportion de nouvelles mères résidant dans un ménage propriétaire diminue au fil des générations. À tous les stades de la vie, la part des mères dans cette catégorie est moins élevée en France qu'en Angleterre-Galles, surtout pour les mères qui sont entrées dans la maternité à 25 ans ou plus. La part des mères adolescentes vivant en ménage propriétaire augmente au cours de la vie (comme pour les autres mères) et pour celles que nous observons à trois recensements successifs, après 15 à 20 ans depuis leur première naissance selon le pays, la majorité d'entre elles entrent dans cette catégorie (Figure 6.12, p. 290). Cette proportion qui augmente pour chaque groupe d'âge des mères indique que l'accès à la propriété s'inscrit et évolue dans les projets familiaux et qu'il se met en place avec la réalisation de ces projets, la naissance des enfants suivants, etc. Une fois que la propriété est acquise, il est plutôt rare de constater une marche arrière, surtout chez les mères les plus âgées à la naissance de leur premier enfant. Cependant, le passage d'un logement propriétaire vers une autre forme d'occupation de logement est plus habituel pour les mères adolescentes anglaises que les françaises et il augmente au cours des générations récentes. Cette évolution pourrait être liée à des changements dans leur mode d'habitation durant la période initiale de la maternité, notamment du fait de quitter le foyer parental.

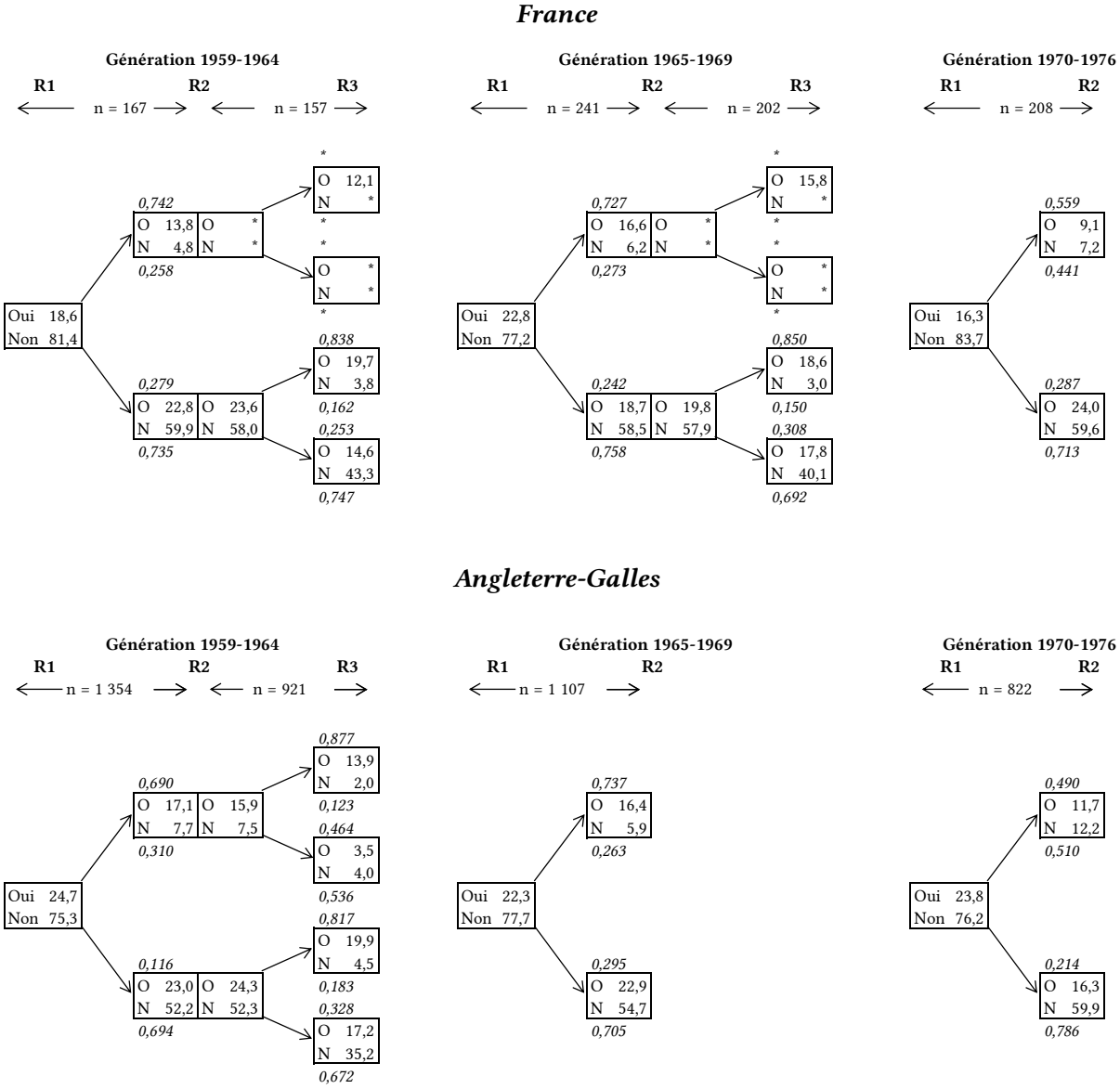
Pour les mères adolescentes anglaises[36] qui ne vivent pas dans un logement propriétaire, elles ont plus souvent recours au parc des logements sociaux qu'au parc privé, ce qui est le cas pour 8 à 9 d'entre elles sur 10 suivant la génération[37], dans la période initiale de leur vie maternelle. Globalement, environ deux tiers des mères adolescentes vivent dans un logement social au recensement qui suit la naissance de leur premier enfant (Figure 6.13, p. 291). Tout comme pour l'acquisition de la propriété, la dépendance du parc social comme source de logement diminue pour les mères adolescentes au cours de leur vie.

---

[36] Ne pouvant observer les mères françaises qu'au recensement général de 1999 et à une EAR, nous n'observons que les mères adolescentes des générations 1970-1976 (n = 133) qui aussi vivre majoritairement dans un logement social à cette période de leur vie.

[37] Par exemple, pour le 75,3 % des mères adolescentes nées entre 1959 et 1964 ne vivant pas en ménage propriétaire, 87,8 % vivent dans un logement de parc social, soit 66,1 % de l'ensemble.

Figure 6.12 – Trajectoires de résidence dans un logement propriétaire des mères adolescentes selon la génération et le pays



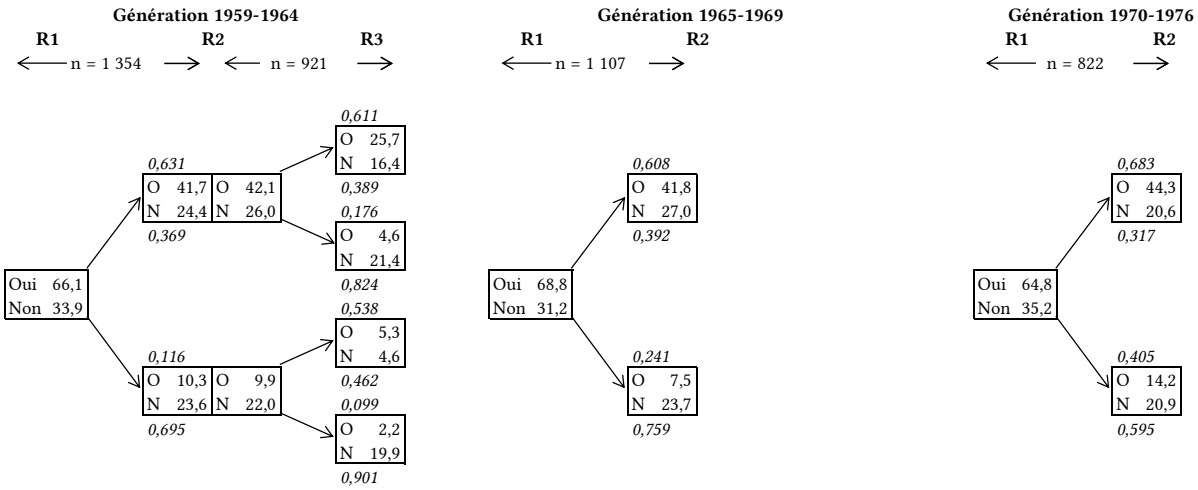
Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

*Notes : Les pourcentages dans les cases sont les pourcentages en colonne. Les chiffres en italique indiquent la probabilité de vivre en logement propriétaire (ou pas) au recensement r+1 en l'ayant déjà été (ou pas) au recensement r. Les trajectoires entre le 2e et le 3e recensement des mères adolescentes françaises des générations 1970-1976 ne sont pas présentées en raison des faibles effectifs (n = 34). Les trajectoires pour chaque groupe d'âge à la première naissance sont incluses en annexe (Figures III-11 et III-12, p. 391-392). * = valeur omise afin de respecter le secret statistique.*

Figure 6.13 – Trajectoires de résidence dans un logement social des mères adolescentes selon la génération et le pays

France

Angleterre-Galles



Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

*Notes : Les pourcentages dans les cases sont les pourcentages en colonne. Les chiffres en italique indiquent la probabilité de vivre en logement social (ou pas) au recensement r+1 en l'ayant déjà été (ou pas) au recensement r. Les trajectoires pour chaque groupe d'âge à la première naissance sont incluses en annexe (Figures III-13 et III-14, p. 393-394). * = valeur omise afin de respecter le secret statistique.*

6.4 Les défis de l'étude des devenirs des mères adolescentes

Si nos analyses montrent des devenirs différents selon l'âge auquel une mère est entrée dans la maternité, il existe cependant plusieurs limites à notre analyse. La première approche que nous avons mobilisée a été celle des modèles multiniveaux sur mesures répétées, à savoir, les observations d'une même mère aux plusieurs recensements au fil de sa vie. Cette méthode n'est pourtant qu'un point de départ. Elle renvoie à une mesure de la situation moyenne dans leur devenir, ce qui ignore des évolutions au cours de la vie. Afin de compléter ces résultats initiaux, nous avons alors observé les parcours des mères au cours de leur vie, en analysant l'évolution de certaines situations au fil des recensements auxquels elles ont été observées. Notre suivi des parcours de mères porte également ses limites, compte tenu des sources utilisées. L'EDP et la LS cumulent des observations transversales – les recensements – qui sont éloignées dans le temps les unes des autres et nous n'observons pas ce qui se passe entre deux recensements, ce qui risque d'introduire des biais. Pourtant, si nous ne disposons pas d'une vision intégrale de l'avenir des mères suite à leur première naissance à partir de ces sources, des alternatives, notamment, les observations rétrospectives des enquêtes, fournissent certes des informations spécifiques, mais le plus souvent pour des populations de mères adolescentes de tailles nettement plus faibles et ont les inconvénients des effets de sélection, de mémoire (Auriat, 1991), etc.

Dans les études prospectives, la question est de démêler une causalité du reflet des situations préexistantes (Hotz *et al.*, 2005). Dans notre travail, nous avons cherché à vérifier si les mères adolescentes auraient connu des évolutions futures comparables dans leurs vies, si elles avaient retardé leur entrée dans la maternité. Il est cependant difficile d'apporter une réponse précise à cette question, car il est impossible de savoir ce que la femme serait devenue sans avoir eu un enfant à ce moment-là (Ermisch et Pevalin, 2003). En effet, du fait de l'absence d'un groupe « contrôle » à qui comparer les mères entrées dans la maternité durant l'adolescence, il est donc délicat de conjecturer si les devenirs plus difficiles associés à une maternité adolescente, ce que nous avons montré dans ce chapitre, en résultent de l'entrée précoce dans la maternité *per se* ou des désavantages socioéconomiques préexistants (Lee, 2010). Bien que nous ayons essayé de contrôler les effets d'origine sociale/du milieu social autant que possible, nous

avons comparé les femmes devenues mères durant l'adolescence à celles qui étaient entrées plus tardivement dans la maternité. Si cette approche est plus sophistiquée qu'une comparaison binaire, comparant les femmes devenues mères durant l'adolescence à celles ne l'étant pas devenues, d'autres comparaisons auraient été mieux adaptées. En effet, dans la Partie II nous avons montré des facteurs associés à une entrée dans la maternité durant l'adolescence, qui préexistaient donc à l'arrivée de l'enfant et qui auraient pu déterminer le devenir de ces femmes. Dans ce cas, les différences observées pourraient être en partie liées à un effet de sélection.

Si les mères adolescentes avaient eu typiquement des origines désavantagées et d'autres caractéristiques avant leur entrée dans la maternité que prédisaient des avenirs plus difficiles en l'absence d'une maternité très précoce (Holmlund, 2005), comment pourrions-nous le vérifier ? D'autres études ont développé des stratégies différentes afin de pouvoir effectuer des comparaisons plus pertinentes. Ainsi, une comparaison entre sœurs américaines dont l'une a connu une maternité à l'adolescence (Geronimus et Korenman, 1992) a tenté de tenir compte de l'origine sociale et du milieu familial dans lequel les femmes ont grandi. Elle indique que le non-contrôle de ces facteurs peut exagérer la magnitude des effets d'une maternité précoce, mais que l'hétérogénéité entre sœurs biaise également les estimations infrafamiliales. Cette méthode a également été appliquée à des sœurs suédoises (Holmlund, 2005), analyse qui conforte les résultats de l'étude américaine.

Chez des économistes, des approches utilisant des variables instrumentales ont été favorisées. Dans ces cas, une variable dite instrumentale, à savoir endogène et corrélée avec la maternité, est introduite dans des modèles de régression afin d'enlever des biais liés à l'endogénéité, notamment la causalité inverse. Les instruments proposés proviennent de l'histoire génésique des femmes, reposant sur les fausses couches et les IVG. Hotz *et al.* (1997 ; 2005) ont ainsi développé une méthode qu'ils ont appelé une « expérience naturelle », à travers laquelle ils ont comparé des adolescentes ayant connu une maternité à d'autres ayant débuté une grossesse qui a abouti en une fausse couche. Le principe de cette méthode s'appuie sur l'idée que celles ayant connu une fausse couche permettent de voir ce qui se serait passé en l'absence de maternité. Dans le contexte américain de leur étude, une absence de causalité a

été trouvée entre une maternité à l'adolescence et de « mauvais » résultats survenant plus tard dans la vie, et même que les mères adolescentes travaillaient plus et gagnaient davantage que si elles avaient retardé leur entrée dans la maternité.

D'autres études (Ermisch et Pevalin, 2003, 2005 ; Ashcraft et Lang, 2006 ; Fletcher et Wolfe, 2008) ont utilisé des approches similaires pour comparer des mères adolescentes à celles ayant eu recours à l'IVG en cas de grossesse durant l'adolescence.

Comparer des adolescentes ayant donné naissance à celles ayant eu recours à une IVG semble ignorer l'important effet de sélection qu'est celui du choix de mener une grossesse à son terme. Établir des comparaisons avec celles ayant connu une fausse couche semble plus judicieux, même s'il a été admis qu'une partie d'entre elles auraient eu recours à l'IVG dans les cas où la fausse couche est intervenue tôt dans la grossesse (Ashcraft et Lang, 2006). Mais cette comparaison ignore également l'effet de sélection dans la grossesse durant l'adolescence. Comme nous l'avons montré dans la Partie I, les facteurs liés à l'utilisation de la contraception et à l'entrée précoce dans la sexualité sont stratifiés et susceptibles d'influencer le devenir. De toute façon, l'absence de données sur l'histoire des grossesses des femmes dans l'EDP et la LS ne permettaient pas d'envisager de telles analyses.

6.5 Synthèse du Chapitre 6

Nous avons observé qu'il est vrai que les plus jeunes mères à l'entrée dans la maternité dans les deux pays traversent certaines situations plus « difficiles » que des primomères plus âgées, « désavantages » qui semblent moins toucher les françaises que leurs homologues anglaises. Les mères adolescentes sont plus nombreuses à connaître des modes de vie « non traditionnels » et, en Angleterre-Galles, plus souvent à vivre en situation de monoparentalité. Dans leur vie professionnelle, elles sont plus souvent inactives, situation qui est encore plus marquée en Angleterre-Galles parmi les femmes issues des milieux sociaux plus bas. Ayant pu étudier les revenus des ménages des mères françaises, nous avons noté les revenus les plus faibles chez les mères adolescentes. Ce fait semble cependant être davantage associé aux caractéristiques telles que l'inactivité, le faible niveau de diplôme ou la monoparentalité qu'à l'âge

à la première naissance *per se*. Nous avons également observé chez ces mères françaises un « effet protecteur » contre la pauvreté d'une origine sociale élevée. Si les mères adolescentes françaises disposent de moins de revenus que les plus âgées, la notion d'une dépendance de l'État est sans réel fondement, puisque seuls 10 % de leurs revenus proviennent des prestations sociales.

Étudier les parcours des mères suivant leur entrée dans la maternité complète l'approche plutôt économétrique de l'utilisation des modèles multiniveaux et nous a permis de voir les évolutions des situations rencontrées par les mères adolescentes au cours de leurs vies. Nous avons montré que ces situations s'améliorent au cours de leur vie, des difficultés représentent plutôt une turbulence qu'une permanence. En effet, certaines de ces difficultés, comme par exemple, l'accès au travail ou à la propriété, sont liées à la temporalité de l'entrée dans la maternité qui intervient à un moment de la vie où les ressources (économique et de capital humain) sont plus faibles, ce qui renforce en partie le paradoxe entre l'adolescence et la maternité.

Compte tenu du défi méthodologique et les limites des sources utilisées (absence du couplage des données médicales – fausse couche, IVG), nous ne pouvons pas attester des liens de causalité entre l'âge à la première naissance et les devenirs observés, mais seulement des associations. En effet, devenir mère durant l'adolescence est le résultat d'une série d'effets de sélection – dans la sexualité, dans le recours à la contraception, dans la grossesse et finalement dans la maternité – dont chacun est plus fort que le précédent (comme montré dans la Partie I). Démêler ces biais de sélection et ainsi d'« *évaluer les « vrais » effets des maternités à l'adolescence reste un objectif élusif* » (Lee, 2010 : 698)[38].

[38] Traduction de l'auteur.

Conclusion

Conclusion

L'objectif de cette thèse a été d'aborder le phénomène d'une entrée dans la maternité à l'adolescence dans une perspective comparative entre deux pays, qui partagent quelques traits socioéconomiques, mais se distinguent en matière féconde, et notamment à l'égard des mères adolescentes. Nous avons fait le choix de traiter de cette problématique dans une perspective longitudinale en nous plaçant à trois moments différents de la vie des mères adolescentes : avant, au moment de, et après la naissance de leur premier enfant.

***

Dans notre étude du temps d'« avant-maternité », nous avons examiné les comportements sexuels des adolescentes françaises et anglaises. Nous avons d'abord observé que, dès la première partie de l'adolescence, ce que nous avons développé à partir de l'enquête HBSC auprès d'étudiants de 15 ans, il existe des différences notables entre ces deux populations (Chapitre 1). Les adolescentes anglaises ont leur premier rapport sexuel plus précocement que leurs homologues françaises. Plus important encore, elles ont un moindre recours à la contraception lors de premiers rapports sexuels. Les jeunes anglaises se distinguent aussi des garçons dans leurs comportements sexuels et contraceptifs au début de leur adolescence. Elles ont plus souvent une entrée précoce dans la sexualité ainsi qu'une moindre couverture contraceptive. Si nous avons montré l'existence de différences entre les deux pays, déterminer des facteurs spécifiques dans chacun des pays s'est avéré plus difficile.

Multiplier la probabilité d'avoir des rapports sexuels par celle de ne pas avoir de recours adéquat aux moyens contraceptifs s'approche de la probabilité de connaître une grossesse. De la même manière, cette dernière multipliée par la probabilité de ne pas recourir à l'avortement en cas de grossesse (plus élevée chez les adolescentes anglaises) s'approche de la probabilité

d'entrer dans la maternité à l'adolescence. Il apparaît donc clairement que ces différences de comportements peuvent donc contribuer aux différents niveaux d'entrées précoces dans la maternité observés dans les deux pays.

Dans le Chapitre 2, nous avons tenté de quantifier les impacts de ces comportements sur le taux de conceptions à l'adolescence. Par l'intermédiaire d'une microsimulation des comportements sexuels et contraceptifs des adolescentes françaises et anglaises, nous avons montré que, ce sont surtout les comportements contraceptifs qui priment, notamment l'efficacité de leur usage. Cette « efficacité » d'usage est mesurée par les taux d'échec associés aux moyens contraceptifs, et le moins bon usage de ceux-ci en Angleterre-Galles compte en très grande partie pour l'écart observé entre les niveaux de conceptions. Grâce à un exercice de simulation, nous avons également observé que pour réduire le taux de conceptions à l'adolescence en Angleterre-Galles, qui reste élevé, la promotion de l'usage de moyens de contraception plus efficaces peut avoir comme impact significatif de diminuer le taux de conception par un quart. Nous avons vu en effet qu'une grande partie des conceptions sont le résultat soit d'un usage non régulier d'un moyen contraceptif, soit d'un non-recours à la contraception. Ce constat fait écho à ce qui a été observé dans la première partie de l'adolescence, à savoir que parmi les adolescentes des deux pays, c'est une minorité d'entre elles qui court un risque important de connaître une grossesse, et par la suite une maternité à l'adolescence. Nos résultats indiquent aussi que les grossesses à l'adolescence ne sont pas toutes des grossesses « imprévues ». Il est important de rappeler ce fait, car le nier pourrait compromettre les programmes d'aides conçus pour l'accompagnement des jeunes mères après leur maternité, mais aussi contribuer à leur stigmatisation.

La deuxième partie de cette thèse est consacrée à ce que nous avons défini comme le temps de la maternité. Répondre à la question « Qui sont les mères adolescentes ? » a préalablement nécessité un travail substantiel visant à les identifier dans les fichiers de recensement (Chapitre 3). Le recensement s'avère une source riche à la fois du fait de l'importance de la taille de l'échantillon, particulièrement précieuse pour l'étude d'une population rare – telle que les mères adolescentes au moment de leur entrée dans la maternité – et de la nature des

informations qu'il contient, plus riches que celles qui existent dans les bulletins de naissance, source primaire pour les analyses sur la fécondité.

En proposant une amélioration de la méthode du décompte des enfants au foyer (DEF), notre travail nous a permis de décrire les conditions sociodémographiques associées à une maternité durant l'adolescence (Chapitre 4). Les forts risques associés à l'inactivité et au chômage ainsi qu'au niveau de diplôme bas en Angleterre-Galles et l'effet « protecteur » de l'obtention du baccalauréat en France, souligne la place des maternités à l'adolescence comme une étape de la transition vers l'âge adulte particulièrement raccourcie. Faisant face aux difficultés d'entreprendre cette transition par le biais du parcours « prédéfinit » par les normes sociales : fin des études (en réussite), insertion professionnelle, décohabitation du foyer parental…, dans le cas d'une grossesse durant l'adolescence – qu'elle soit anticipée, résulte d'un acte manqué ou inattendue – la poursuite de celle-ci devient un choix rational pour la femme concernée, même si ce choix est mal compris par la société ou va à l'encontre des normes de la maternité et de l'adolescence. En effet, être mère octroie un statut à ces femmes adolescentes. Le fait qu'en Angleterre-Galles, nous avons observé une association entre les maternités à l'adolescence et les zones géographiques défavorisées renforce l'idée que dans un environnement de moindres opportunités, une entrée précoce dans la maternité devient plus facilement réalisable : elle est à la fois plus attirante et moins coûteuse, tout au moins socialement. Notre construction des profils des mères adolescentes nous a permis de mettre en évidence la forte hétérogénéité de cette population, ce qui peut aider à démonter certains stéréotypes négatifs auxquels elles sont souvent associées.

Un point d'intérêt de cette partie a été de prendre en considération les pères liés aux mères adolescentes, qui sont régulièrement écartés dans l'analyse de cette problématique. Nous avons tout d'abord souligné la difficulté méthodologique pour les étudier, avant de mettre en évidence la plus grande proportion de naissances enregistrées seules par les mères adolescentes par comparaison aux primomères plus âgées. Lorsque nous disposons des informations concernant les pères, nous avons observé que les profils sociodémographiques des pères associés ressemblent à ceux des mères, et que l'écart d'âge entre les parents est plus élevé dans

les cas des mères adolescentes. Cette dernière importante observation peut être la preuve d'un recours différentiel à l'avortement selon l'âge de l'homme avec qui la conception a eu lieu.

La troisième et dernière partie de notre travail a été consacrée au temps d'« après-maternité » où nous nous sommes intéressés au devenir des mères après la naissance de leur premier enfant selon l'âge auquel cet événement a eu lieu, en nous appuyant sur l'Échantillon démographique permanent et l'ONS *Longitudinal Study*. Le Chapitre 5 a donc mis l'accent sur la vie génésique des mères adolescentes. Nous avons noté que si les mères adolescentes ont une descendance plus importante que les primomères plus âgées, leur rythme de reproduction est moins soutenu avec, pour conséquence, une vie génésique d'une durée plus allongée.

Dans le Chapitre 6, nous avons ensuite porté notre attention sur les parcours conjugaux, professionnels et résidentiels des mères adolescentes. Nous avons montré les modes de vie « non traditionnels » des mères adolescentes ainsi que leur moindre activité économique. Si les situations des mères les plus jeunes semblent plus difficiles, nous avons cependant découvert que leurs difficultés ne sont pas stables et qu'elles connaissent des transitions au cours de leur vie. Enfin, nous avons discuté du défi méthodologique auquel nous devons faire face lorsque nous souhaitons évaluer l'impact d'une maternité adolescence sur la vie d'une femme. Avec les données dont nous disposons, ce défi s'avère presque impossible.

***

Notre travail de thèse présente certaines limites et suscite quelques regrets. S'agissant de l'étude du temps d'« avant-maternité », l'absence de données sur les relations sexuelles des adolescentes françaises et anglaises est regrettable. Il est quelque peu surprenant qu'en Angleterre-Galles, où les maternités adolescentes constituent depuis longtemps un sujet de préoccupation, aucune enquête n'ait été spécifiquement formulée pour cibler ce sujet. Si l'enquête Natsal inclut les participants âgés entre 16 et 18 ans, il n'y a pas de suréchantillonnage de cette population et ils ne représentent donc qu'une partie minoritaire de la population de l'étude. En outre, les unions à l'adolescence ne s'établissent pas selon les mêmes mécanismes et méritent donc d'être étudiées à part entière dans le cadre plus global de la sexualité pendant l'adolescence, à l'instar de ce qui s'est fait dans l'enquête américaine *Add Health* ou l'enquête australienne *National Survey of Australian Secondary Students and Sexual Health*.

Dans notre étude du temps de la maternité et, plus particulièrement, la lecture géographique des facteurs associés aux maternités à l'adolescence, il est regrettable de ne pas avoir pu travailler à un échelon plus affiné. En effet, conduire des analyses multiniveaux ou étudier les effets de diffusion dans l'espace auraient pu nous permettre de mieux cerner la variation spatiale, au-delà de l'impact différentiel des structures sociales. En France, des avancées sur ce point incluent la géolocalisation des données de l'état civil par l'adresse de la mère. Cependant, dans la Partie II de cette thèse, nous avons exposé les limites des données individuelles portant sur les caractéristiques sociodémographiques des mères associées à cette source. Nous pourrions également géolocaliser les informations des certificats de santé de l'enfant au 8ème jour (CS8), remplis pour chaque enfant lors d'un examen médical obligatoire, et contenant des informations sur les mères (niveau d'étude, profession, activité professionnelle). Cependant, le taux de couverture (transmission des certificats vers la Drees par les services départementaux de la protection maternelle et infantile) de ces données n'est pas exhaustif (76,3 % pour la France entière), voire totalement absent dans plusieurs départements (Collet et Vilain, 2012), sans souligner la complexité d'accès à des données médicales et sensibles. Comment étudier ce phénomène rare à un niveau local tout en tenant compte des influences macro, méso et micro reste donc une question ouverte.

Une future piste à explorer sur les facteurs micro et méso associés aux maternités adolescentes serait celle du rôle joué par le parcours et l'environnement scolaire. L'enquête anglaise *Longitudinal Study of Young People in England* pourrait offrir l'occasion de l'entreprendre, car elle suit des jeunes anglais depuis l'âge de 13 ans à travers leur éducation jusque vers la fin de leur adolescence, en repérant à la fois les caractéristiques sociodémographiques des participants et de leurs familles et des informations relatives à leurs résultats scolaires et leurs projets d'avenir.

Notre étude du temps d'« après maternité » a été limitée, d'une certaine manière, par l'absence de prise en compte de variables instrumentales qui nous auraient permis d'évaluer de manière plus concrète les effets d'une maternité à l'adolescence. Si l'Échantillon démographique permanent pouvait être un jour mis en relation avec des données du Programme de médicalisation des systèmes d'information (PMSI), qui contient des informations liant les nais-

sances et les IVG, nous pourrions envisager de l'entreprendre dans le contexte français. Cette perspective ouvrirait aussi la possibilité d'examiner les parcours de grossesses répétées, et de les mettre en relation avec les incidences de leurs grossesses antérieures.

***

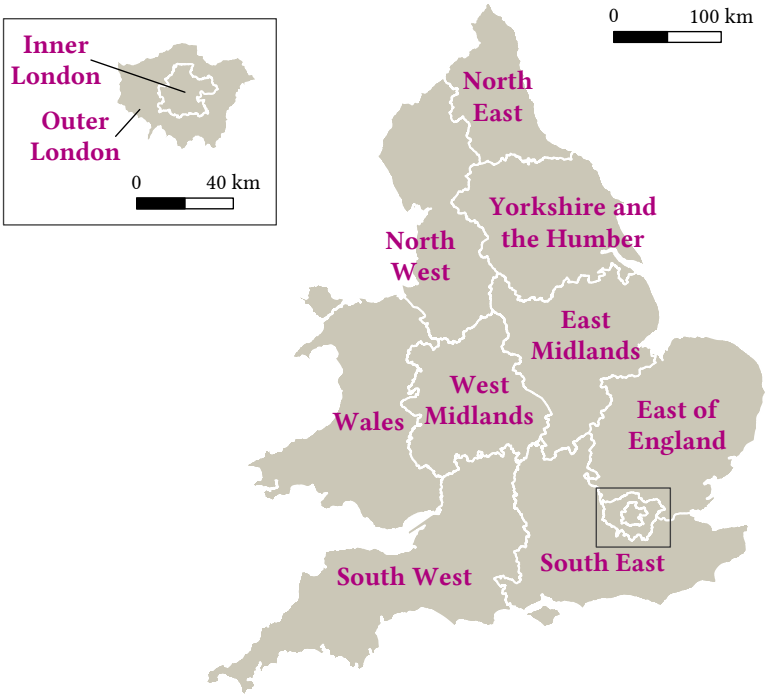
En conclusion, il est peut-être fortuit que ce travail comparatif puisse aboutir à ce moment compte tenu du rapprochement des deux pays an matière de fécondité adolescente… Il sera très intéressant d'observer comment évoluera la situation en Angleterre-Galles dans les années à venir. Assisterons-nous au prolongement de la tendance de baisse de la proportion de femmes entrant dans la maternité à l'adolescence et de celui du taux de fécondité qui lui est associé ? Même si l'investissement politique semble avoir progressé vers cet objectif, mais n'est plus financé, pourrait-il y avoir un rebond de ce phénomène, ou ces changements ne pourraient-ils pas plutôt être que la face émergée d'un socle établit qui influencera à l'avenir les jeunes filles dans leur traversée de l'adolescence ?

Annexes

Figure Ø-1 – Carte des 13 régions françaises

Source : IGN GEOFLA®.

Figure Ø-2 – Carte des 11 régions anglaises



Source : ONS / OS.

Annexes de la Partie I

Chapitre 1

Figure I-1 – HBSC questions abordant le premier rapport sexuel et le recours à la contraception lors du dernier rapport sexuel

41) As-tu déjà eu des rapports sexuels (on dit aussi « fait l'amour ») ?

[1] ☐ Oui
[2] ☐ Non

42) Quel âge avais-tu quand tu as eu des rapports sexuels pour la première fois ?

[0] ☐ Je n'ai jamais eu de rapports sexuels
[1] ☐ 11 ans ou moins
[2] ☐ 12 ans
[3] ☐ 13 ans
[4] ☐ 14 ans
[5] ☐ 15 ans
[6] ☐ 16 ans
[7] ☐ 17 ans ou plus

45) Lors de ton dernier rapport sexuel, quelle(s) méthode(s) as-tu (ou ton/ta partenaire) utilisée(s) pour éviter une grossesse?

[0] ☐ Je n'ai jamais eu de rapports sexuels
[1] ☐ Aucune méthode n'a été utilisée pour éviter une grossesse → *passe à la question* ***46***

	Oui	**Non**
[2] Pilule contraceptive	☐	☐
[3] Préservatifs	☐	☐
[4] Retrait	☐	☐
[5] Pilule du lendemain	☐	☐
[6] Une autre méthode	☐	☐
[7] Je ne suis pas sûr(e)	☐	

46) Lors de ton dernier rapport sexuel, as-tu (ou ton/ta partenaire) utilisé un préservatif ?

[0] ☐ Je n'ai jamais eu de rapports sexuels
[1] ☐ Oui
[2] ☐ Non

Source : HBSC 2009/10, questionnaire français.

Tableau I-8 – Taux de réponses exploitables pour les mesures du premier rapport sexuel et de recours à la contraception lors du dernier rapport sexuel

(a) Premier rapport sexuel

Sexe et pays	Réponse exploitable		Réponse incohérente		Non-réponse		Ensemble
	n	%	n	%	n	%	n
Filles							
France	971	96,9	6	0,6	25	2,5	1 002
Angleterre-Galles	1 356	96,4	9	0,6	41	2,9	1 406
Garçons							
France	872	96,5	12	1,3	20	2,2	904
Angleterre-Galles	1 233	91,4	15	1,1	101	7,5	1 349

(b) Recours à la contraception

Sexe et pays	Réponse exploitable		Réponse incohérente		Non-réponse		Ensemble
	n	%	n	%	n	%	n
Filles							
France	198	89,2	22	9,9	2	0,9	222
Angleterre-Galles	389	85,9	54	11,9	10	2,2	453
Garçons							
France	241	88,0	31	11,3	2	0,7	274
Angleterre-Galles	284	84,3	33	9,8	20	5,9	337

Source : HBSC 2009/10.

Champ : (a) Élèves âgés de 15 ans en moyenne au moment de l'enquête ; et (b) ayant déjà eu un rapport sexuel.

Tableau I-9 – Âge moyen des enquêtés ayant donné une réponse exploitable

	Filles		Garçons	
	France	Angleterre-Galles	France	Angleterre-Galles
Premier rapport sexuel	15,5	15,6	15,5	15,7
Recours à la contraception	15,5	15,7	15,5	15,7

Source : HBSC 2009/10.

Tableau I-10 – Statistiques descriptives, distribution d'enquêtés et proportion ayant déclaré déjà eu un rapport sexuel selon les modalités de variables

Variable	Modalité	Filles				Garçons			
		France		Angleterre-Galles		France		Angleterre-Galles	
		% en colonne	% ayant eu un rapport	% en colonne	% ayant eu un rapport	% en colonne	% ayant eu un rapport	% en colonne	% ayant eu un rapport
Âge	14	4,9	16,7	1,7	8,7	4,6	27,5	0,5	50,0
	15	89,4	23,3	80,6	31,6	91,1	30,7	77,6	25,9
	16	5,7	21,8	17,7	44,2	4,4	50,0	21,9	31,9
Type de famille	'Traditionnelle'	69,2	19,0	62,0	27,5	70,2	28,1	61,9	22,7
	Recomposée	12,3	33,6	12,5	47,9	11,6	43,6	11,6	35,7
	Monoparentale	16,7	28,4	22,3	40,7	15,4	36,6	21,7	35,8
	Autre	1,9	44,4	3,2	40,9	2,9	36,0	4,8	28,8
Statut socioéconomique de la famille (FAS)	Faible / moyen	30,1	23,6	39,6	31,7	28,1	31,4	34,8	30,1
	Élevé	69,9	22,5	60,4	34,6	71,9	31,4	65,2	25,9
Communication avec père	Très facile	5,3	23,5	15,2	27,7	14,0	35,2	25,1	23,6
	Facile	21,1	17,1	31,0	27,6	32,2	27,4	38,8	22,3
	(Très) Difficile	67,0	23,7	45,6	38,0	45,9	33,3	26,9	36,6
	N'a pas / ne voit pas	6,6	32,8	8,3	40,2	7,9	30,4	9,2	31,6
Résultats scolaires	Très bons	7,9	9,1	23,2	22,9	9,1	13,9	18,6	24,0
	Bons	34,1	20,2	47,8	30,9	31,1	22,9	47,4	22,9
	Moyens	41,6	25,5	24,8	44,3	40,6	35,0	28,8	33,2
	En dessous de la moy.	16,4	28,3	4,3	55,2	19,3	45,8	5,2	46,9
Appréciation d'école	Aime beaucoup	28,4	19,2	17,6	18,5	20,6	31,7	17,0	17,1
	Aime un peu	43,7	20,5	50,7	29,7	42,1	26,7	52,9	23,0
	N'aime pas beaucoup	17,8	26,0	20,5	41,4	21,4	30,5	20,4	37,8
	N'aime pas du tout	10,1	37,8	11,3	58,8	15,8	44,9	9,7	46,7
Appréciation de vie	Pauvre	18,0	32,6	23,8	41,8	13,3	41,4	15,2	38,5
	Bonne	82,0	20,7	76,2	30,8	86,7	29,9	84,8	25,3
Santé	Excellente	21,2	18,0	13,3	16,0	41,1	35,2	27,6	26,8
	Bonne	61,8	23,0	57,4	32,9	49,2	26,1	53,4	26,6
	Assez bonne / mauvaise	17,0	28,5	29,3	42,3	9,8	42,4	19,1	30,2
N		971		1 356		872		1 233	

Source : HBSC 2009/10.

Champ : Élèves âgés de 15 ans en moyenne au moment de l'enquête.

Tableau I-11 – Odds-ratios stratifiés du modèle logistique binaire sur le fait d'avoir déjà eu un rapport sexuel

Variable	Modalité	Filles				Garçons			
		France		Angleterre-Galles		France		Angleterre-Galles	
		Odds-ratio	P > χ^2	Odds-ratio	P > χ^2	Odds-ratio	P > χ^2	Odds-ratio	P > χ^2
Âge	14	0,69	0,13	0,69	0,13	0,69	0,13	0,69	0,13
	15	1		1		1		1	
	16	1,56	0,00*	1,56	0,00*	1,56	0,00*	1,56	0,00*
Type de famille	'Traditionnelle'	1		1		1		1	
	Recomposée	2,08	0,00*	2,08	0,00*	2,08	0,00*	2,08	0,00*
	Monoparentale	1,67	0,00*	1,67	0,00*	1,67	0,00*	1,67	0,00*
	Autre	1,59	0,02*	1,59	0,02*	1,59	0,02*	1,59	0,02*
Statut socioéconomique de la famille (FAS)	Faible / moyen	0,86	0,04*	0,86	0,04*	0,86	0,04*	0,86	0,04*
	Élevé	1		1		1		1	
Communication avec père	Très facile	0,83	0,08	0,83	0,08	0,83	0,08	0,83	0,08
	Facile	0,75	0,00*	0,75	0,00*	0,75	0,00*	0,75	0,00*
	(Très) Difficile	1		1		1		1	
Résultats scolaires	N'a pas / Ne voit pas	0,73	0,02*	0,73	0,02*	0,73	0,02*	0,73	0,02*
	Très bons	0,86	0,18	0,86	0,18	0,86	0,18	0,86	0,18
	Bons	1		1		1		1	
	Moyens	1,44	0,00*	1,44	0,00*	1,44	0,00*	1,44	0,00*
	En dessous de la moy.	1,72	0,00*	1,72	0,00*	1,72	0,00*	1,72	0,00*
Appréciation d'école	Aime beaucoup	1,14	0,37	0,67	0,01*	1,14	0,37	0,67	0,01*
	Aime un peu	1		1		1		1	
	N'aime pas beaucoup	1,25	0,14	1,50	0,00*	1,25	0,14	1,50	0,00*
	N'aime pas du tout	1,90	0,00*	2,39	0,00*	1,90	0,00*	2,39	0,00*
Appréciation de vie	Pauvre	1,19	0,06	1,19	0,06	1,19	0,06	1,19	0,06
	Bonne	1		1		1		1	
Santé	Excellente	0,60	0,00*	0,60	0,00*	1,36	0,01*	1,36	0,01*
	Bonne	1		1		1		1	
	Assez bonne / Mauvaise	1,04	0,83	1,04	0,83	1,15	0,34	1,15	0,34
Constante		-1,03							
N		971		1 356		872		1 233	

Source : HBSC 2009/10.

Champ : Élèves âgés de 15 ans en moyenne au moment de l'enquête.

*Note : La valeur de la constante correspond à la valeur de bêta. La catégorie de référence correpond à une fille de 15 ans, vivant en Angleterre-Galles dans une famille « traditionnelle » d'aisance élevée, ayant déclaré une bonne appréciation de sa vie, être en bonne santé, ayant de bons résultats scolaires, aimant un peu l'école et ayant répondu qu'il est difficile ou très difficile à communiquer avec son père. Statistiques du modèle : R^2 de Nagelkerke = 11,6 %, p-valeur associée au test de Hosmer et Lemeshow = 0,46. * = significatif au seuil de 5 %.*

Tableau I-12 – Statistiques descriptives, distribution d'enquêtés et proportion ayant eu un recours insuffisant à la contraception lors du dernier rapport sexuel selon les modalités de variables

Variable	Modalité	Filles				Garçons			
		France		Angleterre-Galles		France		Angleterre-Galles	
		% en colonne	% faiblement/ non protégée	% en colonne	% faiblement/ non protégée	% en colonne	% faiblement/ non protégée	% en colonne	% faiblement/ non protégée
Âge au premier rapport	≤ 13	13,7	11,1	15,7	24,6	32,8	16,5	23,2	21,2
	14	44,2	16,1	36,8	16,8	35,3	4,7	30,6	11,5
	≥ 15	42,1	7,2	47,6	14,6	32,0	1,3	46,1	8,4
Résultats scolaires	(Très) bons	36,0	14,1	61,4	12,6	27,8	6,0	57,4	8,6
	(En-dessous de la) moy.	64,0	10,3	38,6	24,0	72,2	8,0	42,6	17,4
Santé	Excellente	16,2	15,6	6,9	11,1	45,2	5,5	27,1	10,4
	Bonne	61,9	10,7	56,8	13,6	42,3	6,9	52,1	10,1
	Assez bonne / mauvaise	21,8	11,6	36,2	23,4	12,4	16,7	20,8	20,3
N		197		389		241		284	

Source : HBSC 2009/10.

Champ : Élèves âgés de 15 ans en moyenne au moment de l'enquête et ayant déjà eu un rapport sexuel.

Tableau I-13 – Odds-ratios stratifiés du modèle logistique binaire sur le fait d'avoir eu un insuffisant recours à la contraception lors du dernier rapport sexuel

Variable	Modalité	Filles				Garçons			
		France		Angleterre-Galles		France		Angleterre-Galles	
		Odds-ratio	P > χ^2	Odds-ratio	P > χ^2	Odds-ratio	P > χ^2	Odds-ratio	P > χ^2
Âge au premier rapport	≤ 13	2,54	0,00*	2,54	0,00*	2,54	0,00*	2,54	0,00*
	14	1,40	0,13	1,40	0,13	1,40	0,13	1,40	0,13
	≥ 15	1		1		1		1	
Résultats scolaires	(Très) bons	1,13	0,72	0,51	0,00*	1,13	0,72	0,51	0,00*
	(En-dessous de la) moy.	1		1		1		1	
Santé	Excellente	0,94	0,81	0,94	0,81	0,94	0,81	0,94	0,81
	Bonne	1		1		1		1	
	Assez bonne / Mauvaise	1,65	0,02*	1,65	0,02*	1,65	0,02*	1,65	0,02*
Constante		-1,70							
N		197		389		241		284	

Source : HBSC 2009/10.

Champ : Élèves âgés de 15 ans en moyenne au moment de l'enquête et ayant déjà eu un rapport sexuel.

*Note : La valeur de la constante correspond à la valeur de bêta. La catégorie de référence correpond à une fille de 15 ans, vivant en Angleterre-Galles ayant eu son premier rapport à l'âge de 15 ans ou plus, ayant déclaré d'être en bonne santé et ayant des résultats scolaires moyens ou en dessous de la moyenne. Statistiques du modèle : R^2 de Nagelkerke = 8,1 %, p-valeur associée au test de Hosmer et Lemeshow = 0,57. * = significatif au seuil de 5 %.*

Chapitre 2

I-A Note sur le calcul des taux de conception[39]

Pour calculer un taux de conception, il faut rapporter les naissances au moment des IVG. Si nous estimons à 40,3 semaines d'aménorrhée (SA) la durée de grossesse à la naissance, et à 8,6 SA la durée de grossesse à l'IVG, la différence est donc de 31,7 semaines, soit 0,61 années. Il convient donc de rapporter $f(x+0{,}61)$, le taux de fécondité à l'âge x+0,61, à I(x), le taux d'IVG à l'âge x[40].

Afin de calculer $f(x+0{,}61)$, nous supposons que $f(x)$, les taux de fécondité par âge, est un polynôme du deuxième degré en x. À partir de $f(x-1)$, $f(x)$ et $f(x+1)$ nous pouvons estimer $f(x+j)$, pour j entre -1 et 1. Nous estimons,

$$f'(x) = \frac{1}{2}\big(f(x+1) - f(x-1)\big) \tag{1}$$

$$f''(x) = f(x-1) + f(x+1) - 2f(x) \tag{2}$$

Nous utilisons les développements de Taylor

$$f(x+j) = f(x) + j.f'(x) + \frac{1}{2}.j^2.f''(x) \tag{3}$$

pour obtenir

$$f(x+j) = \frac{1}{2}.j(j-1)f(x-1) + (1-j)(1+j)f(x) + \frac{1}{2}.j(j+1)f(x+1) \tag{4}$$

Si j est positif, nous pouvons appliquer la même formule entre $f(x)$, $f(x+1)$ et $f(x+2)$ en remplaçant j par j-1

$$f(x+j) = \frac{1}{2}.(j-1)(j-2)f(x-1) + (2-j)j.f(x+1) + \frac{1}{2}.(j-1)j.f(x+2) \tag{5}$$

---

[39] Les équations figurant dans cette section proviennent d'une communication personnelle de Laurent Toulemon.

[40] En effet, nous calculons le taux de conception à l'âge x+0,17.

En faisant la moyenne des estimations (4) et (5), pour tenir compte de la courbure de $f(x)$ de x-1 à x+2, nous obtenons

$$f(x+j) = \frac{1}{4}\big(j(j-1)f(x-1) + (4+j)(1-j)f(x) + (5-j)j.f(x+1) + (j-1)j.f(x+2)\big) \quad (6)$$

Donc, C_x^a le taux de conception à l'âge x dans l'année a s'écrit

$$\begin{aligned} C_x^a &= I_x^a + f_{x+0,61}^a \\ &= I_x^a - 0,059.f_{x-1}^{a-1} + 0,449.f_x^a + 0,669.f_{x+1}^{a+1} - 0,059.f_{x+2}^{a+2} \end{aligned} \quad (7)$$

avec,

I_x^a : le taux d'IVG à l'âge de x ans dans l'année a ;

f_{x-1}^{a-1} : le taux de fécondité à l'âge de $x-1$ ans dans l'année $a-1$;

f_x^a : le taux de fécondité à l'âge de x ans dans l'année a ;

f_{x+1}^{a+1} : le taux de fécondité à l'âge de $x+1$ ans dans l'année $a+1$;

f_{x+2}^{a+2} : le taux de fécondité à l'âge de $x+2$ ans dans l'année $a+2$.

Tableau I-14 – Effectifs réels et simulés selon génération

Génération	Effectifs réels		Effectifs simulés	
	France	Angleterre-Galles	France	Angleterre-Galles
1976	350 956	283 957	49 625	45 286
1977	362 407	276 302	51 244	44 065
1978	358 781	289 330	50 731	46 142
1979	368 750	309 720	52 141	49 394
1980	389 829	320 280	55 121	51 078
1981	392 003	308 781	55 429	49 245
1982	388 018	304 579	54 865	48 574
1983	364 866	305 942	51 591	48 792
1984	370 629	310 779	52 406	49 563
1985	374 319	319 582	52 928	50 967
1986	379 269	322 166	53 628	51 379
1987	374 597	331 887	52 967	52 929
1988	375 829	338 623	53 142	54 004
1989	373 824	335 344	52 858	53 481
1990	371 095	344 728	52 472	54 977
1991	369 817	340 810	52 292	54 353
1992	361 914	335 962	51 174	53 579
1993	347 021	327 632	49 068	52 251
1994	346 716	323 405	49 025	51 577
1995	356 200	315 950	50 366	50 388
1996	357 335	315 995	50 527	50 395
1997	353 611	313 518	50 000	50 000
1998	360 005	309 998	50 904	49 439
1999	362 659	302 617	51 279	48 262
2000	377 430	294 816	53 368	47 017
2001	376 648	289 999	53 257	46 249
2002	371 649	290 059	52 551	46 259

Sources : Insee, ONS.

I-B Extraits des questionnaires FECOND et Natsal

N.B. Pas toutes les modalités de réponse sont listées.

FECOND

Question H0 : Parlons maintenant de votre premier rapport sexuel avec pénétration (avec un homme). Quel âge aviez- vous ?

Question H3 : Quel âge avait votre partenaire au moment de ce premier rapport ?

Question H5 : Ce partenaire était quelqu'un…

□ dont vous étiez très amoureuse.

□ Plutôt amoureuse.

□ Pas vraiment amoureuse.

□ Pas du tout amoureuse.

Question H6 : Après ce premier rapport sexuel, combien de temps a duré votre relation avec ce premier partenaire ?

□ [Donne une durée en jour]

□ [Donne une durée en mois]

□ [Donne une durée en année]

□ [Donne une durée en mois et année]

□ [Encore votre partenaire aujourd'hui]

□ [Relation d'un soir]

Question H7 : Lors de ce premier rapport sexuel, avez-vous, vous-même ou votre partenaire, fait quelque chose pour éviter une grossesse ?

□ Oui

□ Non

Question H8 : Quel est ou quels sont les moyens que vous avez utilisé lors de ce premier rapport ?

□ Pilule

□ Préservatif masculin

□ retrait du partenaire avant l'éjaculation

□ pilule du lendemain ou contraception d'urgence

Natsal

Question 19a : How old were you when you first had sexual intercourse with someone of the opposite sex, or hasn't this happened ?

Question 21a : How old was that partner at that time ?

Question 23 : Did you or your partner use any form of contraception or take any precautions that first time, or not ?

- □ Condom (Sheath/Durex)
- □ The Pill
- □ Emergency contraception
- □ Other contraception
- □ (partner) withdrew
- □ No precautions by me, don't know about partner
- □ No precautions by either of us

Question 24 : Which one of these descriptions best applies to you and this person at that time ?

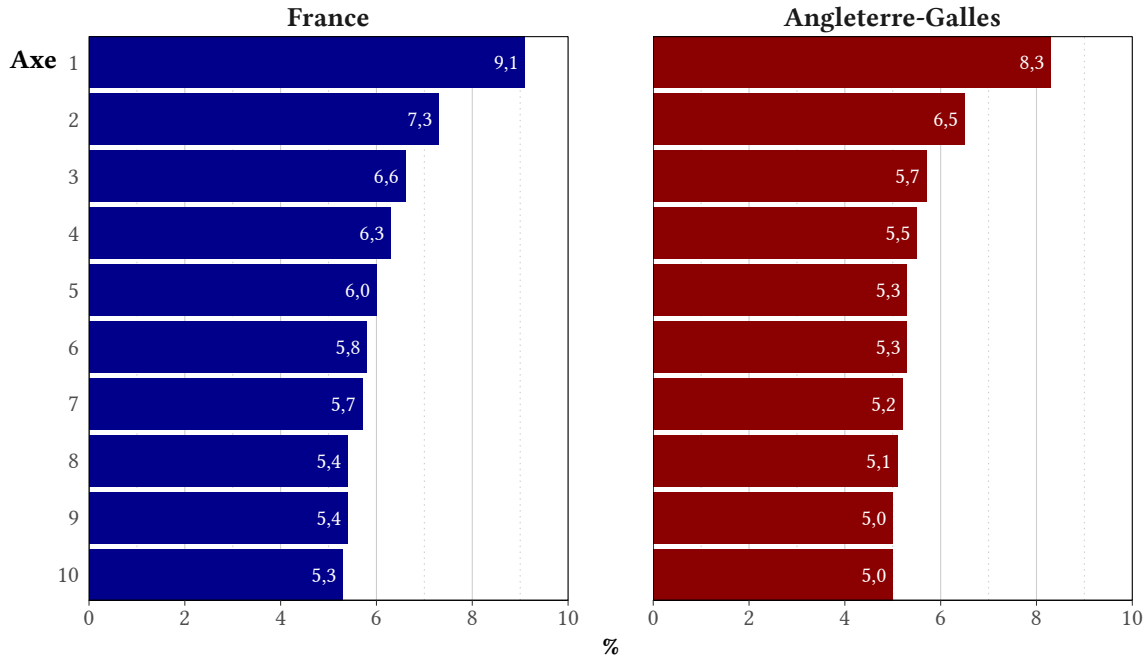
- □ We had just met for the first time
- □ We had recently met
- □ We had known each other for a while, but were not in a steady relationship
- □ We used to be in a steady relationship, but were not at that time
- □ We were in a steady relationship at the time
- □ We were living together as a couple / married at the time

Question 26b : Looking back now to the first time you had sexual intercourse [...] which of these things applied to you at the time ?

- □ I was curious about what it would be like
- □ I was carried away by my feelings
- □ Most people in my age group seemed to be doing it
- □ It seemed like a natural 'follow on' in the relationship
- □ I was a bit drunk at the time
- □ I had smoked some cannabis
- □ I had taken some other drugs
- □ I wanted to lose my virginity
- □ I was in love

I-C Résultats des ACM sur les groupes de « risque »

Figure I-2 – Proportion de l'inertie totale du nuage de points expliquée par chaque axe



Sources : FECOND, Natsal.

Tableau I-15 – Contributions à la construction des axes et coordonnées des variables actives dans l'ACM des femmes françaises ayant eu un premier rapport avant 19 ans

Variable	Modalité	% en colonne	Contribution (en %) à la construction de l'axe			Coordonnées		
			Axe 1	Axe 2	Axe 3	Axe 1	Axe 2	Axe 3
Âge au premier rapport	14	6,8	3,8	0,5	0,6	-0,99	0,32	0,33
	15	13,9	1,7	0,3	17,3	-0,46	-0,17	1,25
	16	23,2	0,0	1,8	0,0	-0,03	-0,33	-0,04
	17	30,9	1,0	0,1	14,4	0,23	-0,08	-0,76
	18	25,3	0,9	2,9	0,8	0,25	0,40	0,20
	Ensemble	100,0	7,4	5,6	33,2			
Écart d'âge entre la femme et son partenaire	Femme plus âgée	3,9	1,4	2,2	0,9	0,80	0,88	-0,54
	Même âge	24,5	0,1	0,0	4,1	0,07	0,04	-0,46
	Homme 1 an plus âgé	21,7	2,0	0,0	10,7	0,40	0,01	-0,79
	Homme 2 ans plus âgé	18,5	0,2	10,1	8,9	-0,12	-0,87	0,78
	Homme 3-4 ans plus âgé	16,9	0,0	0,0	5,2	0,02	0,03	0,62
	Homme 5+ ans plus âgé	14,5	5,3	5,9	1,7	-0,80	0,75	0,38
	Ensemble	100,0	8,9	18,2	31,4			
Recours à la contraception au premier rapport	Double protection	26,3	5,4	0,0	9,1	0,60	0,01	-0,66
	Préservatif	50,9	0,7	1,9	0,2	-0,15	-0,23	0,07
	Pilule	7,7	0,2	0,5	15,6	0,19	0,30	1,60
	Aucun/seule contraception d'urgence	15,1	3,4	3,9	0,1	-0,63	0,60	0,10
	Ensemble	100,0	9,6	6,3	25,0			
Sentiments vers son partenaire	Très amoureuse	63,7	6,2	6,2	1,4	0,41	0,37	0,16
	Plutôt amoureuse	25,4	0,3	21,4	0,4	-0,14	-1,08	-0,14
	Pas vraiment amoureuse	7,0	11,4	0,2	2,5	-1,67	-0,22	-0,67
	Pas du tout amoureuse	3,9	17,7	5,6	1,0	-2,83	1,42	-0,58
	Ensemble	100,0	35,5	33,4	5,3			
Durée de la relation suite au premier rapport	Moins de 1 mois	12,3	29,0	2,0	3,8	-2,02	0,48	-0,62
	1-3 mois	7,9	1,3	6,4	0,3	-0,53	-1,06	-0,21
	3-6 mois	12,9	0,0	15,0	0,2	-0,08	-1,27	0,13
	6-12 mois	14,9	0,5	3,1	0,0	0,25	-0,53	0,02
	1 an et plus	52,0	7,7	10,0	0,8	0,51	0,52	0,14
	Ensemble	100,0	38,5	36,5	5,1			

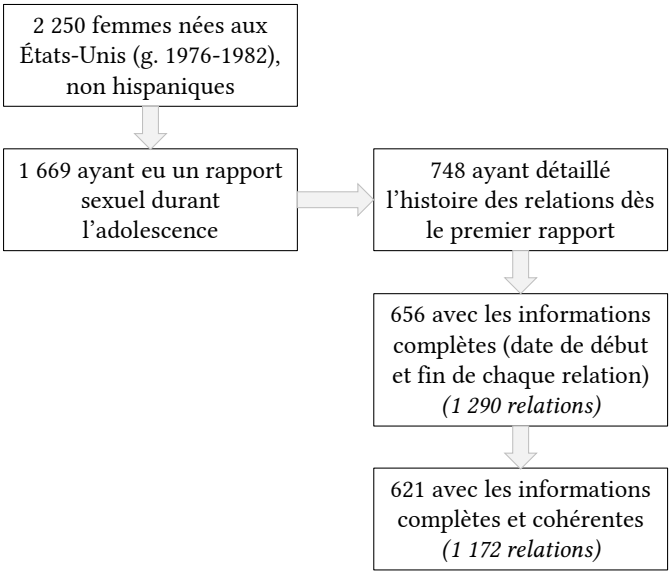
Source : FECOND.

Tableau I-16 – Contributions à la construction des axes et coordonnées des variables actives dans l'ACM des femmes anglaises ayant eu un premier rapport avant 19 ans

Variable	Modalité	% en colonne	Contribution (en %) à la construction de l'axe		Coordonnées	
			Axe 1	Axe 2	Axe 1	Axe 2
Âge au premier rapport	13	3,6	4,1	0,6	1,37	-0,46
	14	9,7	5,3	2,9	0,95	-0,62
	15	21,6	0,2	5,3	0,12	-0,57
	16	31,2	2,0	1,3	-0,33	-0,23
	17	20,4	1,2	5,8	-0,31	0,61
	18	13,5	0,0	12,6	-0,01	1,10
	Ensemble	100,0	12,7	28,6		
Écart d'âge entre la femme et son partenaire	Femme plus âgée	3,0	0,1	2,5	-0,25	1,04
	Même âge	34,0	2,4	0,0	-0,34	-0,03
	Homme 1 an plus âgé	20,9	0,1	4,6	-0,07	-0,54
	Homme 2 ans plus âgé	15,9	0,0	0,6	0,02	-0,23
	Homme 3-4 ans plus âgé	14,7	1,9	0,2	0,47	-0,14
	Homme 5+ ans plus âgé	11,5	2,3	15,0	0,58	1,30
	Ensemble	100,0	6,8	23,1		
Recours à la contraception au premier rapport	Double protection	19,3	4,1	2,7	-0,60	0,43
	Préservatif	58,7	0,1	3,4	-0,06	-0,28
	Pilule	7,9	0,7	5,2	-0,39	0,93
	Autre/retrait	2,1	0,4	0,6	0,59	-0,63
	Aucun/seule contraception d'urgence	12,1	13,7	0,2	1,37	0,16
	Ensemble	100,0	19,1	12,2		
Connaissance du partenaire	Vient de se rencontre	2,9	4,7	11,7	1,65	2,30
	Rencontre récente	6,9	7,6	2,2	1,35	0,65
	Connaissance de longue date hors relation	27,7	9,4	2,8	0,75	-0,36
	Relation romantique stable	62,5	11,7	0,0	-0,56	-0,02
	Ensemble	100,0	33,5	16,8		
Raison pour laquelle le premier rapport a eu lieu à ce moment-là	Consommation d'alcool et/ou de la drogue	14,2	16,7	3,9	1,40	0,60
	Pression du groupe	32,3	0,1	7,3	0,07	-0,54
	Ambivalente/autre	28,6	0,0	1,0	-0,02	-0,22
	Suite de la relation	25,0	11,1	7,1	-0,86	0,61
	Ensemble	100,0	27,9	19,3		

Source : Natsal.

Figure I-3 – Sélection des femmes enquêtées en Add Health



Source : Add Health.

I-D Modèle de probabilité de fécondation proposée par La Rochebrochard (2000)

La probabilité de fécondation à l'âge x (p_f^x) s'écrit,

$$p_f^x = 1 - \prod_{i=-13}^{14} (1 - p_i.sp)^{X_i}$$

avec,

p_i : la probabilité de fécondation le jour du rapport i ;

sp : un paramètre tenant compte de la numération et le pourcentage morpholiguement normal de spermatozoïdes (nous utilisons la valeur 6 x 10^7) ;

X_i : un indicateur du rapport sexuel le jour i, égal à 1 si un rapport a lieu, 0 autrement.

et la valeur p_i varie selon les lois,

$$p_i = 1 - \exp[-sp.\exp(\lambda i).p_e] \qquad \text{pour } i < 0 \text{ (avant l'ovulation)}$$

$$p_i = (1 - \exp[-sp.\exp(\lambda i).p_e]).\exp(\beta i) \qquad \text{pour } i \geq 0 \text{ (à partir de l'ovulation)}$$

où,

sp : un paramètre tenant compte de la numération et le pourcentage morpholiguement normal de spermatozoïdes (nous utilisons la valeur 6×10^7) ;

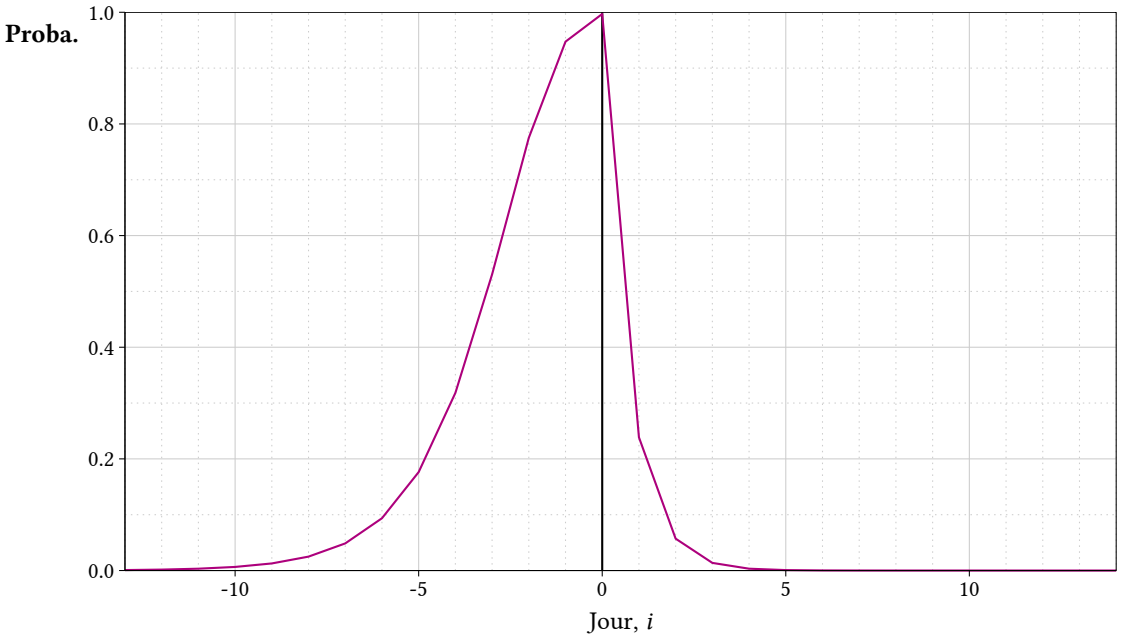
i : le jour du cycle menstruel tel que $i = 0$ corresponde au jour de l'ovulation ;

p_e : un paramètre qui fait varier sp dont la valeur retenue par La Rochebrochard est égale à $0,969 \times 10^{-6}$;

λ et β : des constants égaux à 0,68 et -1,43 respectivement[41].

La distribution de (p_f^x) en fonction du jour du rapport sexuel i est donnée dans la Figure I-4.

Figure I-4 – Probabilité de fécondation en fonction du jour i du cycle menstruel du rapport sexuel



Source : La Rochebrochard (2000).

[41] *Cf.* Chapitre 8 de La Rochebrochard (2000) pour plus de détails.

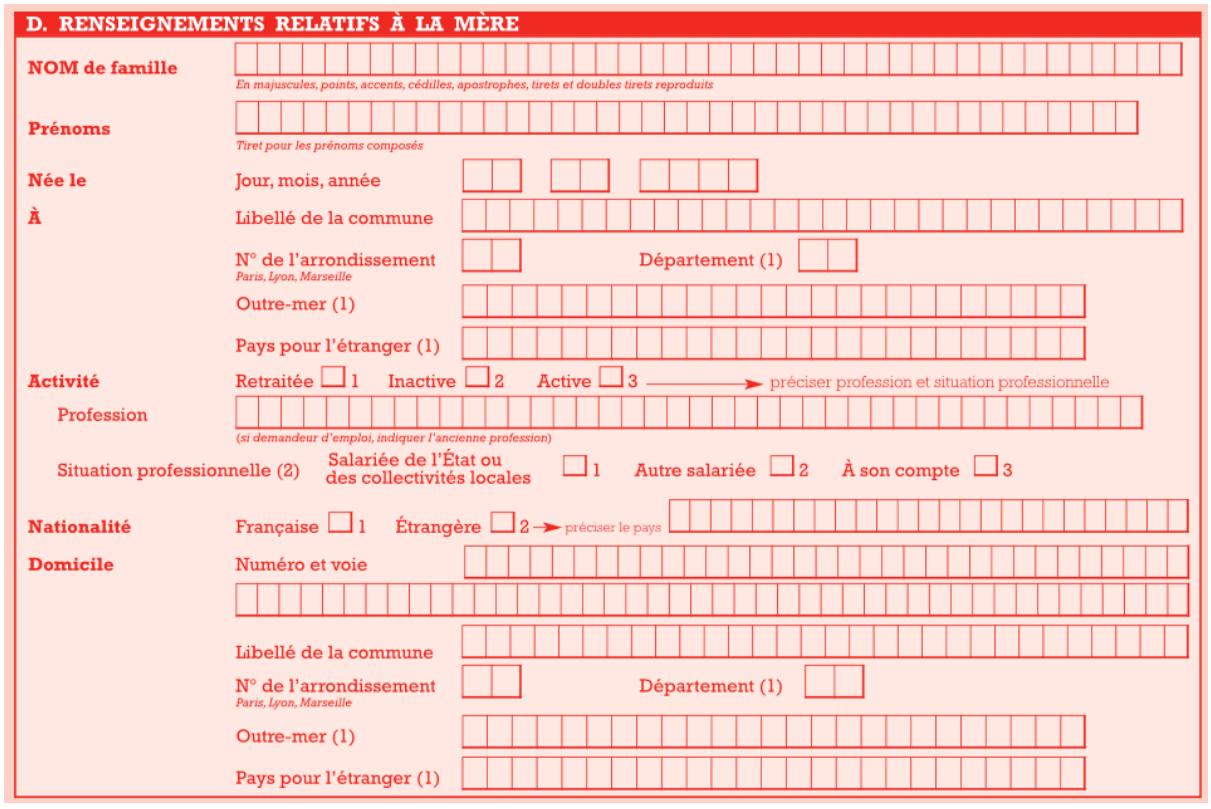
Tableau I-17 – Valeurs de j_m^x utilisées pour estimer les taux d'échec dans les 12 premiers mois du moyen contraceptif m à l'âge x

Âge, x	Moyen contraceptif, m			
	Préservatif	**Pilule**	**Retrait**	**Injection contraceptive**
13	0,5	0,75	0,5	1
14	0,67	0,8	0,65	1
15	0,75	0,9	0,75	1
16	1	1	1	1
17	1,25	1,125	1,25	1
18	1,5	1,25	1,5	1

Annexes de la Partie II

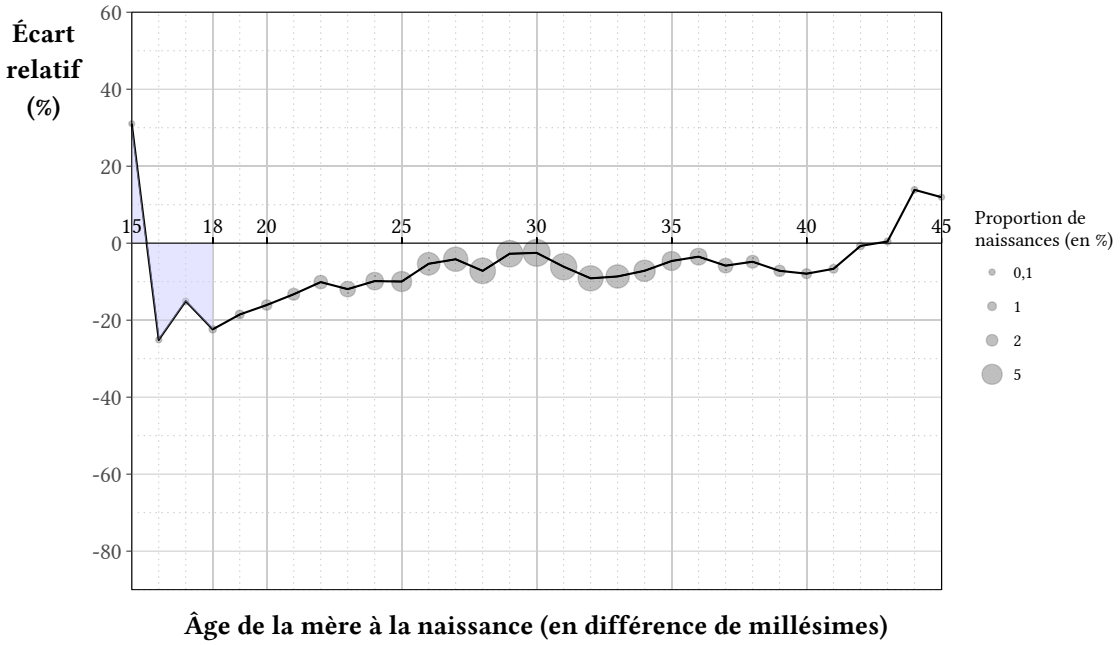
Chapitre 3

Figure II-1 – Extrait du bulletin de naissance de l'état civil français - section « Renseignements relatifs à la mère »



Source : Insee.

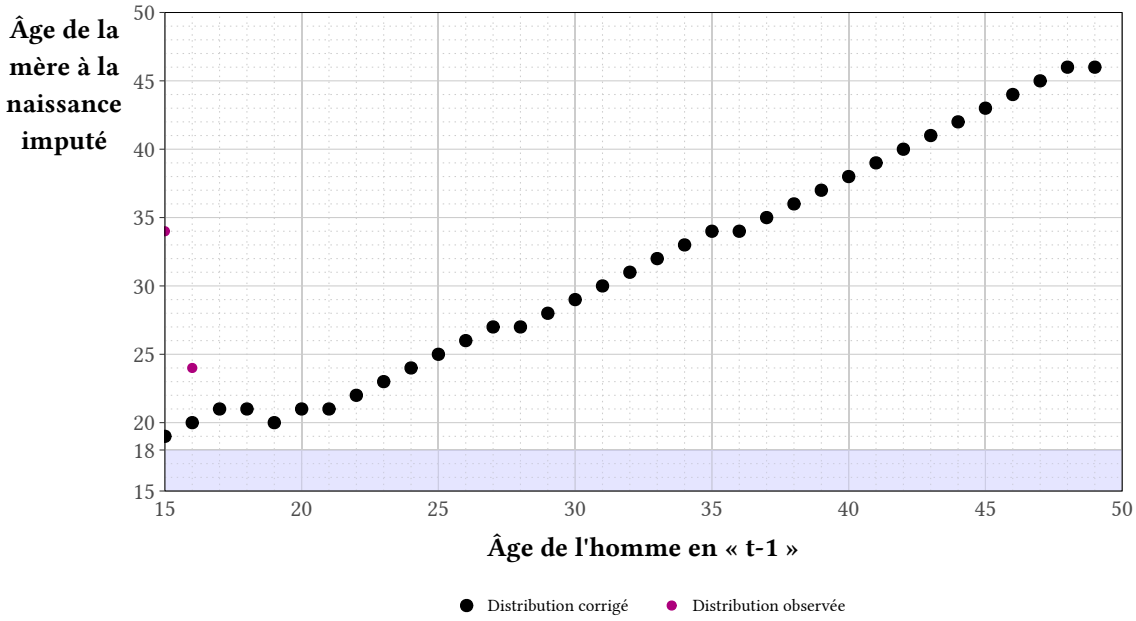
Figure II-2 – Écart relatif entre le nombre de naissances dans l'année « t-6 » selon l'âge de la mère par la méthode DEF par rapport au nombre enregistré à l'état civil



Sources : Insee RP 2011 (données pondérées), état civil 2003-2007 - Naissances : Tabulation sur mesure, Insee (producteur), ADISP-CMH (diffuseur).

Note : La taille des cercles représente la proportion de naissances ayant eu lieu à l'âge x (selon l'état civil).

Figure II-3 – Distribution d'âge de la mère imputé à partir de celui du père de l'enfant



Sources : Insee RP 2011 (données pondérées).

Figure II-4 – Extrait du questionnaire destiné aux femmes (Enquête Famille et Logements 2011)

Les enfants qui vivent dans ce logement, même une partie du temps seulement

13 Décrivez chacun de vos enfants et ceux de votre conjoint(e)/ami(e) qui vivent dans ce logement, même une partie du temps seulement
(si plus de six enfants vivent dans ce logement, utilisez un deuxième imprimé)

Prénom de l'enfant	Sexe *Masculin ou Féminin*		Année de naissance	Êtes-vous sa mère ?		Son père est-il votre conjoint/ ami actuel ?		Si cet enfant a été adopté	Combien de temps vit-il dans ce logement ?			Vit-il aussi régulièrement dans un autre logement ? *Plusieurs réponses possibles pour chaque enfant*			
	M	F	Année	Oui	Non	Oui	Non	Âge d'adoption	Tout le temps	La moitié du temps ou plus	Moins de la moitié du temps	Non	Oui, chez son autre parent	Oui, pour ses études	Oui, ailleurs
①	☐1	☐2		☐1	☐2	☐1	☐2	ans	☐1	☐2	☐3	☐1	☐2	☐3	☐4
②	☐1	☐2		☐1	☐2	☐1	☐2	ans	☐1	☐2	☐3	☐1	☐2	☐3	☐4
③	☐1	☐2		☐1	☐2	☐1	☐2	ans	☐1	☐2	☐3	☐1	☐2	☐3	☐4
④	☐1	☐2		☐1	☐2	☐1	☐2	ans	☐1	☐2	☐3	☐1	☐2	☐3	☐4
⑤	☐1	☐2		☐1	☐2	☐1	☐2	ans	☐1	☐2	☐3	☐1	☐2	☐3	☐4
⑥	☐1	☐2		☐1	☐2	☐1	☐2	ans	☐1	☐2	☐3	☐1	☐2	☐3	☐4

Source : https://lili-efl2011.site.ined.fr

II-A Calculs d'âge des personnes recensées en Angleterre-Galles et identification des enfants nés dans l'année *t-1*

Dans le fichier du recensement d'Angleterre-Galles, nous disposons de l'âge des individus recensés en années révolues ainsi que de leur mois de naissance. Cette dernière information est absente pour 6,1 % des individus et nous avons donc effectué une imputation aléatoire de leur mois de naissance. Le calcul de l'âge exact des individus a été basé sur l'hypothèse d'une répartition uniforme des naissances dans un mois. Nous avons posé l'hypothèse que chaque individu est né au milieu du mois. Le recensement d'Angleterre-Galles de 2011 ayant eu lieu le 27 mars, la durée écoulée (en mois) depuis l'anniversaire de l'individu, d, se calcule comme suit :

$$d = 12 - (m - 3) + 0,5 \qquad [\text{si } m > 3] \tag{1}$$

$$d = 3 - m + 0,5 \qquad [\text{si } m \leq 3] \tag{2}$$

où,

m est le mois de naissance de l'individu (par exemple, pour un individu né en janvier, m = 1).

L'âge exact d'un individu, a_x, est donc :

$$a_x = a_{AR} + \frac{d}{12} \tag{3}$$

où,

a_{AR} est l'âge de l'individu en années révolues ;

d est la durée écoulée (en mois) depuis l'anniversaire de l'individu.

Sous la même hypothèse d'une répartition égale des naissances sur un mois, l'âge d'un individu en différence de millésime, a_{ADM}, s'écrit :

$$a_{ADM} = a_{AR} + 1 \qquad [\text{si } m > 3] \tag{4}$$

$$a_{ADM} = a_{AR} \qquad [\text{si } m \leq 3] \tag{5}$$

où,

a_{AR} est l'âge de l'individu en années révolues ;

m est le mois de naissance de l'individu.

Ce dernier calcul nous permet d'identifier les enfants nés dans l'année *t-1*[42] : ce sont ceux pour qui $a_{ADM} = 1$. L'équation (3) mène mécaniquement à une sous-identification des enfants nés en *t-1*. Les enfants nés du 28 au 30 mars en *t-1* sont âgés de 0 an en années révolues et l'équation (5) leur donnera 0 an en différence de millésime lorsqu'ils devraient avoir 1 an. Nous estimons l'importance de cette sous-estimation de l'ordre de 1,1 % des enfants nés en *t-1*[43].

II-B Structure du fichier de 10 % des ménages du recensement d'Angleterre-Galles en ce qui concerne les liens familiaux

Les informations saisies dans la matrice de la feuille de logement du recensement d'Angleterre-Galles (Figure 3.1, p. 142) apparaissent dans le fichier de 10 % des ménages comme dans l'extrait fictif (Figure II-5, p. 332). Pour chaque ménage, les personnes se voient attribuer un identifiant (PERSID) correspondant à l'ordre dans lequel elles étaient listées dans la question H3 (Figure 3.1). Leurs liens familiaux à chacune des autres personnes du ménage sont saisis dans les variables REL1 à REL15 d'où REL1 correspond au lien familial avec la personne 1 du ménage. La position des parents des enfants dans le ménage correspond à celle pour qui le lien familial = 4 (l'enfant s'agit du fils / de la fille de la personne n). Dans l'exemple donné, les parents de l'enfant sont les individus 1 et 2 du ménage. Une fois que les parents sont localisés, la mère est isolée par la variable SEX. Dans le cas des couples de même sexe, un enfant est initialement attribué à deux mères. La mère retenue est celle pour qui l'âge est égal à MTHAGE (âge de la mère de l'enfant) et, dans le cas où les deux femmes du couple ont le même âge, la première figurant dans la liste est celle qui est retenue. Dans aucun cas cette dernière situation n'a concerné une mère adolescente.

---

[42] Il n'existe pas de variable « année de naissance » dans le fichier du recensement d'Angleterre-Galles.

[43] Le mois de mars comptait pour 8,3 % des naissances en Angleterre-Galles en 2010 (ONS). Sous l'hypothèse d'une répartition égale des naissances dans le mois, (4/31) * 8,3 % = 1,1 %. Cette valeur corresponde à une estimation maximale, le 28 et le 29 mars 2011 ayant été respectivement un dimanche et un lundi, jours de semaine où le nombre des naissances est en-dessous de la moyenne quotidienne en Angleterre-Galles (Hawe *et al.*, 2001).

Figure II-5 – Structure du fichier dans le cas d'un ménage fictif

HHID	PERSID	AGE	SEX	REL1	REL2	REL3	...	REL15	MTHAGE
1	1	30	1	-	1	8		-	-
1	2	28	2	1	-	8		-	-
1	3	1	2	4	4	-		-	28

II-C Les différentes définitions d'âge utilisées dans les recensements en France et en Angleterre-Galles

Les définitions d'âge ne sont pas communes dans les recensements en France et en Angleterre-Galles. Une définition d'âge en âge atteint dans l'année est utilisée dans le recensement en France, et en âge révolu en Angleterre-Galles. À cause de cette disparité, les mères adolescentes anglaises identifiées sont, en moyenne, 9 mois plus âgées que leurs paires françaises au jour du recensement (le 27 mars 2011 en Angleterre-Galles) (Figure II-6). Cette différence a aussi été notée dans d'autres études comparatives (*cf.* Rendall *et al.*, 2009).

Figure II-6 – Lexis diagramme des populations de mères adolescentes françaises et anglaises identifiées dans les recensements

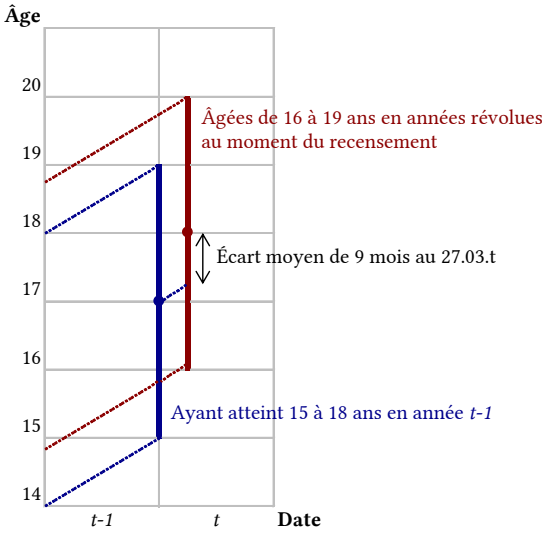


Tableau II-18 – Proportion de femmes adolescentes francaises ayant donné naissance au cours de l'année t-1 ($f_{i,k}$) selon leur région et caractéristiques sociodémographiques

Variable / Modalité	Île-de-France		Auvergne Rhône-Alpes		Hauts-de-France		Nouvelle Aquitaine		Occitanie		Grand Est		PACA		Pays de la Loire		Normandie		Bretagne		Bourgogne Franche-Comté		Centre-Val de Loire		Corse	
	%	$f_{i,k}$ (‰)	%	$f_{i,k}$ (‰)	%	$f_{i,k}$ (‰)	%	$f_{i,k}$ (‰)	%	$f_{i,k}$ (‰)	%	$f_{i,k}$ (‰)	%	$f_{i,k}$ (‰)	%	$f_{i,k}$ (‰)	%	$f_{i,k}$ (‰)	%	$f_{i,k}$ (‰)	%	$f_{i,k}$ (‰)	%	$f_{i,k}$ (‰)	%	$f_{i,k}$ (‰)
Âge																										
15	25	2	25	1	25	4	25	7	25	6	25	3	25	8	26	4	25	2	25	4	26	7	25	5	25	0
16	25	6	25	5	26	14	26	14	25	16	25	15	25	15	25	4	25	12	26	9	26	7	26	0	25	14	27	21
17	25	19	26	17	25	48	25	39	25	28	26	29	26	30	26	18	26	35	25	21	26	35	25	23	27	23	25	13
18	25	45	24	53	25	130	24	75	25	85	24	87	24	50	23	93	23	97	23	63	22	89	23	65	23	61
Immigrée																										
Non	93	15	96	16	98	48	97	31	96	30	96	32	95	23	98	29	98	34	98	22	97	28	97	24	95	17
Oui	7	65	4	73	2	73	3	96	4	113	4	52	5	23	2	89	2	83	2	48	3	120	3	106	5	121
Statut de couple																										
Oui, mariée	0	590	0	1592	0	690	0	1051	0	1519	0	1045	0	1053	0	1663	0	2706	0	1219	0	1084	0	1063	0	1311
Oui, cohabitant	1	384	2	491	2	1103	2	757	2	759	2	876	2	404	2	784	2	615	2	713	2	887	2	653	3	381
Non	99	14	98	8	98	25	98	15	98	13	98	15	98	13	98	14	98	18	98	10	98	10	98	11	97	7
Vit avec parents																										
Oui	93	4	91	2	92	9	89	7	90	7	91	7	92	4	91	4	91	6	90	3	90	4	91	6	91	2
Non	7	231	9	181	8	483	11	249	10	262	9	304	8	246	9	290	9	327	10	200	10	279	9	232	9	231
Vit dans un logement social																										
Oui	31	32	18	37	22	65	12	69	13	57	19	58	19	27	15	67	23	58	12	57	17	82	19	50	15	22
Non	69	12	82	15	78	44	88	28	87	30	81	27	81	21	85	24	77	28	88	18	83	20	81	20	85	23
Niveau de diplôme																										
Inférieur au brevet des collèges	20	36	19	51	20	138	17	98	20	93	20	83	21	56	16	93	19	101	15	62	20	51	19	71	19	54
Brevet des collèges	56	9	58	7	57	20	60	15	57	15	57	17	56	8	61	14	60	14	63	10	59	12	60	9	56	16
CAP / BEP	8	48	9	43	10	72	10	62	9	39	10	47	10	44	10	46	10	60	9	67	10	97	10	61	10	30
Baccalauréat ou supérieur	17	15	14	10	12	15	13	11	14	23	13	14	14	14	12	17	11	8	13	12	11	34	11	14	14	0
Activité																										
Active ayant un emploi	6	36	7	23	5	23	7	51	6	60	7	9	7	15	8	31	8	15	6	36	8	34	9	21	7	23
Chômeuse	3	136	4	126	5	239	4	248	4	147	4	156	4	95	3	279	4	225	3	231	4	227	4	149	4	0
Étudiante	89	7	87	3	86	6	86	6	87	6	86	7	86	8	87	4	86	7	89	5	86	6	84	7	85	5
Inactive	2	262	2	434	4	796	3	558	3	621	3	682	3	345	2	791	3	696	2	482	3	545	3	454	4	451
Ensemble	100	19	100	19	100	49	100	33	100	33	100	33	100	23	100	30	100	34	100	23	100	31	100	26	100	23

Source : Insee RP 2011 (données pondérées).

Champ : Femmes vivant en ménage ordinaire, âgées de 15 à 18 ans en France métropolitaine en t-1.

Note : Âge (exprimé en différence de millésimes) dans l'année précédant le recensement, donc âge à la naissance pour les mères.

Tableau II-19 – Proportion de femmes adolescentes anglaises ayant donné naissance au cours de l'année t-1 ($f_{i,k}$) selon leur région et caractéristiques sociodémographiques

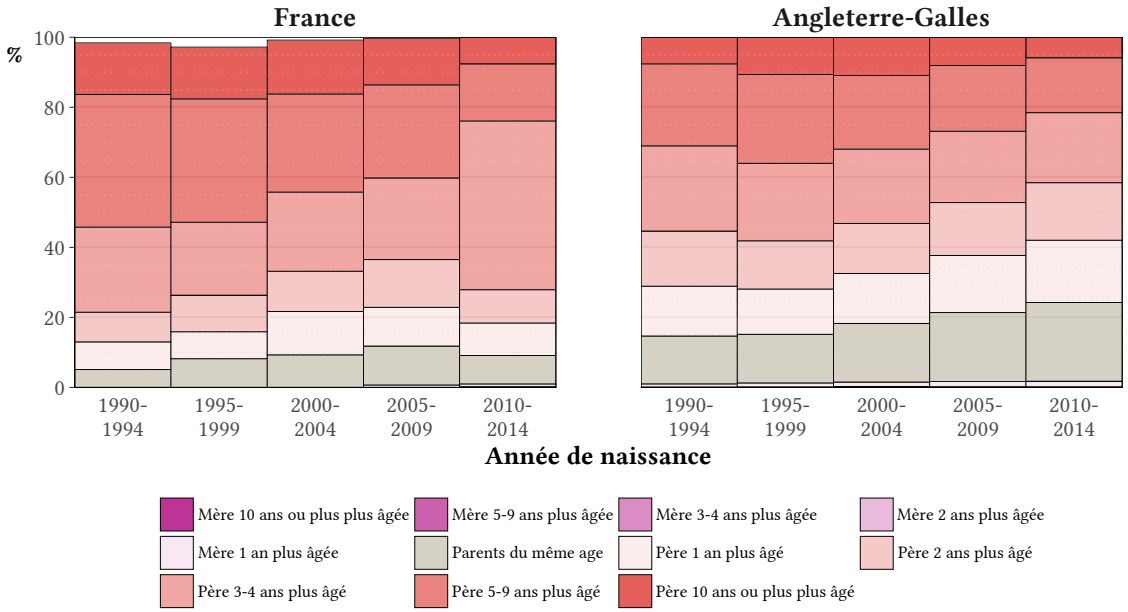
Variable / Modalité	North East			North West			Yorkshire and the Humber			East Midlands			West Midlands			East of England			Inner London			Outer London			South East			South West			Wales		
	%	$f_{i,k}$	(‰)	%	$f_{i,k}$	(‰)	%	$f_{i,k}$	(‰)	%	$f_{i,k}$	(‰)	%	$f_{i,k}$	(‰)	%	$f_{i,k}$	(‰)	%	$f_{i,k}$	(‰)	%	$f_{i,k}$	(‰)	%	$f_{i,k}$	(‰)	%	$f_{i,k}$	(‰)	%	$f_{i,k}$	(‰)
Âge																																	
16	22	40		24	28		23	29		24	33		25	39		24	23		24	19		24	23		24	31		24	26		23	27	
17	24	184		24	96		25	97		25	114		24	94		25	71		23	19		25	71		25	79		25	88		24	159	
18	25	349		25	243		24	277		24	214		25	261		25	129		25	160		24	123		24	150		24	172		25	313	
19	29	292		28	239		28	222		27	202		27	248		26	165		28	121		26	141		27	162		27	201		28	197	
Immigrée																																	
Non	97	226		95	157		94	162		94	140		94	169		94	97		74	84		81	96		93	110		95	126		96	*	
Oui	3	134		5	140		6	128		6	186		6	64		6	112		26	80		19	68		7	73		5	87		4	*	
Statut de couple																																	
En couple	4	1353		3	1541		4	1409		4	1312		3	1605		3	1287		1	*		1	1027		3	1078		4	1294		3	1227	
Hors couple	96	177		97	114		96	111		96	100		97	113		97	64		99	*		99	79		97	77		96	78		97	139	
Vit avec parents																																	
Oui	84	83		88	54		84	52		87	46		88	57		91	31		83	34		90	43		88	38		86	32		86	53	
Non	16	974		12	890		16	737		13	809		12	951		9	745		17	317		10	518		12	636		14	685		14	937	
Vit dans un logement social																																	
Oui	21	480		19	334		18	375		18	408		21	373		18	307		49	97		23	197		16	285		18	300		20	425	
Non	79	155		81	113		82	113		82	86		79	108		82	52		51	69		77	59		84	73		82	87		80	116	
Niveau de diplôme (CITE)																																	
Premier cycle de l'enseignement secondaire	35	403		35	263		35	290		35	273		36	321		36	190		34	132		34	193		33	218		34	236		38	326	
Deuxième cycle de l'enseignement	63	*		63	114		63	106		63	93		62	84		62	59		61	65		63	45		65	65		64	83		61	105	
Enseignement supérieur de cycle court	2	*		2	182		2	125		2	0		2	281		2	154		6	84		3	136		2	195		2	129		2	222	
Activité																																	
Active ayant un emploi	33	98		34	60		35	74		37	52		33	63		39	41		16	72		23	48		40	55		42	48		34	59	
Chômeuse	14	193		12	153		13	147		12	144		12	165		11	116		13	70		11	49		10	101		10	124		11	188	
Étudiante	47	73		49	43		47	35		47	31		51	44		46	28		67	31		61	33		46	26		43	41		50	30	
Inactive	6	2143		5	2002		5	1885		4	2054		5	2138		4	1556		4	1033		4	1387		4	1705		4	1806		6	2156	
Ensemble	100	223		100	156		100	160		100	143		100	163		100	98		100	83		100	91		100	107		100	124		100	177	

Source : ONS recensement 2011 (fichier portant sur 10 % des ménages, données pondérées).

Champ : Femmes vivant en ménage ordinaire, recensées en 2011 aux âges de 16 à 19 ans en Angleterre-Galles.

*Note : Âge (exprimé en années révolues) au recensement. * = valeur omise afin de respecter le secret statistique.*

Figure II-7 – Évolution de l'âge du père à la naissance relatif à celui de la mère adolescente sur la période 2004-2014



Sources : Échantillon démographique permanent, ONS.

Champ : Naissances issues des mères âgées de 18 ans ou moins ; bulletins de naissance sur lesquels figurent des informations sur le père.

Note : Les proportions peuvent ne pas se sommer à 100 % en raison des valeurs supprimées pour le respect du secret statistique.

Annexes de la Partie III

Chapitre 5

Tableau III-20 – Tableau de présence aux recensements afin de constituer la population des mères françaises à étudier

Génération	R_p	R_{i1}	R_{i2}	R_{i3}	R_{i4}	E_s
1959	1968	1975	1982	1990	1999	2005*
1960	1968	1975	1982	1990	1999	2006*
1961	1968	1975	1982	1990	1999	2007*
1962	1968	1975	1982	1990	1999	2008*
1963	1975	1982	1990	1999	-	2009*
1964	1975	1982	1990	1999	-	2010*
1965	1975	1982	1990	1999	-	2011*
1966	1975	1982	1990	1999	-	2012*
1967	1975	1982	1990	1999	-	2013*
1968	1975	1982	1990	1999	-	2014
1969	1975	1982	1990	1999	-	2004*
1970	1982	1990	1999	-	-	2004*
1971	1982	1990	1999	-	-	2004*
1972	1982	1990	1999	-	-	2004*
1973	1982	1990	1999	-	-	2004*
1974	1982	1990	1999	-	-	2004*
1975	1982	1990	1999	-	-	2004*
1976	1982	1990	1999	-	-	2004*

*Note : * = Ou une EAR postérieure.*

Tableau III-21 – Effectifs des mères suivies selon le pays et la génération

Génération	France	Angleterre-Galles
1959	1 321	2 714
1960	1 380	2 784
1961	1 303	2 970
1962	1 288	3 146
1963	1 375	3 116
1964	1 333	2 998
1965	1 321	3 009
1966	1 206	2 926
1967	1 064	3 147
1968	1 098	2 967
1969	1 266	3 102
1970	1 116	2 742
1971	1 372	2 791
1972	1 245	2 776
1973	1 139	2 684
1974	1 203	2 607
1975	1 010	2 250
1976	1 066	1 841
1959-1964	8 000	17 728
1965-1969	5 955	15 151
1970-1976	8 151	17 691
Ensemble	22 106	50 570

Sources : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

Chapitre 6

Tableau III-22 – Effectifs des mères incluses dans les analyses selon le pays et la génération

Génération	France		Angleterre-Galles	
	Modèles multiniveaux	Trajectoires intercensitaires	Modèles multiniveaux	Trajectoires intercensitaires
1959	1 188	911	2 686	2 451
1960	1 247	1 023	2 753	2 461
1961	1 188	1 046	2 921	2 621
1962	1 183	1 073	3 094	2 701
1963	1 273	1 194	3 068	2 651
1964	1 247	1 170	2 949	2 463
1965	1 229	1 127	2 953	2 451
1966	1 142	1 062	2 861	2 288
1967	1 062	962	3 075	2 417
1968	1 096	977	2 894	2 121
1969	1 250	887	3 000	2 086
1970	1 093	660	2 650	1 689
1971	1 336	729	2 695	1 631
1972	1 212	505	2 619	1 411
1973	1 105	362	2 506	1 135
1974	1 145	288	2 407	1 059
1975	955	149	2 051	818
1976	977	132	1 655	561
1959-1964	7 326	6 417	17 471	15 348
1965-1969	5 779	5 015	14 783	11 363
1970-1976	7 823	2 825	16 583	8 304
Ensemble	20 928	14 257	48 837	35 015

Source : Échantillon démographique permanent, ONS Longitudinal Study.

III-A Résultats complets des modèles multiniveaux

Tableau III-23 – Facteurs associés au fait d'être en couple - mères françaises

Variable / modalité	Résultats du modèle final				Stats. descriptives	
	β	Écart type	Odds ratio	Sig.	N	% Y=1
Variables de niveau mère						
Âge à la première naissance						
≤ 18 ans	-0,74	0,14	0,48	*	2 408	77,1
19-24 ans	-0,41	0,07	0,67	*	20 420	84,5
25-29 ans (réf.)			1		14 120	87,6
30 ans et plus	0,14	0,09	1,16		4 906	86,7
Niveau de diplôme le plus élevé						
Aucun diplôme	-0,57	0,07	0,57	*	5 925	80,0
CEP - BEPC	-0,31	0,08	0,73	*	4 443	83,3
CAP/BEP (réf.)			1		13 545	85,6
Bac	0,05	0,07	1,05		7 556	86,7
Uni. 1e cycle / BTS / DUT	0,08	0,07	1,08		6 455	87,7
Uni. 2e / 3e cycle	0,11	0,09	1,11		3 930	88,6
Variables de niveau recensement						
Année du recensement						
1990	1,57	0,19	4,82	*	6 808	89,9
1999	0,65	0,09	1,92	*	14 963	87,4
2011 (réf.)			1		20 083	82,3
Âge atteint dans l'année du recensement						
15-19 ans	-3,31	0,61	0,04	*	29	44,8
20-24 ans	-1,04	0,17	0,35	*	1 188	80,6
25-29 ans	-0,34	0,11	0,72	*	6 355	89,1
30-34 ans	-0,04	0,08	0,96		8 112	89,6
35-39 ans (réf.)			1		10 824	86,4
40-44 ans	0,04	0,07	1,04		6 956	83,4
45-49 ans	0,00	0,08	1,00		5 500	79,8
50 ans et plus	-0,02	0,10	0,98		2 890	79,1
Nombre d'enfants au moment du recensement						
1	-1,09	0,06	0,34	*	13 916	80,7
2 (réf.)			1		18 415	88,2
3 et plus	0,07	0,06	1,07		9 523	86,8
Durée écoulée depuis la dernière naissance (années)						
< 1 an	2,04	0,13	7,72	*	4 141	94,3
1-2 ans	1,48	0,10	4,40	*	8 235	91,6
3-4 ans	0,91	0,09	2,49	*	5 962	88,3
5-6 ans	0,43	0,08	1,54	*	4 524	85,0
7-9 ans	0,18	0,07	1,20	*	5 486	83,0
10 ans ou plus (réf.)			1		13 506	78,6

Tableau III-23 – Facteurs associés au fait d'être en couple - mères françaises (suite)

Interactions							
Âge à la première naissance * année du recensement							
≤ 18 ans	1990	0,61	0,20	0,88	*	743	78,3
≤ 18 ans	1999	0,19	0,16	0,58		883	77,9
≤ 18 ans	2011 (réf.)			0,48		782	74,9
19-24 ans	1990	1,19	0,12	2,19	*	4 762	90,4
19-24 ans	1999	0,53	0,08	1,13	*	7 907	85,6
19-24 ans	2011 (réf.)			0,67		7 751	79,6
25-29 ans (réf.)	1990	1,57	0,19	4,82	*	1 293	94,7
25-29 ans (réf.)	1999	0,65	0,09	1,92	*	5 072	90,7
25-29 ans (réf.)	2011 (réf.)			1		7 755	84,4
30 ans et plus	1990	0,24	1,42	1,47		10	90,0
30 ans et plus	1999	0,54	0,16	1,98	*	1 101	91,7
30 ans et plus	2011 (réf.)			1,16		3 795	85,3
Constante		2,66	0,10		*		
N observations =	41 854			-2 log vraisemblance =		30 919	
N mères =	20 928			Corrélation intra-classes (en %) =		50,1	

Source : Échantillon démographique permanent.

*Note : Variable non disponible au recensement de 1982 ; * = significatif au seuil de 5 %.*

Tableau III-24 – Facteurs associés au fait d'être en couple - mères anglaises

Variable / modalité	Résultats du modèle final				Stats. descriptives	
	β	Écart type	Odds ratio	Sig.	N	% Y=1
Variables de niveau mère						
Âge à la première naissance						
≤ 18 ans	-1,30	0,09	0,27	*	13 349	55,8
19-24 ans	-0,88	0,07	0,42	*	42 677	70,0
25-29 ans (réf.)			1		29 131	82,2
30 ans et plus	0,54	0,09	1,71	*	18 166	85,6
Génération						
1959-1964	-0,05	0,09	0,95		46 089	77,3
1965-1969	-0,17	0,08	0,84	*	31 125	73,2
1970-1976 (réf.)			1		26 109	70,6
Origine sociale						
Professionnel / intermédiaire	0,09	0,04	1,10	*	20 125	82,4
Qualifié (réf.)			1		50 013	75,1
Semi- / non qualifié / autre	-0,18	0,03	0,84	*	33 185	68,5
Niveau de diplôme le plus élevé						
Aucun diplôme	-0,61	0,05	0,54	*	14 779	58,7
Niveau 1 (plus bas)	-0,07	0,04	0,93		24 161	73,9
Niveau 2 (réf.)			1		22 465	76,5
Niveau 3	-0,05	0,05	0,95		13 073	76,2
Niveau 4/5 (plus élevé)	0,09	0,04	1,09	*	25 394	82,1
Autre	-0,31	0,08	0,73	*	2 789	69,6
Inconnu	-0,92	0,14	0,40	*	662	58,3
Variables de niveau recensement						
Année du recensement						
1981	1,56	0,21	4,76	*	2 115	66,6
1991	1,31	0,14	3,72	*	18 857	73,2
2001	0,56	0,07	1,75	*	36 993	75,5
2011 (réf.)			1		45 358	74,3
Âge atteint dans l'année du recensement						
15-19 ans	-1,97	0,18	0,14	*	848	36,8
20-24 ans	-0,93	0,12	0,40	*	5 319	61,5
25-29 ans	-0,39	0,07	0,68	*	13 688	71,3
30-34 ans	-0,11	0,06	0,90		17 215	77,6
35-39 ans (réf.)			1		23 900	76,9
40-44 ans	0,10	0,04	1,11	*	21 040	75,9
45-49 ans	0,03	0,07	1,03		13 673	73,5
50 ans et plus	0,16	0,09	1,18		7 640	75,3
Classe sociale au recensement						
Professionnel / intermédiaire	0,01	0,03	1,01		29 273	81,7
Qualifié (réf.)			1		40 389	76,2
Semi- / non qualifié / autre	-0,15	0,03	0,86	*	33 661	65,9
Nombre d'enfants au moment du recensement						
1	-0,93	0,03	0,39	*	32 894	68,7
2 (réf.)			1		45 492	79,5
3 et plus	-0,06	0,03	0,94		24 937	72,5
Durée écoulée depuis la dernière naissance						
< 1 an	1,55	0,06	4,72	*	10 664	82,1
1-2 ans	1,17	0,05	3,21	*	17 838	80,1
3-4 ans	0,53	0,05	1,70	*	13 310	75,5
5-6 ans	0,28	0,05	1,32	*	10 518	73,1
7-9 ans	0,02	0,04	1,02		13 216	72,0
10 ans ou plus (réf.)			1		37 777	70,3

Tableau III-24 – Facteurs associés au fait d'être en couple - mères anglaises (suite)

Carstairs quintile							
1 (le moins défavorisé)		0,52	0,04	1,68	*	20 155	85,7
2		0,26	0,04	1,30	*	20 736	81,0
3 (réf.)				1		21 007	76,2
4		-0,26	0,03	0,77	*	21 685	69,7
5 (le plus défavorisé)		-0,68	0,04	0,51	*	19 513	59,5
Inconnu		-3,63	0,22	0,03	*	227	28,2
Activité							
Active (réf.)				1		66 390	79,0
Chômeuse		-1,12	0,05	0,33	*	3 898	50,1
Étudiante		-1,43	0,09	0,24	*	1 346	50,4
Inactive		-0,57	0,03	0,57	*	31 689	68,7
Interactions							
Âge à la première naissance * génération							
≤ 18 ans	1959-1964	0,64	0,11	0,52	*	5 432	62,0
≤ 18 ans	1965-1969	0,30	0,09	0,37	*	3 679	55,8
≤ 18 ans	1970-1976 (réf.)			0,27		4 247	48,0
19-24 ans	1959-1964	0,55	0,08	0,72	*	19 144	74,6
19-24 ans	1965-1969	0,24	0,06	0,53	*	13 494	68,3
19-24 ans	1970-1976 (réf.)			0,42		10 062	63,6
25-29 ans (réf.)	1959-1964	-0,05	0,09	0,95		14 073	83,5
25-29 ans (réf.)	1965-1969	-0,17	0,08	0,84	*	8 295	80,3
25-29 ans (réf.)	1970-1976 (réf.)			1		6 780	81,8
30 ans et plus	1959-1964	-0,42	0,11	1,12	*	7 459	83,3
30 ans et plus	1965-1969	-0,19	0,11	1,41		5 676	85,9
30 ans et plus	1970-1976 (réf.)			1,71		5 043	88,6
Âge à la première naissance * année du recensement							
≤ 18 ans	1981	0,98	0,21	0,73	*	1 182	59,1
≤ 18 ans	1991	0,28	0,14	0,36	*	3 775	52,6
≤ 18 ans	2001	-0,03	0,08	0,27		4 229	55,9
≤ 18 ans	2011 (réf.)			0,27		4 172	57,7
19-24 ans	1981	1,56	0,21	1,98	*	933	76,0
19-24 ans	1991	0,66	0,13	0,81	*	10 535	73,4
19-24 ans	2001	0,22	0,07	0,52	*	15 679	69,9
19-24 ans	2011 (réf.)			0,42		15 553	67,5
25-29 ans (réf.)	1991	1,31	0,14	3,72	*	4 253	89,4
25-29 ans (réf.)	2001	0,56	0,07	1,75	*	11 627	84,0
25-29 ans (réf.)	2011 (réf.)			1		13 268	78,3
30 ans et plus	1991	1,76	0,31	9,95	*	298	91,9
30 ans et plus	2001	0,62	0,09	3,16	*	5 505	88,7
30 ans et plus	2011 (réf.)			1,71		12 375	84,1
Constante		2,29	0,08		*		
N observations =	103 323			-2 log vraisemblance =		98 353	
N individus =	48 830			Corrélation intra-classes (en %) =		55,4	

Source : ONS Longitudinal Study.

*Note : * = significatif au seuil de 5 %.*

Tableau III-25 – Facteurs associés au fait d'être mariée - mères françaises

Variable / modalité	Résultats du modèle final				Stats. descriptives	
	β	Écart type	Odds ratio	Sig.	N	% Y=1
Variables de niveau mère						
Âge à la première naissance						
≤ 18 ans	-0,64	0,23	0,53	*	2 511	61,2
19-24 ans	-0,34	0,10	0,71	*	20 570	70,4
25-29 ans (réf.)			1		14 120	70,0
30 ans et plus	-0,57	0,11	0,57	*	4 906	58,9
Génération						
1959-1964	0,39	0,13	1,47	*	19 357	74,4
1965-1969	0,27	0,11	1,31	*	12 038	66,6
1970-1976 (réf.)			1		10 712	59,4
Origine sociale						
Professionnel / intermédiaire	0,00	0,06	1,00		7 913	69,9
Qualifié (réf.)			1		20 053	67,6
Semi- / non qualifié / autre	0,12	0,05	1,13	*	14 141	68,6
Niveau de diplôme le plus élevé						
Aucun diplôme	-0,56	0,06	0,57	*	6 032	60,8
CEP - BEPC	-0,21	0,07	0,81	*	4 506	68,4
CAP/BEP (réf.)			1		13 601	69,2
Bac	0,16	0,06	1,18	*	7 577	69,4
Uni. 1e cycle / BTS / DUT	0,35	0,07	1,41	*	6 459	70,4
Uni. 2e / 3e cycle	0,67	0,09	1,96	*	3 932	71,7
Variables de niveau recensement						
Année du recensement						
1982	3,18	0,38	24,07	*	253	78,3
1990	1,97	0,19	7,16	*	6 808	75,1
1999	0,73	0,11	2,07	*	14 963	68,5
2011 (réf.)			1		20 083	65,8
Âge atteint dans l'année du recensement						
15-19 ans	-1,84	0,55	0,16	*	45	31,1
20-24 ans	-0,69	0,16	0,50	*	1 425	55,4
25-29 ans	-0,17	0,10	0,85		6 355	68,4
30-34 ans	0,01	0,07	1,01		8 112	70,6
35-39 ans (réf.)			1		10 824	67,8
40-44 ans	0,19	0,07	1,21	*	6 956	67,8
45-49 ans	0,22	0,09	1,24	*	5 500	69,1
50 ans et plus	0,17	0,12	1,19		2 890	70,9
CSP au recensement						
Professionnel / intermédiaire	-0,07	0,06	0,93		11 468	68,7
Qualifié (réf.)			1		9 055	67,6
Semi- / non qualifié / autre	0,07	0,05	1,07		21 584	68,5
Nombre d'enfants au moment du recensement						
1	-1,39	0,05	0,25	*	14 122	56,0
2 (réf.)			1		18 458	73,4
3 et plus	0,51	0,05	1,67	*	9 527	76,9

Tableau III-25 – Facteurs associés au fait d'être mariée - mères françaises (suite)

Interactions							
Âge à la première naissance * génération							
≤ 18 ans	1959-1964	0,62	0,27	0,99	*	1 338	68,8
≤ 18 ans	1965-1969	-0,10	0,28	0,48		698	54,2
≤ 18 ans	1970-1976 (réf.)			0,53		475	50,1
19-24 ans	1959-1964	0,75	0,12	1,51	*	10 544	77,0
19-24 ans	1965-1969	0,25	0,11	0,91	*	5 782	67,1
19-24 ans	1970-1976 (réf.)			0,71		4 244	58,6
25-29 ans (réf.)	1959-1964	0,39	0,13	1,47	*	5 609	74,2
25-29 ans (réf.)	1965-1969	0,27	0,11	1,31	*	4 332	69,6
25-29 ans (réf.)	1970-1976 (réf.)			1		4 179	64,5
30 ans et plus	1959-1964	0,82	0,17	1,29	*	1 866	64,5
30 ans et plus	1965-1969	0,48	0,15	0,92	*	1 226	60,6
30 ans et plus	1970-1976 (réf.)			0,57		1 814	52,0
Âge à la première naissance * année du recensement							
≤ 18 ans	1982	2,72	0,44	8,03	*	103	71,8
≤ 18 ans	1990	0,97	0,22	1,40	*	743	60,3
≤ 18 ans	1999	0,20	0,16	0,64		883	59,3
≤ 18 ans	2011 (réf.)			0,53		782	62,8
19-24 ans	1982	3,18	0,38	17,15	*	150	82,7
19-24 ans	1990	1,78	0,17	4,24	*	4 762	76,6
19-24 ans	1999	0,65	0,10	1,37	*	7 907	69,1
19-24 ans	2011 (réf.)			0,71		7 751	67,7
25-29 ans (réf.)	1982	0,00	0,00	24,07		0	-
25-29 ans (réf.)	1990	1,97	0,19	7,16	*	1 293	78,3
25-29 ans (réf.)	1999	0,73	0,11	2,07	*	5 072	70,4
25-29 ans (réf.)	2011 (réf.)			1		7 755	68,2
30 ans et plus	1982	0,00	0,00	13,61		0	-
30 ans et plus	1990	2,15	1,10	4,83		10	80,0
30 ans et plus	1999	0,40	0,15	0,84	*	1 101	62,9
30 ans et plus	2011 (réf.)			0,57		3 795	57,7
Constante		1,06	0,09		*		
N observations =	42 107			-2 log vraisemblance =		45 474	
N individus =	20 928			Corrélation intra-classes (en %) =		64,5	

Source : Échantillon démographique permanent.

*Note : * = significatif au seuil de 5 %.*

Tableau III-26 – Facteurs associés au fait d'être mariée - mères anglaises

Variable / modalité	Résultats du modèle final				Stats. descriptives	
	β	Écart type	Odds ratio	Sig.	N	% Y=1
Variables de niveau mère						
Âge à la première naissance						
≤ 18 ans	-1,79	0,10	0,17	*	13 349	45,9
19-24 ans	-1,13	0,07	0,32	*	42 677	61,7
25-29 ans (réf.)			1		29 131	75,4
30 ans et plus	0,21	0,08	1,24	*	18 166	76,1
Génération						
1959-1964	0,04	0,10	1,04		46 089	72,0
1965-1969	-0,08	0,08	0,93		31 125	64,2
1970-1976 (réf.)			1		26 109	57,8
Origine sociale						
Professionnel / intermédiaire	0,20	0,04	1,23	*	20 125	75,6
Qualifié (réf.)			1		50 013	66,4
Semi- / non qualifié / autre	-0,18	0,03	0,84	*	33 185	59,7
Niveau de diplôme le plus élevé						
Aucun diplôme	-0,82	0,05	0,44	*	14 779	49,5
Niveau 1 (plus bas)	-0,16	0,04	0,85	*	24 161	64,6
Niveau 2 (réf.)			1		22 465	67,9
Niveau 3	0,01	0,05	1,01		13 073	68,1
Niveau 4/5 (plus élevé)	0,22	0,05	1,25	*	25 394	75,2
Autre	-0,43	0,10	0,65	*	2 789	60,5
Inconnu	-0,78	0,16	0,46	*	662	57,4
Variables de niveau recensement						
Année du recensement						
1981	3,78	0,23	44,01	*	2 115	66,2
1991	2,27	0,15	9,68	*	18 857	67,4
2001	0,27	0,08	1,32	*	36 993	62,8
2011 (réf.)			1		45 358	68,1
Âge atteint dans l'année du recensement						
15-19 ans	-2,33	0,20	0,10	*	848	26,5
20-24 ans	-1,19	0,14	0,30	*	5 319	51,9
25-29 ans	-0,46	0,08	0,63	*	13 688	59,8
30-34 ans	-0,05	0,06	0,95		17 215	68,7
35-39 ans (réf.)			1		23 900	66,6
40-44 ans	0,14	0,04	1,15	*	21 040	68,5
45-49 ans	0,11	0,07	1,12		13 673	69,5
50 ans et plus	0,20	0,10	1,22	*	7 640	70,8
Classe sociale au recensement						
Professionnel / intermédiaire	0,06	0,03	1,06		29 273	74,2
Qualifié (réf.)			1		40 389	67,3
Semi- / non qualifié / autre	-0,16	0,03	0,85	*	33 661	57,6
Nombre d'enfants au moment du recensement						
1	-1,35	0,03	0,26	*	32 894	56,9
2 (réf.)			1		45 492	72,3
3 et plus	0,28	0,04	1,32	*	24 937	66,9
Durée écoulée depuis la dernière naissance						
< 1 an	0,39	0,06	1,48	*	10 664	68,8
1-2 ans	0,46	0,05	1,58	*	17 838	69,6
3-4 ans	0,18	0,05	1,20	*	13 310	66,8
5-6 ans	0,02	0,05	1,02		10 518	65,0
7-9 ans	-0,10	0,04	0,91	*	13 216	64,5
10 ans ou plus (réf.)			1		37 777	64,3

Tableau III-26 – Facteurs associés au fait d'être mariée - mères anglaises (suite)

Carstairs quintile							
1 (le moins défavorisé)		0,53	0,04	1,69	*	20 155	79,1
2		0,23	0,04	1,25	*	20 736	72,5
3 (réf.)				1		21 007	67,5
4		-0,32	0,04	0,73	*	21 685	59,7
5 (le plus défavorisé)		-0,63	0,04	0,53	*	19 513	51,4
Inconnu		-0,20	0,24	0,82		227	63,9
Activité							
Active (réf.)				1		66 390	70,3
Chômeuse		-0,94	0,06	0,39	*	3 898	43,4
Étudiante		-1,08	0,09	0,34	*	1 346	46,5
Inactive		-0,33	0,03	0,72	*	31 689	60,9
Interactions							
Âge à la première naissance * génération							
≤ 18 ans	1959-1964	0,82	0,12	0,38	*	5 431	56,1
≤ 18 ans	1965-1969	0,34	0,11	0,23	*	3 678	44,6
≤ 18 ans	1970-1976 (réf.)			0,17		4 240	33,9
19-24 ans	1959-1964	0,69	0,09	0,64	*	19 134	69,7
19-24 ans	1965-1969	0,34	0,07	0,45	*	13 490	59,1
19-24 ans	1970-1976 (réf.)			0,32		10 053	50,1
25-29 ans (réf.)	1959-1964	-0,02	0,11	1,21		14 068	79,0
25-29 ans (réf.)	1965-1969	0,03	0,09	1,27		8 289	73,2
25-29 ans (réf.)	1970-1976 (réf.)			1		6 774	70,8
30 ans et plus	1959-1964	0,04	0,10	1,04		7 456	76,2
30 ans et plus	1965-1969	-0,08	0,08	0,93		5 668	76,1
30 ans et plus	1970-1976 (réf.)			1,24		5 042	75,9
Âge à la première naissance * année du recensement							
≤ 18 ans	1981	2,73	0,23	2,55	*	1 182	57,5
≤ 18 ans	1991	0,81	0,15	0,38	*	3 772	43,8
≤ 18 ans	2001	-0,47	0,09	0,10	*	4 223	40,0
≤ 18 ans	2011 (réf.)			0,17		4 172	50,4
19-24 ans	1981	3,78	0,23	14,16	*	933	77,3
19-24 ans	1991	1,42	0,14	1,34	*	10 535	67,8
19-24 ans	2001	-0,15	0,07	0,28	*	15 659	56,4
19-24 ans	2011 (réf.)			0,32		15 550	62,1
25-29 ans (réf.)	1991	2,33	0,29	12,69	*	4 252	86,3
25-29 ans (réf.)	2001	0,40	0,09	1,85	*	11 615	73,1
25-29 ans (réf.)	2011 (réf.)			1		13 264	73,9
30 ans et plus	1991	2,27	0,15	9,68	*	298	86,6
30 ans et plus	2001	0,27	0,08	1,32	*	5 496	77,2
30 ans et plus	2011 (réf.)			1,24		12 372	75,4
Constante		2,07	0,08		*		
N observations =	103 323			-2 log vraisemblance =		108 090	
N individus =	48 830			Corrélation intra-classes (en %) =		65,1	

Source : ONS Longitudinal Study.

*Note : * = significatif au seuil de 5 %.*

Tableau III-27 – Facteurs associés au fait d'être mère monoparentale - mères françaises

Variable / modalité	Résultats du modèle final				Stats. descriptives	
	β	Écart type	Odds ratio	Sig.	N	% Y=1
Variables de niveau mère						
Âge à la première naissance						
≤ 18 ans	1,19	0,13	3,29		2 042	19,7
19-24 ans	0,51	0,07	1,67		18 521	13,7
25-29 ans (réf.)			1		13 506	11,1
30 ans et plus	-0,17	0,09	0,84		4 785	12,1
Niveau de diplôme le plus élevé						
Aucun diplôme	0,54	0,08	1,71	*	5 320	17,4
CEP - BEPC	0,32	0,09	1,38	*	4 032	14,5
CAP/BEP (réf.)			1		12 508	12,8
Bac	-0,03	0,07	0,97		7 068	12,0
Uni. 1e cycle / BTS / DUT	-0,09	0,08	0,92		6 128	10,9
Uni. 2e / 3e cycle	-0,13	0,10	0,88		3 798	10,2
Variables de niveau recensement						
Année du recensement						
1990	-1,34	0,12	0,26	*	6 611	8,2
1999	-0,56	0,07	0,57	*	14 669	11,6
2011 (réf.)			1		17 574	15,7
Âge atteint dans l'année du recensement						
15-19 ans	2,24	0,77	9,42	*	19	31,6
20-24 ans	0,90	0,18	2,46	*	1 117	15,2
25-29 ans	0,28	0,11	1,32	*	6 209	9,6
30-34 ans	0,00	0,08	1,00	*	7 997	9,6
35-39 ans (réf.)			1		10 603	12,6
40-44 ans	-0,07	0,08	0,93	*	6 645	14,7
45-49 ans	0,08	0,09	1,08	*	4 575	18,4
50 ans et plus	0,20	0,12	1,22	*	1 689	19,2
CSP au recensement						
Professionnel / intermédiaire	-0,04	0,07	0,96		11 460	11,5
Qualifié (réf.)			1		9 013	12,6
Semi- / non qualifié / autre	-0,14	0,06	0,87	*	21 381	12,0
Nombre d'enfants au moment du recensement						
1	1,15	0,06	3,15	*	12 751	17,1
2 (réf.)			1		17 137	10,5
3 et plus	-0,18	0,07	0,83		8 966	11,6
Durée écoulée depuis la dernière naissance (années)						
< 1 an	-2,11	0,14	0,10	*	4 069	4,5
1-2 ans	-1,45	0,11	0,19	*	8 110	7,4
3-4 ans	-0,87	0,10	0,35	*	5 852	10,4
5-6 ans	-0,34	0,09	0,60	*	4 429	13,9
7-9 ans	-0,09	0,08	0,84	*	5 369	16,0
10 ans ou plus (réf.)			1		11 025	19,5
Constante	-2,41	0,11		*		
N observations =	38 854		-2 log vraisemblance =		26 620	
N individus =	20 796		Corrélation intra-classes (en %) =		51,1	

Source : Échantillon démographique permanent.

*Notes : Variable non disponible au recensement de 1982 ; * = significatif au seuil de 5 %.*

Tableau III-28 – Facteurs associés au fait d'être mère monoparentale - mères anglaises

Variable / modalité	Résultats du modèle final				Stats. descriptives	
	β	Écart type	Odds ratio	Sig.	N	% Y=1
Variables de niveau mère						
Âge à la première naissance						
≤ 18 ans	1,23	0,11	3,43	*	7 713	37,6
19-24 ans	0,88	0,08	2,42	*	29 770	27,6
25-29 ans (réf.)			1		24 380	17,2
30 ans et plus	-0,62	0,10	0,54	*	17 659	13,3
Génération						
1959-1964	0,00	0,11	1,00		30 298	19,0
1965-1969	0,16	0,09	1,18		25 031	22,7
1970-1976 (réf.)			1		24 193	25,6
Origine sociale						
Professionnel / intermédiaire	-0,09	0,05	0,92		16 728	15,7
Qualifié (réf.)			1		38 368	21,7
Semi- / non qualifié / autre	0,19	0,04	1,21	*	24 426	27,3
Niveau de diplôme le plus élevé						
Aucun diplôme	0,63	0,06	1,88	*	9 704	36,6
Niveau 1 (plus bas)	0,08	0,05	1,09		18 391	23,4
Niveau 2 (réf.)			1		17 554	21,3
Niveau 3	0,04	0,06	1,04		10 458	21,2
Niveau 4/5 (plus élevé)	-0,19	0,05	0,83	*	21 414	15,4
Autre	0,28	0,11	1,32	*	2 001	26,1
Variables de niveau recensement						
Année du recensement						
2001	-0,56	0,09	0,57	*	36 364	22,7
2011 (REF)			1		43 158	21,7
Âge atteint dans l'année du recensement						
25-29 ans	0,41	0,10	1,51	*	5 367	33,1
30-34 ans	0,11	0,07	1,12		10 468	23,8
35-39 ans (réf.)			1		23 446	21,3
40-44 ans	-0,19	0,05	0,83	*	20 428	21,5
45-49 ans	-0,26	0,09	0,77	*	12 854	21,6
50 ans et plus	-0,66	0,11	0,51	*	6 959	17,2
Nombre d'enfants au moment du recensement						
1	0,89	0,04	2,44	*	21 275	26,0
2 (réf.)			1		36 984	18,3
3 et plus	0,17	0,04	1,19	*	21 263	25,0
Durée écoulée depuis la dernière naissance						
< 1 an	-1,91	0,09	0,15	*	4 875	10,9
1-2 ans	-1,40	0,07	0,25	*	10 012	14,7
3-4 ans	-0,74	0,06	0,48	*	9 431	20,7
5-6 ans	-0,47	0,06	0,63	*	8 418	23,8
7-9 ans	-0,11	0,05	0,89	*	11 732	25,5
10 ans ou plus (réf.)			1		35 054	24,8
Carstairs quintile						
1 (le moins défavorisé)	-0,65	0,05	0,52	*	17 176	12,7
2	-0,28	0,05	0,76	*	16 892	17,2
3 (réf.)			1		16 422	21,4
4	0,31	0,05	1,36	*	16 053	27,1
5 (le plus défavorisé)	0,81	0,05	2,24	*	12 931	36,2
Inconnu	0,45	0,55	1,57		48	27,1

Tableau III-28 – Facteurs associés au fait d'être mère monoparentale - mères anglaises (suite)

Activité							
Active (réf.)				1		56 989	18,8
Chômeuse		1,31	0,07	3,70	*	2 522	46,3
Étudiante		1,56	0,11	4,76	*	1 133	44,2
Inactive		0,59	0,04	1,81	*	18 878	27,9
Interactions							
Âge à la première naissance * génération							
≤ 18 ans	1959-1964	-1,18	0,15	1,06	*	2 412	28,2
≤ 18 ans	1965-1969	-0,52	0,13	2,04	*	2 201	37,3
≤ 18 ans	1970-1976 (réf.)			3,43		3 100	45,1
19-24 ans	1959-1964	-0,88	0,10	1,00	*	11 111	21,5
19-24 ans	1965-1969	-0,34	0,08	1,72	*	9 254	28,8
19-24 ans	1970-1976 (réf.)			2,42		9 405	33,5
25-29 ans (réf.)	1959-1964	0,00	0,11	1,00		9 726	16,4
25-29 ans (réf.)	1965-1969	0,16	0,09	1,18		7 959	18,3
25-29 ans (réf.)	1970-1976 (réf.)			1		6 695	17,0
30 ans et plus	1959-1964	0,72	0,13	1,11	*	7 049	15,6
30 ans et plus	1965-1969	0,38	0,11	0,78	*	5 617	13,2
30 ans et plus	1970-1976 (réf.)			0,54		4 993	10,2
Âge à la première naissance * année du recensement							
≤ 18 ans	2001	0,33	0,10	4,76	*	4 048	40,9
≤ 18 ans	2011 (réf.)			3,43		3 665	34,0
19-24 ans	2001	-0,07	0,09	2,24		15 327	28,1
19-24 ans	2011 (réf.)			2,42		14 443	27,0
25-29 ans (réf.)	2001	-0,56	0,09	0,24	*	11 521	15,0
25-29 ans (réf.)	2011 (réf.)			1		12 859	19,1
30 ans et plus	2001	-0,80	0,11	0,57	*	5 468	10,6
30 ans et plus	2011 (réf.)			0,54		12 191	14,5
Constante		-2,53	0,09		*		
N observations =	79 522			-2 log vraisemblance =		72 188	
N individus =	47 591			Corrélation intra-classes (en %) =		65,3	

Source : ONS Longitudinal Study.

*Notes : Variable disponible seulement aux recensements de 2001 et 2011 ; * = significatif au seuil de 5 %.*

Tableau III-29 – Facteurs associés au fait de connaître une rupture du couple entre deux recensements - mères anglaises

Variable / modalité	Résultats du modèle final				Stats. descriptives	
	β	Écart type	Odds ratio	Sig.	N	% Y=1
Variables de niveau mère						
Âge à la première naissance						
≤ 18 ans	0,93	0,10	2,53	*	4 603	45,2
19-24 ans	0,63	0,07	1,88	*	20 055	33,9
25-29 ans (réf.)			1		17 356	24,7
30 ans et plus	-0,31	0,08	0,74	*	11 180	24,3
Génération						
1959-1964	-0,16	0,09	0,85		26 575	27,7
1965-1969	0,00	0,07	1,00		16 163	31,2
1970-1976 (réf.)			1		10 456	33,2
Niveau de diplôme le plus élevé						
Aucun diplôme	0,23	0,05	1,25	*	5 743	39,0
Niveau 1 (plus bas)	0,01	0,04	1,01		12 560	30,6
Niveau 2 (réf.)			1		12 055	29,4
Niveau 3	0,02	0,04	1,02		6 985	29,4
Niveau 4/5 (plus élevé)	-0,10	0,04	0,90	*	14 458	25,8
Autre	0,06	0,09	1,06		1 316	32,1
Inconnu	0,52	0,31	1,69		77	49,4
Variables de niveau recensement						
Année du recensement						
1991	-0,01	0,18	0,99		2 807	40,5
2001	-0,03	0,07	0,97		19 269	33,0
2011 (réf.)			1		31 118	26,9
Âge atteint dans l'année du recensement						
25-29 ans	0,68	0,13	1,98	*	621	59,4
30-34 ans	0,17	0,06	1,18	*	6 613	41,0
35-39 ans (réf.)			1		14 876	31,3
40-44 ans	-0,02	0,04	0,98		15 160	27,6
45-49 ans	0,07	0,07	1,08		10 119	25,6
50 ans et plus	-0,01	0,08	0,99		5 805	23,5
Classe sociale au recensement						
Professionnel / intermédiaire	0,10	0,03	1,11	*	17 647	27,3
Qualifié (réf.)			1		20 942	29,2
Semi- / non qualifié / autre	0,02	0,03	1,02		14 605	33,8
Nombre d'enfants au moment du recensement						
1	0,72	0,04	2,05	*	10 596	36,0
2 (réf.)			1		27 034	25,8
3 et plus	0,08	0,03	1,08	*	15 564	32,7
Durée écoulée depuis la dernière naissance						
< 1 an	0,84	0,08	2,31	*	1 632	45,2
1-2 ans	0,43	0,06	1,54	*	4 138	36,7
3-4 ans	0,00	0,05	1,00		5 312	29,6
5-6 ans	-0,19	0,05	0,82	*	5 731	26,4
7-9 ans	-0,09	0,04	0,91	*	9 246	28,9
10 ans ou plus (réf.)			1		27 135	29,0

Tableau III-29 – Facteurs associés au fait de connaître une rupture du couple entre deux recensements - mères anglaises (suite)

Carstairs quintile							
1 (le moins défavorisé)		-0,25	0,04	0,78	*	12 738	23,9
2		-0,10	0,04	0,90	*	12 020	27,5
3 (réf.)				1		11 245	30,4
4		0,11	0,04	1,12	*	10 090	34,0
5 (le plus défavorisé)		0,21	0,04	1,23	*	7 058	37,5
Inconnu		1,13	0,40	3,10	*	43	55,8
Activité							
Active (réf.)				1		40 273	27,7
Chômeuse		0,90	0,08	2,46	*	1 268	48,7
Étudiante		0,86	0,10	2,37	*	650	45,7
Inactive		0,11	0,03	1,12	*	11 003	34,4
Interactions							
Âge à la première naissance * génération							
≤ 18 ans	1959-1964	-0,40	0,13	1,69	*	2 336	42,6
≤ 18 ans	1965-1969	-0,13	0,12	2,23		1 226	46,1
≤ 18 ans	1970-1976 (réf.)			2,53		1 041	49,9
19-24 ans	1959-1964	-0,48	0,08	1,16	*	10 390	30,6
19-24 ans	1965-1969	-0,20	0,07	1,53	*	6 214	36,0
19-24 ans	1970-1976 (réf.)			1,88		3 451	39,7
25-29 ans (réf.)	1959-1964	-0,16	0,09	0,85		8 705	22,8
25-29 ans (réf.)	1965-1969	0,00	0,07	1,00		5 268	26,4
25-29 ans (réf.)	1970-1976 (réf.)			1		3 383	26,8
30 ans et plus	1959-1964	-0,14	0,10	0,64		5 144	23,1
30 ans et plus	1965-1969	-0,06	0,09	0,70		3 455	24,6
30 ans et plus	1970-1976 (réf.)			0,74		2 581	26,1
Âge à la première naissance * année du recensement							
≤ 18 ans	1991	0,38	0,17	3,70	*	702	52,3
≤ 18 ans	2001	0,39	0,10	3,75	*	1 788	49,4
≤ 18 ans	2011 (réf.)			2,53		2 113	39,3
19-24 ans	1991	0,06	0,13	1,99		1 660	36,3
19-24 ans	2001	0,25	0,07	2,42	*	8 250	36,5
19-24 ans	2011 (réf.)			1,88		10 145	31,3
25-29 ans (réf.)	1991	-0,01	0,18	0,99		406	36,5
25-29 ans (réf.)	2001	-0,03	0,07	0,97		6 547	25,2
25-29 ans (réf.)	2011 (réf.)			1		10 403	23,9
30 ans et plus	1991	0,27	0,43	0,96		39	51,3
30 ans et plus	2001	0,29	0,09	0,98	*	2 684	30,1
30 ans et plus	2011 (réf.)			0,74		8 457	22,3
Constante		-1,52	0,07		*		
N observations =	53 194			-2 log vraisemblance =		61 419	
N individus =	35 691			Corrélation intra-classes (en %) =		32,7	

Source : ONS Longitudinal Study.

Champ : Mères en couple au recensement r-1.

*Notes : Variable non disponible au recensement de 1981 ; * = significatif au seuil de 5 %.*

Tableau III-30 – Facteurs associés à la remise en couple suivant une rupture - mères anglaises

Variable / modalité	Résultats du modèle final				Stats. descriptives	
	β	Écart type	Odds ratio	Sig.	N	% Y=1
Variables de niveau mère						
Âge à la première naissance						
≤ 18 ans	0,19	0,08	1,20	*	2 080	42,8
19-24 ans	0,20	0,06	1,22	*	6 791	46,0
25-29 ans (réf.)			1		4 286	46,9
30 ans et plus	-0,03	0,07	0,97		2 714	55,6
Niveau de diplôme le plus élevé						
Aucun diplôme	-0,27	0,08	0,76	*	2 240	38,4
Niveau 1 (plus bas)	-0,05	0,06	0,95		3 843	47,3
Niveau 2 (réf.)			1		3 550	49,0
Niveau 3	-0,11	0,07	0,89		2 054	47,7
Niveau 4/5 (plus élevé)	-0,08	0,07	0,92		3 724	51,8
Autre	-0,13	0,14	0,88		422	45,7
Inconnu	-0,99	0,46	0,37	*	38	36,8
Variables de niveau recensement						
Année du recensement						
1991	0,34	0,10	1,40	*	1 137	53,0
2001	0,28	0,05	1,32	*	6 354	51,4
2011 (réf.)			1		8 380	43,7
Classe sociale au recensement						
Professionnel / intermédiaire	0,19	0,06	1,21	*	4 819	53,0
Qualifié (réf.)			1		6 109	47,4
Semi- / non qualifié / autre	-0,06	0,05	0,94		4 943	42,1
Nombre d'enfants au moment du recensement						
1	0,08	0,06	1,09		3 813	50,1
2 (réf.)			1		6 965	47,2
3 et plus	-0,20	0,05	0,82	*	5 093	45,8
Durée écoulée depuis la dernière naissance						
< 1 an	2,49	0,15	12,10	*	738	81,4
1-2 ans	1,95	0,11	7,03	*	1 518	74,0
3-4 ans	0,90	0,09	2,45	*	1 573	55,9
5-6 ans	0,31	0,08	1,37	*	1 513	45,1
7-9 ans	-0,11	0,06	0,90		2 672	37,9
10 ans ou plus (réf.)			1		7 857	41,1
Carstairs quintile						
1 (le moins défavorisé)	0,41	0,07	1,50	*	3 045	55,7
2	0,24	0,06	1,27	*	3 307	51,9
3 (réf.)			1		3 413	47,1
4	-0,10	0,06	0,91		3 432	44,3
5 (le plus défavorisé)	-0,45	0,07	0,64	*	2 650	37,2
Inconnu	-1,02	0,54	0,36		24	41,7

Tableau III-30 – Facteurs associés à la remise en couple suivant une rupture - mères anglaises (suite)

Activité							
Active (réf.)				1		11 172	49,5
Chômeuse		-0,80	0,12	0,45	*	618	29,9
Étudiante		-0,95	0,17	0,39	*	297	29,0
Inactive		-0,45	0,06	0,64	*	3 784	45,9
Constante		-0,58	0,08		*		
N observations =	15 871			-2 log vraisemblance =		20 303	
N individus =	14 209			Corrélation intra-classes (en %) =		4,6	

Source : ONS Longitudinal Study.

Champ : Mères en couple au recensement r-1 et ayant connu une rupture du couple entre les recensements r-1 et r.

*Notes : Variable non disponible au recensement de 1981 ; * = significatif au seuil de 5 %.*

Tableau III-31 – Facteurs associés au fait d'être en couple hypogame féminine - mères françaises

Variable / modalité	Résultats du modèle final				Stats. descriptives	
	β	Écart type	Odds ratio	Sig.	N	% Y=1
Âge à la première naissance						
≤ 18 ans	-0,10	0,12	0,90		394	11,4
19-24 ans	0,09	0,05	1,09		4 858	17,0
25-29 ans (réf.)			1		5 609	19,3
30 ans et plus	0,02	0,06	1,02		2 728	21,4
Niveau de diplôme le plus élevé						
Aucun diplôme	-0,42	0,08	0,65	*	1 122	11,5
CEP - BEPC	-0,30	0,09	0,74	*	819	13,2
CAP/BEP (réf.)			1		3 898	13,4
Bac	0,29	0,05	1,34	*	2 746	21,8
Uni. 1e cycle / BTS / DUT	0,57	0,05	1,77	*	2 946	26,6
Uni. 2e / 3e cycle	0,15	0,06	1,16	*	2 058	19,1
Nombre d'enfants au moment du recensement						
1	0,14	0,04	1,15	*	2 902	20,4
2 (réf.)			1		7 102	20,0
3 et plus	-0,23	0,04	0,79	*	3 585	14,6
N observations =	13 589			AIC =	13 085	
N individus =	13 589			R^2 de Nagelkerke (en %) =	3,6	

Source : Échantillon démographique permanent.

Champ : Mères en couple au recensement r.

*Notes : Variable disponible seulement au recensement de 2011 (modèle de régression logistique) ; * = significatif au seuil de 5 %.*

Tableau III-32 – Facteurs associés au fait d'être en couple hypogame féminine - mères anglaises

Variable / modalité	Résultats du modèle final				Stats. descriptives	
	β	Écart type	Odds ratio	Sig.	N	% Y=1
Variables de niveau mère						
Âge à la première naissance						
≤ 18 ans	0,26	0,07	1,30	*	7 452	18,6
19-24 ans	0,13	0,05	1,14	*	29 890	20,6
25-29 ans (réf.)			1		23 950	21,0
30 ans et plus	-0,35	0,06	0,70	*	15 553	19,3
Origine sociale						
Professionnel / intermédiaire	-0,36	0,06	0,70	*	16 575	18,6
Qualifié (réf.)			1		37 535	21,0
Semi- / non qualifié / autre	-0,02	0,06	0,98		22 735	20,2
Niveau de diplôme le plus élevé						
Aucun diplôme	-0,51	0,05	0,60	*	8 670	14,0
Niveau 1 (plus bas)	-0,06	0,04	0,94		17 864	18,7
Niveau 2 (réf.)			1		17 177	19,0
Niveau 3	0,09	0,05	1,10		9 964	19,9
Niveau 4/5 (plus élevé)	0,63	0,04	1,88	*	20 844	25,6
Autre	0,09	0,09	1,09		1 940	20,2
Inconnu	-0,10	0,20	0,90		386	13,5
Variables de niveau recensement						
Année du recensement						
1981	-2,99	0,17	0,05	*	1 408	3,4
1991	-0,68	0,05	0,50	*	13 800	17,3
2001	-0,23	0,03	0,80	*	27 938	20,3
2011 (réf.)			1		33 699	22,1
Nombre d'enfants au moment du recensement						
1	0,35	0,03	1,42	*	22 607	22,1
2 (réf.)			1		36 167	19,9
3 et plus	-0,17	0,03	0,85	*	18 071	18,7
Durée écoulée depuis la dernière naissance						
< 1 an	0,07	0,05	1,08		8 750	17,9
1-2 ans	0,07	0,04	1,08		14 286	19,2
3-4 ans	0,02	0,04	1,02		10 043	19,7
5-6 ans	-0,07	0,05	0,93		7 691	19,1
7-9 ans	-0,04	0,04	0,96		9 514	19,8
10 ans ou plus (réf.)			1		26 561	22,3
Carstairs quintile						
1 (le moins défavorisé)	-0,35	0,04	0,71	*	17 266	17,2
2	-0,11	0,04	0,90	*	16 799	20,0
3 (réf.)			1		15 997	21,3
4	0,12	0,04	1,13	*	15 106	22,3
5 (le plus défavorisé)	0,13	0,04	1,14	*	11 613	21,2
Inconnu	0,79	0,36	2,19	*	64	32,8

Tableau III-32 – Facteurs associés au fait d'être en couple hypogame féminine - mères anglaises (suite)

Interactions							
Âge à la première naissance * origine sociale							
≤ 18 ans	Prof. / int.	0,14	0,17	1,50		590	22,2
≤ 18 ans	Qualifié (réf.)			1,30		3 465	19,9
≤ 18 ans	Semi- / non qual.	-0,24	0,09	1,02	*	3 397	16,5
19-24 ans	Prof. / int.	-0,03	0,06	1,10		4 450	21,3
19-24 ans	Qualifié (réf.)			1,14		15 297	20,7
19-24 ans	Semi- / non qual.	-0,01	0,05	1,13		10 143	20,2
25-29 ans (réf.)	Prof. / int.	-0,36	0,06	0,70	*	6 137	18,6
25-29 ans (réf.)	Qualifié (réf.)			1		11 845	21,9
25-29 ans (réf.)	Semi- / non qual.	-0,02	0,06	0,98		5 968	21,7
30 ans et plus	Prof. / int.	-0,49	0,07	0,43	*	5 398	16,2
30 ans et plus	Qualifié (réf.)			0,70		6 928	20,8
30 ans et plus	Semi- / non qual.	0,07	0,07	0,75		3 227	21,3
Constante		-1,73	0,05		*		
N observations =	76 845			-2 log vraisemblance =		73 665	
N individus =	41 981			Corrélation intra-classes (en %) =		40,8	

Source : ONS Longitudinal Study.

Champ : Mères en couple au recensement r.

*Note : * = significatif au seuil de 5 %.*

Tableau III-33 – Facteurs associés au fait d'être inactive - mères françaises

Variable / modalité	Résultats du modèle final				Stats. descriptives	
	β	Écart type	Odds ratio	Sig.	N	% Y=1
Variables de niveau mère						
Âge à la première naissance						
≤ 18 ans	0,68	0,13	1,97	*	2 490	50,5
19-24 ans	0,27	0,06	1,31	*	20 522	32,6
25-29 ans (réf.)			1		14 090	17,9
30 ans et plus	0,49	0,08	1,62	*	4 903	16,3
Niveau de diplôme le plus élevé						
Aucun diplôme	0,97	0,05	2,64	*	5 932	50,4
CEP - BEPC	0,40	0,06	1,49	*	4 505	37,2
CAP/BEP (réf.)			1		13 601	28,4
Bac	-0,51	0,05	0,60	*	7 577	19,9
Uni. 1e cycle / BTS / DUT	-1,31	0,07	0,27	*	6 459	11,8
Uni. 2e / 3e cycle	-1,33	0,08	0,27	*	3 931	11,8
Variables de niveau recensement						
Année du recensement						
1982	0,04	0,26	1,04		249	60,2
1990	0,02	0,12	1,02		6 760	42,5
1999	0,44	0,07	1,55	*	14 919	31,7
2011 (réf.)			1		20 077	17,5
Âge atteint dans l'année du recensement						
15-19 ans	2,37	0,64	10,65	*	33	84,8
20-24 ans	1,55	0,13	4,71	*	1 407	62,7
25-29 ans	0,66	0,08	1,93	*	6 317	40,7
30-34 ans	0,31	0,06	1,36	*	8 083	31,5
35-39 ans (réf.)			1		10 820	23,7
40-44 ans	-0,18	0,06	0,83	*	6 956	17,9
45-49 ans	-0,26	0,08	0,77	*	5 499	15,7
50 ans et plus	0,05	0,09	1,05		2 890	19,4
Nombre d'enfants au moment du recensement						
1	-0,47	0,05	0,63	*	14 049	24,4
2 (réf.)			1		18 437	22,8
3 et plus	0,96	0,05	2,62	*	9 519	38,1
Durée écoulée depuis la dernière naissance (années)						
< 1 an	1,11	0,09	3,03	*	4 225	40,4
1-2 ans	0,99	0,08	2,68	*	8 306	37,4
3-4 ans	0,51	0,07	1,67	*	5 969	29,5
5-6 ans	0,26	0,07	1,30	*	4 518	24,6
7-9 ans	0,09	0,06	1,10		5 484	21,6
10 ans ou plus (réf.)			1		13 503	17,7
En couple						
Oui (réf.)			1		35 659	26,4
Non	0,15	0,05	1,16	*	6 097	27,6
Sans réponse	0,00	0,00	0,00		249	60,2

Tableau III-33 – Facteurs associés au fait d'être inactive - mères françaises (suite)

Interactions							
Âge à la première naissance * année du recensement							
≤ 18 ans	1982	0,00	0,00	2,79		100	68,0
≤ 18 ans	1990	0,75	0,16	4,19	*	728	64,3
≤ 18 ans	1999	0,36	0,14	2,82	*	880	50,0
≤ 18 ans	2011 (réf.)			1,97		782	36,1
19-24 ans	1982	0,00	0,00	1,36		149	55,0
19-24 ans	1990	0,50	0,09	2,15	*	4 738	44,0
19-24 ans	1999	0,54	0,06	2,23	*	7 886	36,1
19-24 ans	2011 (réf.)			1,31		7 749	21,5
25-29 ans (réf.)	1982	0,00	0,00	1,04		0	0,0
25-29 ans (réf.)	1990	0,02	0,12	1,02		1 284	24,7
25-29 ans (réf.)	1999	0,44	0,07	1,55	*	5 054	23,8
25-29 ans (réf.)	2011 (réf.)			1		7 752	12,9
30 ans et plus	1982	0,00	0,00	1,69		0	-
30 ans et plus	1990	0,27	0,93	2,13		10	s
30 ans et plus	1999	0,00	0,12	1,62		1 099	21,6
30 ans et plus	2011 (réf.)			1,62		3 794	14,7
Constante		-2,57	0,09		*		
N observations =	42 005			-2 log vraisemblance =		40 437	
N individus =	20 923			Corrélation intra-classes (en %) =		45,9	

Source : Échantillon démographique permanent.

Champ : Mères non étudiantes.

*Note : * = significatif au seuil de 5 %.*

Tableau III-34 – Facteurs associés au fait d'être inactive - mères anglaises

Variable / modalité	Résultats du modèle final				Stats. descriptives	
	β	Écart type	Odds ratio	Sig.	N	% Y=1
Variables de niveau mère						
Âge à la première naissance						
≤ 18 ans	0,40	0,10	1,49	*	12 393	51,9
19-24 ans	0,24	0,07	1,27	*	40 231	36,9
25-29 ans (réf.)			1		28 171	24,9
30 ans et plus	-0,02	0,08	0,98		17 660	21,2
Génération						
1959-1964	-0,15	0,08	0,86		43 980	31,5
1965-1969	-0,09	0,07	0,91		29 660	32,8
1970-1976 (réf.)			1		24 815	34,1
Origine sociale						
Professionnel / intermédiaire	0,23	0,06	1,26	*	19 500	25,7
Qualifié (réf.)			1		47 712	31,3
Semi- / non qualifié / autre	0,09	0,05	1,09		31 243	38,8
Niveau de diplôme le plus élevé						
Aucun diplôme	1,30	0,04	3,68	*	13 302	59,5
Niveau 1 (plus bas)	0,35	0,03	1,42	*	23 091	35,7
Niveau 2 (réf.)			1		21 638	29,6
Niveau 3	-0,25	0,04	0,78	*	12 635	25,9
Niveau 4/5 (plus élevé)	-0,42	0,04	0,66	*	24 480	19,4
Autre	0,36	0,07	1,43	*	2 669	38,2
Inconnu	0,49	0,13	1,63	*	640	70,0
Variables de niveau recensement						
Année du recensement						
1981	2,72	0,21	15,13	*	2 066	85,0
1991	1,56	0,12	4,75	*	18 511	59,8
2001	0,54	0,07	1,72	*	35 468	33,2
2011 (réf.)			1		42 410	17,6
Âge atteint dans l'année du recensement						
15-19 ans	1,26	0,19	3,52	*	788	88,2
20-24 ans	0,72	0,11	2,06	*	5 246	78,5
25-29 ans	0,30	0,07	1,35	*	13 322	55,4
30-34 ans	0,03	0,05	1,03		16 669	42,2
35-39 ans (réf.)			1		22 781	26,8
40-44 ans	-0,10	0,04	0,90	*	19 826	20,4
45-49 ans	-0,18	0,07	0,84	*	12 786	13,6
50 ans et plus	-0,05	0,08	0,95		7 037	13,4
Classe sociale au recensement						
Professionnel / intermédiaire	-0,48	0,03	0,62	*	28 562	16,2
Qualifié (réf.)			1		38 797	29,8
Semi- / non qualifié / autre	0,72	0,03	2,06	*	31 096	51,1
Nombre d'enfants au moment du recensement						
1	-0,46	0,03	0,63	*	31 491	33,0
2 (réf.)			1		43 720	27,7
3 et plus	0,71	0,03	2,03	*	23 244	41,2
Durée écoulée depuis la dernière naissance						
< 1 an	2,08	0,06	8,01	*	10 464	60,3
1-2 ans	1,62	0,05	5,07	*	17 436	50,0
3-4 ans	1,28	0,05	3,59	*	12 877	41,6
5-6 ans	0,68	0,04	1,97	*	10 082	31,0
7-9 ans	0,39	0,04	1,48	*	12 544	25,1
10 ans ou plus (réf.)			1		35 052	15,5

Tableau III-34 – Facteurs associés au fait d'être inactive - mères anglaises (suite)

Carstairs quintile							
1 (le moins défavorisé)		0,18	0,04	1,20	*	19 575	25,4
2		0,04	0,03	1,04		20 045	26,6
3 (réf.)				1		20 043	29,7
4		0,09	0,03	1,10	*	20 436	35,6
5 (le plus défavorisé)		0,32	0,04	1,38	*	18 140	46,4
Inconnu		0,16	0,21	1,18		216	59,3
En couple							
Oui (réf.)				1		74 275	29,4
Non		0,61	0,03	1,84	*	24 180	42,3
Interactions							
Âge à la première naissance * génération							
≤ 18 ans	1959-1964	-0,68	0,10	0,76	*	5 042	48,4
≤ 18 ans	1965-1969	-0,23	0,09	1,19	*	3 425	51,6
≤ 18 ans	1970-1976 (réf.)			1,49		3 926	56,7
19-24 ans	1959-1964	-0,58	0,07	0,72	*	18 094	34,0
19-24 ans	1965-1969	-0,22	0,06	1,02	*	12 720	39,4
19-24 ans	1970-1976 (réf.)			1,27		9 417	39,2
25-29 ans (réf.)	1959-1964	-0,15	0,08	0,86		13 630	26,7
25-29 ans (réf.)	1965-1969	-0,09	0,07	0,91		8 005	21,9
25-29 ans (réf.)	1970-1976 (réf.)			1		6 536	25,0
30 ans et plus	1959-1964	0,53	0,10	1,66	*	7 214	22,4
30 ans et plus	1965-1969	0,41	0,08	1,47	*	5 510	21,9
30 ans et plus	1970-1976 (réf.)			0,98		4 936	18,7
Âge à la première naissance * origine sociale							
≤ 18 ans	Prof. / int.	-0,09	0,13	1,37		920	43,2
≤ 18 ans	Qualifié (réf.)			1,49		5 675	48,6
≤ 18 ans	Semi- / non qual.	0,23	0,07	1,87	*	5 798	56,5
19-24 ans	Prof. / int.	-0,01	0,06	1,26		5 673	30,3
19-24 ans	Qualifié (réf.)			1,27		20 221	35,5
19-24 ans	Semi- / non qual.	0,18	0,04	1,53	*	14 337	41,6
25-29 ans (réf.)	Prof. / int.	0,23	0,06	1,26	*	6 919	23,4
25-29 ans (réf.)	Qualifié (réf.)			1		13 916	24,4
25-29 ans (réf.)	Semi- / non qual.	0,09	0,05	1,09		7 336	27,4
30 ans et plus	Prof. / int.	0,29	0,06	1,31	*	5 988	21,1
30 ans et plus	Qualifié (réf.)			0,98		7 900	20,5
30 ans et plus	Semi- / non qual.	0,02	0,07	1,00		3 772	22,7

Tableau III-34 – Facteurs associés au fait d'être inactive - mères anglaises (suite)

Âge à la première naissance * année du recensement							
≤ 18 ans	1981	1,82	0,21	9,18	*	1 143	83,0
≤ 18 ans	1991	1,38	0,13	5,90	*	3 686	71,0
≤ 18 ans	2001	0,61	0,08	2,73	*	3 932	46,5
≤ 18 ans	2011 (réf.)			1,49		3 632	28,6
19-24 ans	1981	2,72	0,21	19,25	*	923	87,5
19-24 ans	1991	1,41	0,11	5,19	*	10 334	59,0
19-24 ans	2001	0,61	0,06	2,34	*	14 855	35,3
19-24 ans	2011 (réf.)			1,27		14 119	19,2
25-29 ans (réf.)	1991	1,56	0,12	4,75	*	4 199	52,5
25-29 ans (réf.)	2001	0,54	0,07	1,72	*	11 303	27,3
25-29 ans (réf.)	2011 (réf.)			1		12 669	13,7
30 ans et plus	1991	1,46	0,20	4,23	*	292	56,5
30 ans et plus	2001	0,27	0,08	1,29	*	5 378	29,9
30 ans et plus	2011 (réf.)			0,98		11 990	16,5
Constante		-3,18	0,07		*		
N observations =	98 455			-2 log vraisemblance =		93 556	
N individus =	48 103			Corrélation intra-classes (en %) =		29,6	

Source : ONS Longitudinal Study.

Champ : Mères non étudiantes.

*Note : * = significatif au seuil de 5 %.*

Tableau III-35 – Facteurs associés au fait d'être chômeuse de longue durée - mères françaises

Variable / modalité	Résultats du modèle final				Stats. descriptives	
	β	Écart type	Odds ratio	Sig.	N	% Y=1
Variables de niveau mère						
Âge à la première naissance						
≤ 18 ans	0,07	0,14	1,08		402	53,0
19-24 ans	0,04	0,09	1,04		2 574	49,9
25-29 ans (réf.)			1		1 017	45,6
30 ans et plus	0,19	0,15	1,21		332	43,7
Niveau de diplôme le plus élevé						
Aucun diplôme	0,30	0,09	1,35	*	990	54,9
CEP - BEPC	0,15	0,11	1,16		586	51,4
CAP/BEP (réf.)			1		1 639	47,3
Bac	0,09	0,11	1,09		596	47,8
Uni. 1e cycle / BTS / DUT	-0,07	0,14	0,93		315	43,2
Uni. 2e / 3e cycle	-0,54	0,19	0,58	*	199	33,2
Variables de niveau recensement						
Année du recensement						
1990	0,42	0,12	1,53	*	1 115	46,5
1999	0,92	0,10	2,51	*	1 719	57,9
2011 (réf.)			1		1 491	39,8
Durée écoulée depuis la dernière naissance (années)						
< 1 an	-0,37	0,14	0,69	*	523	45,1
1-2 ans	-0,10	0,12	0,90		921	52,6
3-4 ans	-0,53	0,12	0,59	*	807	43,4
5-6 ans	0,01	0,13	1,01		519	54,5
7-9 ans	-0,25	0,13	0,78	*	512	47,9
10 ans ou plus (réf.)			1		1 043	48,8
En couple						
Oui (réf.)			1		3 308	47,0
Non	0,32	0,08	1,37	*	1 017	54,4
Constante	-0,54	0,12		*		
N observations = 4 325			-2 log vraisemblance = 5 794			
N individus = 3 754			Corrélation intra-classes (en %) = 11,4			

Source : Échantillon démographique permanent.

Champ : Mères chômeuses.

*Notes : Variable non disponible au recensement de 1982 ; * = significatif au seuil de 5 %.*

Tableau III-36 – Facteurs associés au fait d'être chômeuse de longue durée - mères anglaises

Variable / modalité	Résultats du modèle final				Stats. descriptives	
	β	Écart type	Odds ratio	Sig.	N	% Y=1
Variables de niveau mère						
Âge à la première naissance						
≤ 18 ans	0,00	0,15	1,00		476	56,9
19-24 ans	0,07	0,12	1,07		1 185	56,5
25-29 ans (réf.)			1		529	52,4
30 ans et plus	0,21	0,16	1,23		360	58,6
Niveau de diplôme le plus élevé						
Aucun diplôme	0,38	0,14	1,46	*	562	63,5
Niveau 1 (plus bas)	0,35	0,13	1,42	*	715	61,0
Niveau 2 (réf.)			1		571	52,5
Niveau 3	-0,17	0,17	0,84		251	49,0
Niveau 4/5 (plus élevé)	-0,29	0,16	0,75		377	47,5
Autre	-0,30	0,28	0,74		74	45,9
Variables de niveau recensement						
Année du recensement						
2001	-0,67	0,13	0,51	*	1 062	49,1
2011 (réf.)			1		1 488	61,0
Durée écoulée depuis la dernière naissance						
< 1 an	-0,20	0,28	0,82		81	33,3
1-2 ans	0,54	0,20	1,72	*	190	53,2
3-4 ans	0,70	0,19	2,02	*	230	62,2
5-6 ans	0,60	0,16	1,83	*	315	60,3
7-9 ans	0,53	0,14	1,70	*	501	60,7
10 ans ou plus (réf.)			1		1 233	53,9
Carstairs quintile						
1 (le moins défavorisé)	-0,22	0,17	0,80		296	49,7
2	-0,29	0,15	0,75		412	48,1
3 (réf.)			1		508	56,9
4	0,02	0,13	1,02		652	56,9
5 (le plus défavorisé)	0,19	0,14	1,21		682	62,2
En couple						
Oui (réf.)			1		1 288	47,7
Non	0,64	0,12	1,89	*	1 262	64,5
Constante	-0,19	0,17				
N observations = 2 550			-2 log vraisemblance = 3 303			
N individus = 2 465			Corrélation intra-classes (en %) = 11,2			

Source : ONS Longitudinal Study.

Champ : Mères chômeuses.

*Note : * = significatif au seuil de 5 %.*

Tableau III-37 – Facteurs associés au fait de travailler à temps partiel - mères françaises

Variable / modalité	Résultats du modèle final				Stats. descriptives	
	β	Écart type	Odds ratio	Sig.	N	% Y=1
Variables de niveau mère						
Âge à la première naissance						
≤ 18 ans	-0,26	0,11	0,77	*	1 200	36,8
19-24 ans	-0,23	0,05	0,80	*	13 774	33,6
25-29 ans (réf.)			1		11 569	33,1
30 ans et plus	0,36	0,06	1,43	*	4 105	34,0
Génération						
1959-1964	0,15	0,10	1,16		13 871	32,6
1965-1969	0,22	0,07	1,25	*	8 731	35,2
1970-1976 (réf.)			1		8 046	33,6
Niveau de diplôme le plus élevé						
Aucun diplôme	0,28	0,07	1,32	*	2 910	39,8
CEP - BEPC	0,08	0,07	1,09		2 808	35,3
CAP/BEP (réf.)			1		9 715	34,9
Bac	-0,12	0,05	0,89	*	6 053	32,2
Uni. 1e cycle / BTS / DUT	-0,08	0,06	0,92		5 695	31,5
Uni. 2e / 3e cycle	-0,23	0,08	0,79	*	3 467	29,1
Variables de niveau recensement						
Année du recensement						
1990	-0,59	0,16	0,56	*	3 885	25,0
1999	0,36	0,09	1,43	*	10 195	39,9
2011 (réf.)			1		16 568	31,7
Âge atteint dans l'année du recensement						
15-19 ans	-4,91	12,47	0,01		s	s
20-24 ans	0,70	0,19	2,02	*	s	34,0
25-29 ans	0,23	0,11	1,26	*	3 746	30,2
30-34 ans	-0,09	0,07	0,91		5 534	34,0
35-39 ans (réf.)			1		8 260	38,1
40-44 ans	-0,17	0,06	0,85	*	5 710	33,6
45-49 ans	-0,27	0,09	0,76	*	4 637	30,4
50 ans et plus	-0,31	0,12	0,73	*	2 330	28,8
Classe sociale au recensement						
Professionnel / intermédiaire	-0,57	0,05	0,57	*	10 783	27,7
Qualifié (réf.)			1		7 396	35,8
Semi- / non qualifié / autre	0,02	0,05	1,02		12 469	37,4
Nombre d'enfants au moment du recensement						
1	-0,69	0,05	0,50	*	10 539	26,6
2 (réf.)			1		14 217	34,2
3 et plus	0,66	0,05	1,94	*	5 892	44,7
Durée écoulée depuis la dernière naissance (années)						
< 1 an	0,29	0,09	1,34	*	2 471	34,3
1-2 ans	0,42	0,08	1,53	*	5 159	36,0
3-4 ans	0,37	0,07	1,44	*	4 200	36,6
5-6 ans	0,30	0,07	1,34	*	3 408	36,0
7-9 ans	0,25	0,06	1,28	*	4 302	36,2
10 ans ou plus (réf.)			1		11 108	29,5

Tableau III-37 – Facteurs associés au fait de travailler à temps partiel - mères françaises (suite)

En couple							
Oui (réf.)				1		26 234	34,5
Non		-0,28	0,05	0,75	*	4 414	28,1
Constante		-0,85	0,09		*		
N observations =	30 648			-2 log vraisemblance =		36 695	
N individus =	18 277			Corrélation intra-classes (en %) =		37,3	

Source : Échantillon démographique permanent.

Champ : Mères actives.

*Notes : Variable non disponible au recensement de 1982 ; * = significatif au seuil de 5 % ; s = valeur supprimée afin de conserver le secret statistique.*

Tableau III-38 – Facteurs associés au fait de travailler à temps partiel - mères anglaises

Variable / modalité	Résultats du modèle final				Stats. descriptives	
	β	Écart type	Odds ratio	Sig.	N	% Y=1
Variables de niveau mère						
Âge à la première naissance						
≤ 18 ans	-0,90	0,10	0,41	*	5 894	52,8
19-24 ans	-0,60	0,07	0,55	*	25 042	56,4
25-29 ans (réf.)			1		20 939	60,3
30 ans et plus	0,23	0,07	1,25	*	13 899	60,0
Génération						
1959-1964	-0,13	0,06	0,88	*	29 649	55,7
1965-1969	-0,08	0,06	0,93		19 791	58,6
1970-1976 (réf.)			1		16 334	61,8
Niveau de diplôme le plus élevé						
Aucun diplôme	0,31	0,05	1,36	*	5 340	66,0
Niveau 1 (plus bas)	0,05	0,04	1,05		14 726	62,6
Niveau 2 (réf.)			1		15 072	62,0
Niveau 3	-0,27	0,04	0,76	*	9 285	57,6
Niveau 4/5 (plus élevé)	-0,46	0,04	0,63	*	19 562	49,2
Autre	0,29	0,09	1,34	*	1 615	64,3
Inconnu	-0,37	0,23	0,69		174	59,2
Variables de niveau recensement						
Âge atteint dans l'année du recensement						
15-19 ans	0,08	0,30	1,08		90	43,3
20-24 ans	0,51	0,10	1,66	*	1 071	56,2
25-29 ans	0,47	0,05	1,61	*	5 685	64,1
30-34 ans	0,32	0,04	1,38	*	9 350	65,9
35-39 ans (réf.)			1		16 655	62,0
40-44 ans	-0,24	0,04	0,79	*	15 787	57,8
45-49 ans	-0,59	0,04	0,55	*	11 045	49,6
50 ans et plus	-0,77	0,05	0,46	*	6 091	46,2
Classe sociale au recensement						
Professionnel / intermédiaire	-1,14	0,03	0,32	*	23 717	43,2
Qualifié (réf.)			1		27 019	63,0
Semi- / non qualifié / autre	0,64	0,03	1,90	*	15 038	72,6
Nombre d'enfants au moment du recensement						
1	-0,94	0,03	0,39	*	20 804	50,1
2 (réf.)			1		31 362	61,0
3 et plus	0,39	0,04	1,48	*	13 608	63,5
Durée écoulée depuis la dernière naissance						
< 1 an	-0,14	0,06	0,87	*	4 044	54,2
1-2 ans	0,76	0,05	2,15	*	8 502	68,7
3-4 ans	0,66	0,05	1,94	*	7 386	67,6
5-6 ans	0,62	0,05	1,86	*	6 894	67,7
7-9 ans	0,50	0,04	1,65	*	9 348	64,1
10 ans ou plus (réf.)			1		29 600	49,0
Carstairs quintile						
1 (le moins défavorisé)	0,21	0,04	1,24	*	14 481	60,7
2	0,06	0,04	1,06		14 600	59,1
3 (réf.)			1		13 950	58,5
4	-0,21	0,04	0,81	*	13 043	55,6
5 (le plus défavorisé)	-0,24	0,04	0,79	*	9 615	55,3
Inconnu	-0,29	0,30	0,74		85	49,4

Tableau III-38 – Facteurs associés au fait de travailler à temps partiel - mères anglaises (suite)

En couple							
Oui (réf.)				1		51 941	59,6
Non		-0,22	0,03	0,81	*	13 833	52,2
Interactions							
Âge à la première naissance * génération							
≤ 18 ans	1959-1964	-0,39	0,11	0,27	*	2 559	48,3
≤ 18 ans	1965-1969	-0,29	0,11	0,30	*	1 640	52,7
≤ 18 ans	1970-1976 (réf.)			0,41		1 695	59,8
19-24 ans	1959-1964	-0,15	0,06	0,47	*	11 710	54,2
19-24 ans	1965-1969	-0,15	0,06	0,47	*	7 609	56,0
19-24 ans	1970-1976 (réf.)			0,55		5 723	61,2
25-29 ans (réf.)	1959-1964	-0,13	0,06	0,88	*	9 799	57,5
25-29 ans (réf.)	1965-1969	-0,08	0,06	0,93		6 239	61,7
25-29 ans (réf.)	1970-1976 (réf.)			1		4 901	64,2
30 ans et plus	1959-1964	0,25	0,07	1,61	*	5 581	59,1
30 ans et plus	1965-1969	0,11	0,07	1,40		4 303	60,8
30 ans et plus	1970-1976 (réf.)			1,25		4 015	60,3
Constante		1,37	0,07		*		
N observations =	65 774			-2 log vraisemblance =		78 735	
N individus =	39 607			Corrélation intra-classes (en %) =		36,2	

Source : ONS Longitudinal Study.

Champ : Mères actives.

*Note : * = significatif au seuil de 5 %.*

Tableau III-39 – Facteurs associés au fait de vivre dans un ménage propriétaire - mères françaises

Variable / modalité	Résultats du modèle final				Stats. descriptives	
	β	Écart type	Odds ratio	Sig.	N	% Y=1
Variables de niveau mère						
Âge à la première naissance						
≤ 18 ans	-1,76	0,14	0,17	*	2 511	36,2
19-24 ans	-0,86	0,07	0,42	*	20 570	53,1
25-29 ans (réf.)			1		14 120	66,8
30 ans et plus	-0,01	0,08	0,99		4 906	70,8
Génération						
1959-1964	0,24	0,10	1,27	*	19 357	60,9
1965-1969	0,06	0,08	1,06		12 038	56,9
1970-1976 (réf.)			1		10 712	57,0
Niveau de diplôme le plus élevé						
Aucun diplôme	-0,69	0,07	0,50	*	6 032	39,7
CEP - BEPC	-0,17	0,07	0,85	*	4 506	50,7
CAP/BEP (réf.)			1		13 601	56,2
Bac	0,37	0,06	1,44	*	7 577	64,0
Uni. 1e cycle / BTS / DUT	0,80	0,07	2,22	*	6 459	73,1
Uni. 2e / 3e cycle	0,59	0,09	1,81	*	3 932	72,4
Variables de niveau recensement						
Année du recensement						
1982	-0,79	0,39	0,45	*	253	15,4
1990	-0,72	0,19	0,49	*	6 808	39,6
1999	-0,58	0,11	0,56	*	14 963	52,1
2011 (réf.)			1		20 083	70,7
Âge atteint dans l'année du recensement						
15-19 ans	0,02	0,61	1,02		45	15,6
20-24 ans	-1,55	0,18	0,21	*	1 425	18,0
25-29 ans	-1,14	0,11	0,32	*	6 355	34,9
30-34 ans	-0,49	0,07	0,61	*	8 112	51,1
35-39 ans (réf.)			1		10 824	64,1
40-44 ans	0,30	0,07	1,34	*	6 956	70,7
45-49 ans	0,50	0,10	1,65	*	5 500	73,9
50 ans et plus	0,63	0,12	1,89	*	2 890	75,5
Classe sociale au recensement						
Professionnel / intermédiaire	0,23	0,06	1,26	*	11 468	71,3
Qualifié (réf.)			1		9 055	57,8
Semi- / non qualifié / autre	-0,16	0,05	0,85	*	21 584	52,5
Nombre d'enfants au moment du recensement						
1	-0,80	0,05	0,45	*	14 122	46,7
2 (réf.)			1		18 458	66,0
3 et plus	0,05	0,05	1,05		9 527	62,5
Durée écoulée depuis la dernière naissance (années)						
< 1 an	-1,07	0,09	0,34	*	4 260	42,9
1-2 ans	-0,77	0,08	0,46	*	8 346	47,9
3-4 ans	-0,48	0,08	0,62	*	5 984	55,3
5-6 ans	-0,40	0,08	0,67	*	4 525	59,5
7-9 ans	-0,29	0,07	0,75	*	5 486	64,0
10 ans ou plus (réf.)			1		13 506	69,6

Tableau III-39 – Facteurs associés au fait de vivre dans un ménage propriétaire - mères françaises (suite)

En couple							
Oui (réf.)				1		35 730	64,1
Non		-2,60	0,06	0,07	*	6 124	29,2
Sans réponse		0,00				253	15,4
Interactions							
Âge à la première naissance * année du recensement							
≤ 18 ans	1982	0,00	0,00	0,08		103	12,6
≤ 18 ans	1990	0,45	0,22	0,27	*	743	28,9
≤ 18 ans	1999	-0,19	0,17	0,14		883	33,9
≤ 18 ans	2011 (réf.)			0,17		782	49,0
19-24 ans	1982	0,00	0,00	0,19		150	17,3
19-24 ans	1990	0,07	0,17	0,45		4 762	39,9
19-24 ans	1999	-0,13	0,10	0,37		7 907	49,7
19-24 ans	2011 (réf.)			0,42		7 751	65,4
25-29 ans (réf.)	1990	-0,72	0,19	0,45	*	1 293	44,8
25-29 ans (réf.)	1999	-0,58	0,11	0,49	*	5 072	57,3
25-29 ans (réf.)	2011 (réf.)			0,56		7 755	76,7
30 ans et plus	1990	-2,15	1,11	1,00		s	20,0
30 ans et plus	1999	-0,46	0,15	0,11	*	s	60,2
30 ans et plus	2011 (réf.)			0,12		3 795	73,9
Constante		2,29	0,10		*		

N observations =	42 107	-2 log vraisemblance =	44 777
N individus =	20 298	Corrélation intra-classes (en %) =	48,3

Source : Échantillon démographique permanent.

*Notes : * = significatif au seuil de 5 % ; s = valeur supprimée afin de conserver le secret statistique.*

Tableau III-40 – Facteurs associés au fait de vivre dans un ménage propriétaire - mères anglaises

Variable / modalité	Résultats du modèle final				Stats. descriptives	
	β	Écart type	Odds ratio	Sig.	N	% Y=1
Variables de niveau mère						
Âge à la première naissance						
≤ 18 ans	-1,68	0,13	0,19	*	9 104	32,2
19-24 ans	-0,91	0,10	0,40	*	27 013	57,3
25-29 ans (réf.)			1		15 838	83,3
30 ans et plus	-0,19	0,40	0,83		5 788	89,0
Génération						
1959-1964	0,63	0,13	1,89	*	30 001	69,1
1965-1969	0,27	0,11	1,31	*	17 385	61,8
1970-1976 (réf.)			1		10 357	50,8
Origine sociale						
Professionnel / intermédiaire	0,25	0,05	1,29	*	10 078	80,1
Qualifié (réf.)			1		28 284	65,7
Semi- / non qualifié / autre	-0,41	0,04	0,66	*	19 381	52,1
Niveau de diplôme le plus élevé						
Aucun diplôme	-1,13	0,06	0,32	*	9 379	33,3
Niveau 1 (plus bas)	-0,18	0,05	0,83	*	14 184	63,3
Niveau 2 (réf.)			1		12 759	68,6
Niveau 3	0,12	0,06	1,12		7 011	70,4
Niveau 4/5 (plus élevé)	0,36	0,06	1,43	*	12 067	80,7
Autre	-0,33	0,10	0,72	*	1 694	57,0
Inconnu	-0,43	0,15	0,65	*	649	41,1
Variables de niveau recensement						
Année du recensement						
1981	-0,81	0,19	0,45	*	2 079	28,2
1991	0,13	0,11	1,14		18 706	57,1
2001 (réf.)			1		36 958	69,0
Âge atteint dans l'année du recensement						
15-19 ans	0,25	0,21	1,28		822	27,7
20-24 ans	-1,00	0,15	0,37	*	5 255	32,3
25-29 ans	-0,69	0,09	0,50	*	13 627	55,1
30-34 ans	-0,24	0,07	0,79	*	17 158	67,3
35-39 ans (réf.)			1		13 199	74,4
40-44 ans	0,28	0,06	1,32	*	7 682	77,5
Classe sociale au recensement						
Professionnel / intermédiaire	0,15	0,05	1,16	*	12 688	82,9
Qualifié (réf.)			1		23 925	70,4
Semi- / non qualifié / autre	-0,63	0,04	0,53	*	21 130	44,5
Nombre d'enfants au moment du recensement						
1	-0,02	0,04	0,98		21 967	63,1
2 (réf.)			1		23 843	69,3
3 et plus	-0,53	0,05	0,59	*	11 933	53,5
Durée écoulée depuis la dernière naissance						
< 1 an	0,65	0,09	1,92	*	9 219	63,6
1-2 ans	0,53	0,08	1,69	*	14 692	64,0
3-4 ans	0,31	0,07	1,37	*	9 821	62,5
5-6 ans	0,06	0,07	1,06		6 966	61,5
7-9 ans	0,06	0,06	1,06		7 624	63,7
10 ans ou plus (réf.)			1		9 421	65,9

Tableau III-40 – Facteurs associés au fait de vivre dans un ménage propriétaire - mères anglaises (suite)

Carstairs quintile							
1 (le moins défavorisé)		0,03	0,06	1,03		9 756	80,1
2		0,08	0,05	1,08		10 740	75,5
3 (réf.)				1		11 688	69,0
4		-0,32	0,05	0,73	*	12 829	58,0
5 (le plus défavorisé)		-0,90	0,05	0,41	*	12 591	41,7
Inconnu		0,16	0,29	1,17		139	55,4
Activité							
Active (réf.)				1		31 396	77,5
Chômeuse		-0,94	0,08	0,39	*	2 273	40,1
Étudiante		-0,53	0,13	0,59	*	718	54,2
Inactive		-1,15	0,04	0,32	*	23 356	47,6
En couple							
Oui (réf.)				1		43 146	74,9
Non		-2,22	0,04	0,11	*	14 597	30,4
Interactions							
Âge à la première naissance * génération							
≤ 18 ans	1959-1964	0,92	0,14	0,46	*	4 018	37,8
≤ 18 ans	1965-1969	0,38	0,13	0,27	*	2 493	30,8
≤ 18 ans	1970-1976 (réf.)			0,19		2 593	24,7
19-24 ans	1959-1964	0,65	0,11	0,77	*	13 192	62,3
19-24 ans	1965-1969	0,26	0,08	0,52	*	8 676	54,4
19-24 ans	1970-1976 (réf.)			0,40		5 145	49,3
25-29 ans (réf.)	1959-1964	0,63	0,13	1,89	*	9 086	85,2
25-29 ans (réf.)	1965-1969	0,27	0,11	1,31	*	4 253	81,7
25-29 ans (réf.)	1970-1976 (réf.)			1		2 499	79,5
30 ans et plus	1959-1964	0,66	0,41	1,60		3 705	88,2
30 ans et plus	1965-1969	0,91	0,41	2,07	*	1 963	90,6
30 ans et plus	1970-1976 (réf.)			0,83		120	86,7
Âge à la première naissance * année du recensement							
≤ 18 ans	1981	-1,26	0,21	0,05	*	1 160	23,2
≤ 18 ans	1991	-0,31	0,11	0,14	*	3 729	28,6
≤ 18 ans	2001 (réf.)			0,19		4 215	37,8
19-24 ans	1981	-0,81	0,19	0,18	*	919	34,5
19-24 ans	1991	-0,03	0,09	0,39		10 456	55,4
19-24 ans	2001 (réf.)			0,40		15 638	59,9
25-29 ans (réf.)	1991	0,13	0,11	1,14		4 227	84,3
25-29 ans (réf.)	2001 (réf.)			1		11 611	83,0
30 ans et plus	1991	-0,28	0,27	0,63		294	86,1
30 ans et plus	2001 (réf.)			0,83		5 494	89,2
Constante		3,32	0,14		*		
N observations =	57 743			-2 log vraisemblance =		51 604	
N individus =	38 619			Corrélation intra-classes (en %) =		70,0	

Source : ONS Longitudinal Study.

*Notes : Variable non disponible au recensement de 2011 ; * = significatif au seuil de 5 %.*

Tableau III-41 – Facteurs associés au fait de vivre dans un logement social - mères françaises

Variable / modalité	Résultats du modèle final				Stats. descriptives	
	β	Écart type	Odds ratio	Sig.	N	% Y=1
Variables de niveau mère						
Âge à la première naissance						
≤ 18 ans	1,18	0,15	3,24	*	1 665	30,4
19-24 ans	0,60	0,08	1,81	*	15 658	19,0
25-29 ans (réf.)			1		12 827	10,5
30 ans et plus	0,00	0,12	1,00		4 896	8,8
Origine sociale						
Professionnel / intermédiaire	-0,51	0,10	0,60	*	6 690	9,0
Qualifié (réf.)			1		16 569	16,5
Semi- / non qualifié / autre	-0,09	0,07	0,92		11 787	16,4
Niveau de diplôme le plus élevé						
Aucun diplôme	0,75	0,09	2,13	*	4 487	29,9
CEP - BEPC	0,23	0,10	1,26	*	3 211	20,5
CAP/BEP (réf.)			1		11 145	17,9
Bac	-0,70	0,09	0,50	*	6 519	11,2
Uni. 1e cycle / BTS / DUT	-1,28	0,11	0,28	*	5 923	6,5
Uni. 2e / 3e cycle	-1,72	0,16	0,18	*	3 761	4,5
Variables de niveau recensement						
Âge atteint dans l'année du recensement						
20-24 ans	1,29	0,25	3,64	*	283	43,8
25-29 ans	1,05	0,12	2,87	*	2 589	29,1
30-34 ans	0,59	0,09	1,80	*	6 004	19,5
35-39 ans (réf.)			1		10 824	14,1
40-44 ans	-0,32	0,09	0,73	*	6 956	11,6
45-49 ans	-0,57	0,10	0,57	*	5 500	10,8
50 ans et plus	-0,80	0,12	0,45	*	2 890	10,4
Classe sociale au recensement						
Professionnel / intermédiaire	-0,45	0,09	0,64	*	10 507	6,9
Qualifié (réf.)			1		7 305	15,0
Semi- / non qualifié / autre	0,26	0,07	1,30	*	17 234	20,1
Nombre d'enfants au moment du recensement						
1	0,42	0,08	1,52	*	10 199	18,0
2 (réf.)			1		16 078	12,3
3 et plus	0,19	0,08	1,21	*	8 769	16,7
Durée écoulée depuis la dernière naissance (années)						
< 1 an	0,70	0,14	2,01	*	2 505	18,0
1-2 ans	0,55	0,12	1,73	*	5 479	18,1
3-4 ans	0,33	0,11	1,38	*	4 543	16,4
5-6 ans	0,20	0,11	1,23		3 905	15,8
7-9 ans	0,13	0,09	1,13		5 171	14,1
10 ans ou plus (réf.)			1		13 443	12,9
En couple						
Oui (réf.)			1		29 608	11,4
Non	2,53	0,08	12,59	*	5 438	34,8
Constante	-4,28	0,15		*		
N observations = 35 046			-2 log vraisemblance =		23 805	
N individus = 20 914			Corrélation intra-classes (en %) =		71,4	

Source : Échantillon démographique permanent.

*Notes : Variable disponible seulement aux recensements de 1999 et 2011 ; * = significatif au seuil de 5 %.*

Tableau III-42 – Facteurs associés au fait de vivre dans un logement social - mères anglaises

Variable / modalité	Résultats du modèle final				Stats. descriptives	
	β	Écart type	Odds ratio	Sig.	N	% Y=1
Variables de niveau mère						
Âge à la première naissance						
≤ 18 ans	1,64	0,10	5,15	*	9 104	57,4
19-24 ans	1,03	0,08	2,80	*	27 013	32,6
25-29 ans (réf.)			1		15 838	10,0
30 ans et plus	-0,27	0,14	0,76		5 788	5,6
Origine sociale						
Professionnel / intermédiaire	-0,76	0,13	0,47	*	10 078	11,1
Qualifié (réf.)			1		28 284	26,1
Semi- / non qualifié / autre	0,54	0,09	1,72	*	19 381	38,3
Niveau de diplôme le plus élevé						
Aucun diplôme	0,97	0,06	2,64	*	9 379	55,9
Niveau 1 (plus bas)	0,23	0,05	1,26	*	14 184	28,1
Niveau 2 (réf.)			1		12 759	23,0
Niveau 3	-0,17	0,07	0,85	*	7 011	20,8
Niveau 4/5 (plus élevé)	-0,51	0,06	0,60	*	12 067	11,8
Autre	0,33	0,11	1,39	*	1 694	34,1
Inconnu	0,26	0,15	1,29		649	47,5
Variables de niveau recensement						
Année du recensement						
1981	0,33	0,13	1,39	*	2 079	62,0
1991	-0,37	0,09	0,69	*	18 706	34,2
2001 (réf.)			1		36 958	22,3
Âge atteint dans l'année du recensement						
15-19 ans	0,57	0,17	1,77	*	822	62,2
20-24 ans	1,32	0,11	3,73	*	5 255	56,3
25-29 ans	0,80	0,07	2,23	*	13 627	33,8
30-34 ans	0,40	0,06	1,49	*	17 158	24,2
35-39 ans (réf.)			1		13 199	18,3
40-44 ans	-0,22	0,06	0,80	*	7 682	16,8
Classe sociale au recensement						
Professionnel / intermédiaire	-0,39	0,05	0,68	*	2 079	62,0
Qualifié (réf.)			1		36 958	22,3
Semi- / non qualifié / autre	0,53	0,04	1,70	*	18 706	34,2
Nombre d'enfants au moment du recensement						
1	-0,10	0,04	0,91	*	21 967	26,9
2 (réf.)			1		23 843	23,3
3 et plus	0,47	0,05	1,59	*	11 933	37,4
Durée écoulée depuis la dernière naissance						
< 1 an	-0,60	0,09	0,55	*	9 219	27,3
1-2 ans	-0,43	0,08	0,65	*	14 692	27,4
3-4 ans	-0,25	0,07	0,78	*	9 821	28,4
5-6 ans	-0,06	0,07	0,95		6 966	28,8
7-9 ans	0,01	0,06	1,01		7 624	27,8
10 ans ou plus (réf.)			1		9 421	26,3

Tableau III-42 – Facteurs associés au fait de vivre dans un logement social - mères anglaises (suite)

Carstairs quintile							
1 (le moins défavorisé)		-0,65	0,06	0,52	*	9 756	10,0
2		-0,30	0,06	0,74	*	10 740	15,7
3 (réf.)				1		11 688	22,7
4		0,46	0,05	1,58	*	12 829	33,9
5 (le plus défavorisé)		1,01	0,05	2,76	*	12 591	49,4
Inconnu		-1,00	0,32	0,37	*	139	24,5
Activité							
Active (réf.)				1		31 396	16,0
Chômeuse		0,70	0,08	2,02	*	2 273	47,3
Étudiante		0,44	0,13	1,55	*	718	33,0
Inactive		0,92	0,04	2,52	*	23 356	41,1
En couple							
Oui (réf.)				1		43 146	18,4
Non		1,68	0,04	5,38	*	14 597	54,7
Interactions							
Âge à la première naissance * origine sociale							
≤ 18 ans	Prof. / int.	-0,46	0,16	3,26	*	4 018	53,8
≤ 18 ans	Qualifié (réf.)			5,15		2 593	61,1
≤ 18 ans	Semi- / non qual.	0,21	0,08	6,36	*	2 493	59,2
19-24 ans	Prof. / int.	-0,61	0,08	1,52	*	13 192	30,0
19-24 ans	Qualifié (réf.)			2,80		5 145	35,8
19-24 ans	Semi- / non qual.	0,36	0,05	4,01	*	8 676	34,5
25-29 ans (réf.)	Prof. / int.	-0,76	0,13	0,47	*	9 086	9,2
25-29 ans (réf.)	Qualifié (réf.)			1		2 499	11,6
25-29 ans (réf.)	Semi- / non qual.	0,54	0,09	1,72	*	4 253	10,7
30 ans et plus	Prof. / int.	-0,33	0,22	0,55		3 705	6,0
30 ans et plus	Qualifié (réf.)			0,76		120	s
30 ans et plus	Semi- / non qual.	0,53	0,18	1,30	*	1 963	s
Âge à la première naissance * année du recensement							
≤ 18 ans	1981	0,71	0,14	10,50	*	1 160	68,4
≤ 18 ans	1991	0,20	0,08	6,32	*	3 729	62,1
≤ 18 ans	2001 (réf.)			5,15		4 215	50,2
19-24 ans	1981	0,33	0,13	3,89	*	919	53,9
19-24 ans	1991	-0,15	0,05	2,41	*	10 456	34,9
19-24 ans	2001 (réf.)			2,80		15 638	29,7
25-29 ans (réf.)	1991	-0,37	0,09	0,69	*	294	5,4
25-29 ans (réf.)	2001 (réf.)			1		5 494	5,6
30 ans et plus	1991	-0,24	0,36	0,60		4 227	9,7
30 ans et plus	2001 (réf.)			0,76		11 611	10,1
Constante		-4,20	0,11		*		
N observations =	57 743			-2 log vraisemblance =		46 797	
N individus =	38 619			Corrélation intra-classes (en %) =		68,4	

Source : ONS Longitudinal Study.

*Notes : Variable non disponible au recensement de 2011 ; * = significatif au seuil de 5 % ; s = valeur supprimée afin de conserver le secret statistique.*

Tableau III-43 – Facteurs associés au fait de vivre dans un ménage défavorisé dans au moins 1 dimension - mères anglaises

Variable / modalité	Résultats du modèle final				Stats. descriptives	
	β	Écart type	Odds ratio	Sig.	N	% Y=1
Âge à la première naissance						
≤ 18 ans	0,55	0,06	1,73	*	4 159	66,7
19-24 ans	0,38	0,04	1,46	*	15 521	52,8
25-29 ans (réf.)			1		13 246	34,9
30 ans et plus	-0,05	0,05	0,95		12 359	26,7
Origine sociale						
Professionnel / intermédiaire	-0,04	0,05	0,96		10 007	27,1
Qualifié (réf.)			1		21 597	42,3
Semi- / non qualifié / autre	0,19	0,05	1,21	*	13 681	51,5
Niveau de diplôme le plus élevé						
Aucun diplôme	1,74	0,04	5,71	*	5 307	81,7
Niveau 1 (plus bas)	1,12	0,03	3,08	*	9 926	60,3
Niveau 2 (réf.)			1		9 662	32,8
Niveau 3	-0,08	0,04	0,93	*	6 030	30,3
Niveau 4/5 (plus élevé)	-0,14	0,03	0,87	*	13 279	22,5
Autre	0,78	0,07	2,19	*	1 081	55,0
Âge atteint dans l'année du recensement						
35-39 ans (réf.)			1		10 675	37,9
40-44 ans	0,09	0,03	1,10	*	13 328	41,8
45-49 ans	0,12	0,04	1,12	*	13 660	42,3
50 ans et plus	0,23	0,04	1,26	*	7 622	45,9
Classe sociale au recensement						
Professionnel / intermédiaire	-0,11	0,03	0,89	*	16 521	27,5
Qualifié (réf.)			1		16 387	42,4
Semi- / non qualifié / autre	0,40	0,03	1,49	*	12 377	59,9
Nombre d'enfants au moment du recensement						
1	0,17	0,03	1,18	*	10 784	39,2
2 (réf.)			1		21 558	36,1
3 et plus	0,31	0,03	1,36	*	12 943	53,3
Durée écoulée depuis la dernière naissance						
< 1 an	0,02	0,08	1,02		1 346	29,0
1-2 ans	-0,10	0,06	0,90		3 095	28,1
3-4 ans	0,01	0,05	1,01		3 462	32,8
5-6 ans	0,14	0,05	1,14	*	3 528	37,8
7-9 ans	0,07	0,04	1,07		5 570	39,3
10 ans ou plus (réf.)			1		28 284	45,9
Carstairs quintile						
1 (le moins défavorisé)	-0,28	0,03	0,75	*	10 367	27,8
2	-0,15	0,03	0,86	*	9 951	34,3
3 (réf.)			1		9 287	42,0
4	0,16	0,03	1,17	*	8 816	50,5
5 (le plus défavorisé)	0,39	0,04	1,47	*	6 864	61,9

Tableau III-43 – Facteurs associés au fait de vivre dans un ménage défavorisé dans au moins 1 dimension - mères anglaises (suite)

En couple							
Oui (réf.)				1		33 694	36,0
Non		0,57	0,03	1,77	*	11 591	58,4
Constante		-1,42	0,05		*		
N observations =	45 285				AIC =	50 785	
N individus =	45 285				R^2 de Nagelkerke (en %) =	28,6	

Interactions		**Contrastes**				**Stats. descriptives**	
		β	**Écart type**	**OR stratifié**	**Sig.**	**N**	**% Y=1**
Âge à la première naissance * origine sociale							
≤ 18 ans	Prof. / int.	0,92	0,12	1,59	*	313	55,0
≤ 18 ans	Qualifié (réf.)			1,73	*	1 882	63,2
≤ 18 ans	Semi- / non qual.	1,19	0,09	2,05	*	1 964	71,8
19-24 ans	Prof. / int.	0,90	0,05	1,32	*	2 174	41,0
19-24 ans	Qualifié (réf.)			1,46	*	7 734	52,4
19-24 ans	Semi- / non qual.	1,04	0,04	1,53	*	5 613	58,0
25-29 ans (réf.)	Prof. / int.	0,96	0,05	0,96		3 279	26,2
25-29 ans (réf.)	Qualifié (réf.)			1		6 521	35,2
25-29 ans (réf.)	Semi- / non qual.	1,21	0,06	1,21		3 446	42,5
30 ans et plus	Prof. / int.	0,80	0,04	0,76	*	4 241	18,7
30 ans et plus	Qualifié (réf.)			0,95		5 460	29,2
30 ans et plus	Semi- / non qual.	1,16	0,06	1,10		2 658	34,6

Source : ONS Longitudinal Study.

*Notes : Variable disponible seulement au recensement de 2011 (modèle de régression logistique) ; * = significatif au seuil de 5 %.*

Tableau III-44 – Facteurs associés au fait de vivre dans un ménage défavorisé dans 3 dimensions ou plus - mères anglaises

Variable / modalité	Résultats du modèle final				Stats. descriptives	
	β	Écart type	Odds ratio	Sig.	N	% Y=1
Âge à la première naissance						
≤ 18 ans	0,75	0,13	2,12	*	4 159	11,9
19-24 ans	0,62	0,11	1,86	*	15 521	6,9
25-29 ans (réf.)			1		13 246	2,2
30 ans et plus	-0,01	0,16	0,99		12 359	1,3
Origine sociale						
Professionnel / intermédiaire	0,08	0,21	1,08		10 007	1,4
Qualifié (réf.)			1		21 597	4,2
Semi- / non qualifié / autre	0,34	0,14	1,40	*	13 681	7,0
Niveau de diplôme le plus élevé						
Aucun diplôme	2,39	0,12	10,92	*	5 307	21,2
Niveau 1 (plus bas)	1,88	0,12	6,54	*	9 926	6,6
Niveau 2 (réf.)			1		9 662	0,9
Niveau 3	0,11	0,19	1,12		6 030	0,7
Niveau 4/5 (plus élevé)	-0,24	0,19	0,78		13 279	0,3
Autre	1,58	0,18	4,84	*	1 081	5,0
Âge atteint dans l'année du recensement						
35-39 ans (réf.)			1		10 675	3,6
40-44 ans	0,27	0,08	1,31	*	13 328	4,6
45-49 ans	0,30	0,09	1,35	*	13 660	4,3
50 ans et plus	0,46	0,10	1,58	*	7 622	5,7
Classe sociale au recensement						
Professionnel / intermédiaire	-0,12	0,10	0,88		16 521	1,1
Qualifié (réf.)			1		16 387	3,8
Semi- / non qualifié / autre	0,15	0,06	1,16	*	12 377	9,8
Nombre d'enfants au moment du recensement						
1	0,45	0,08	1,57	*	10 784	3,8
2 (réf.)			1		21 558	2,7
3 et plus	0,24	0,06	1,27	*	12 943	7,8
Durée écoulée depuis la dernière naissance						
< 1 an	-0,25	0,20	0,78		1 346	2,9
1-2 ans	-0,75	0,16	0,47	*	3 095	1,9
3-4 ans	-0,39	0,13	0,68	*	3 462	3,0
5-6 ans	-0,34	0,12	0,71	*	3 528	3,1
7-9 ans	-0,14	0,09	0,87		5 570	3,7
10 ans ou plus (réf.)			1		28 284	5,3
Carstairs quintile						
1 (le moins défavorisé)	-0,46	0,11	0,63	*	10 367	1,4
2	-0,33	0,09	0,72	*	9 951	2,3
3 (réf.)			1		9 287	4,3
4	0,08	0,08	1,08		8 816	6,5
5 (le plus défavorisé)	0,06	0,08	1,06		6 864	9,6
Activité						
Active (réf.)			1		34 905	1,0
Chômeuse	2,00	0,10	7,36	*	1 606	14,3
Étudiante	0,34	0,31	1,41		624	1,9
Inactive	2,51	0,07	12,32	*	8 150	17,5

Tableau III-44 – Facteurs associés au fait de vivre dans un ménage défavorisé dans 3 dimensions ou plus - mères anglaises (suite)

En couple							
Oui (réf.)				1		33 694	3,0
Non		0,55	0,05	1,73	*	11 591	8,7
Constante		-6,63	0,18		*		
N observations =	45 285				AIC =	10 352	
N individus =	45 285				R^2 de Nagelkerke (en %) =	41,8	

Interactions		**Contrastes**				**Stats. descriptives**	
		β	**Écart type**	**OR stratifié**	**Sig.**	**N**	**% Y=1**
Âge à la première naissance * origine sociale							
≤ 18 ans	Prof. / int.	0,86	0,23	1,82		313	7,0
≤ 18 ans	Qualifié (réf.)			2,12		1 882	10,8
≤ 18 ans	Semi- / non qual.	0,91	0,11	1,93		1 964	13,6
19-24 ans	Prof. / int.	0,97	0,14	1,81		2 174	3,5
19-24 ans	Qualifié (réf.)			1,86		7 734	6,4
19-24 ans	Semi- / non qual.	1,03	0,08	1,92		5 613	8,9
25-29 ans (réf.)	Prof. / int.	1,08	0,22	1,08		3 279	1,0
25-29 ans (réf.)	Qualifié (réf.)			1		6 521	2,0
25-29 ans (réf.)	Semi- / non qual.	1,40	0,20	1,40	*	3 446	3,6
30 ans et plus	Prof. / int.	0,37	0,13	0,36	*	4 241	0,2
30 ans et plus	Qualifié (réf.)			0,99		5 460	1,5
30 ans et plus	Semi- / non qual.	1,43	0,26	1,41	*	2 658	2,6

*Notes : Variable disponible seulement au recensement de 2011 (modèle de régression logistique) ; * = significatif au seuil de 5 %.*

III-B Résultats complets des modèles de régression logistique, revenus des mères françaises

Tableau III-45 – Facteurs associés au fait de vivre dans un ménage de faible niveau de vie

	β	Écart type	Odds ratio	Sig.
Âge à la première naissance				
≤ 18 ans	0,17	0,05	1,22	*
19-24 ans	0,02	0,03	1,05	
25-29 ans (réf.)			1	
30 ans et plus	-0,15	0,03	0,89	*
Origine sociale				
Professionnel / intermédiaire	-0,22	0,02	0,73	*
Qualifié (réf.)			1	
Semi- / non qualifié / autre	0,12	0,02	1,03	*
Génération				
1959-1964	-0,32	0,03	0,60	*
1965-1969	0,13	0,02	0,94	*
1970-1976 (réf.)			1	
Âge atteint en 2011				
25-29 ans	0,28	0,25	1,32	
30-34 ans	0,17	0,08	1,18	*
35-39 ans (réf.)	0,18	0,06	1,20	*
40-44 ans			1	
45-49 ans	-0,15	0,06	0,86	*
50 ans et plus	-0,48	0,07	0,62	*
Niveau de diplôme le plus élevé				
Aucun diplôme	0,94	0,04	1,54	*
CEP - BEPC	0,53	0,04	1,02	*
CAP/BEP (réf.)			1	
Bac	0,06	0,03	0,64	*
Uni. 1e cycle / BTS / DUT	-0,62	0,03	0,32	*
Uni. 2e / 3e cycle	-1,41	0,04	0,15	*
Activité				
Active (réf.)			1	
Chômeuse	0,32	0,04	3,00	*
Inactive	0,46	0,03	3,48	*
En couple				
Oui (réf.)			1	
Non	0,62	0,02	3,43	*
Constantes				
Q01	-1,00	0,06		
Q02	0,33	0,06		
Q03	1,47	0,06		
Q04	2,85	0,06		
N = 19 218 ; R^2 = 0,29 ; Paires concordantes = 71,8 %.				

Source : Échantillon démographique permanent.

*Note : * = significatif au seuil de 5 %.*

Tableau III-46 – Facteurs associés au fait de vivre dans un ménage pauvre

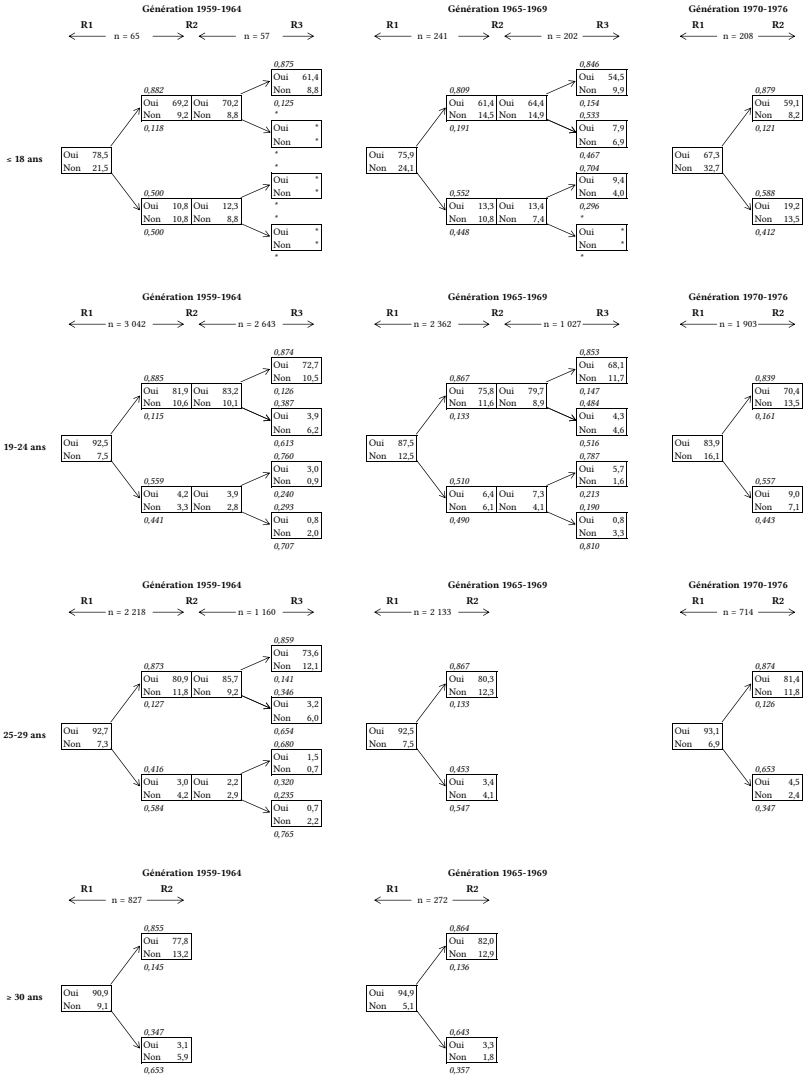
	β	Écart type	Odds ratio	Sig.
Âge à la première naissance				
≤ 18 ans	0,20	0,08	1,42	*
19-24 ans	0,06	0,04	1,24	
25-29 ans (réf.)			1	
30 ans et plus	-0,12	0,06	1,03	*
Génération				
1959-1964	-0,15	0,06	0,81	*
1965-1969	0,09	0,04	1,03	*
1970-1976 (réf.)				
Âge atteint en 2011	0,02	0,37	1,01	
30-34 ans	0,31	0,12	1,34	*
35-39 ans (réf.)	0,13	0,09	1,12	
40-44 ans			1	
45-49 ans	-0,13	0,10	0,86	
50 ans et plus	-0,36	0,12	0,69	*
Niveau de diplôme le plus élevé				
Aucun diplôme	0,83	0,06	1,60	*
CEP - BEPC	0,48	0,07	1,13	*
CAP/BEP (réf.)			1	
Bac	-0,04	0,06	0,67	
Uni. 1^{e} cycle / BTS / DUT	-0,57	0,07	0,39	*
Uni. 2^{e} / 3^{e} cycle	-1,06	0,10	0,24	*
En couple				
Oui (réf.)			1	
Non	0,58	0,03	3,18	*
Activité				
Active (réf.)			1	
Chômeuse	0,38	0,05	4,04	*
Inactive	0,64	0,04	5,22	*
Constante	-1,24	0,09		*
N = 19 218 ; R^2 = 0,22 ; Paires concordantes = 77,9 %.				
P-value associé au test de Hosmer et Lemeshow = 0,13.				

Source : Échantillon démographique permanent.

*Note : * = significatif au seuil de 5 %.*

III-C Les trajectoires conjugales, professionnelles et résidentielles des mères selon l'âge à la première naissance

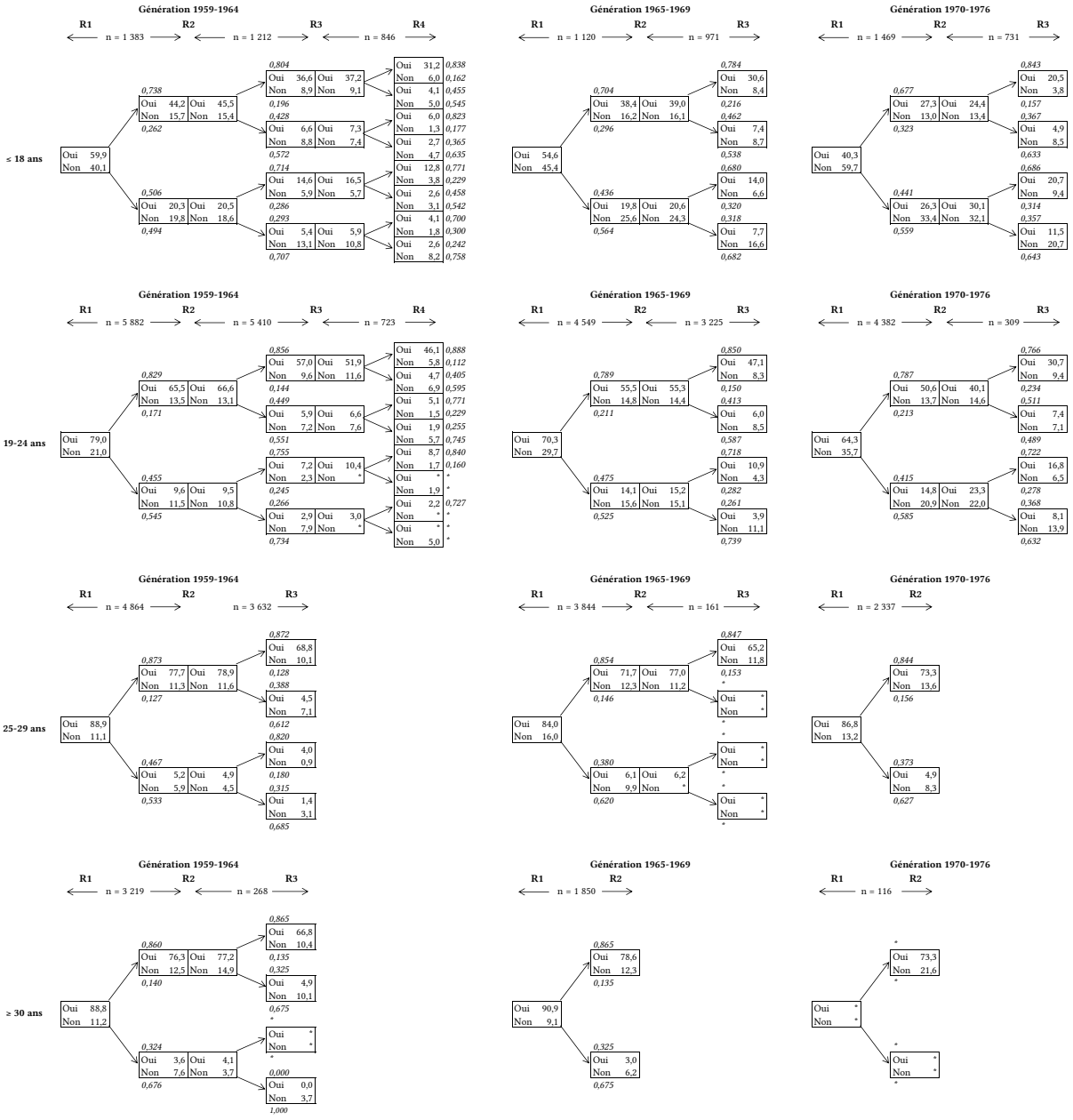
Figure III-1 – Trajectoires de vie en couple selon l'âge à la première naissance et la génération - mères françaises



Source : Échantillon démographique permanent.

*Notes : Non disponible pour les mères ayant eu leur premier enfant avant le RGP de 1982 (variable non disponible à ce recensement). Les pourcentages dans les cases sont les pourcentages en colonne. Les chiffres en italique indiquent la probabilité d'être en couple (ou pas) au recensement r+1 en l'ayant déjà été (ou pas) au recensement r. Les trajectoires entre le 2e et le 3e recensement des mères adolescentes françaises des générations 1970-1976 ne sont pas présentées en raison des faibles effectifs (n = 57). * = valeur omise afin de respecter le secret statistique.*

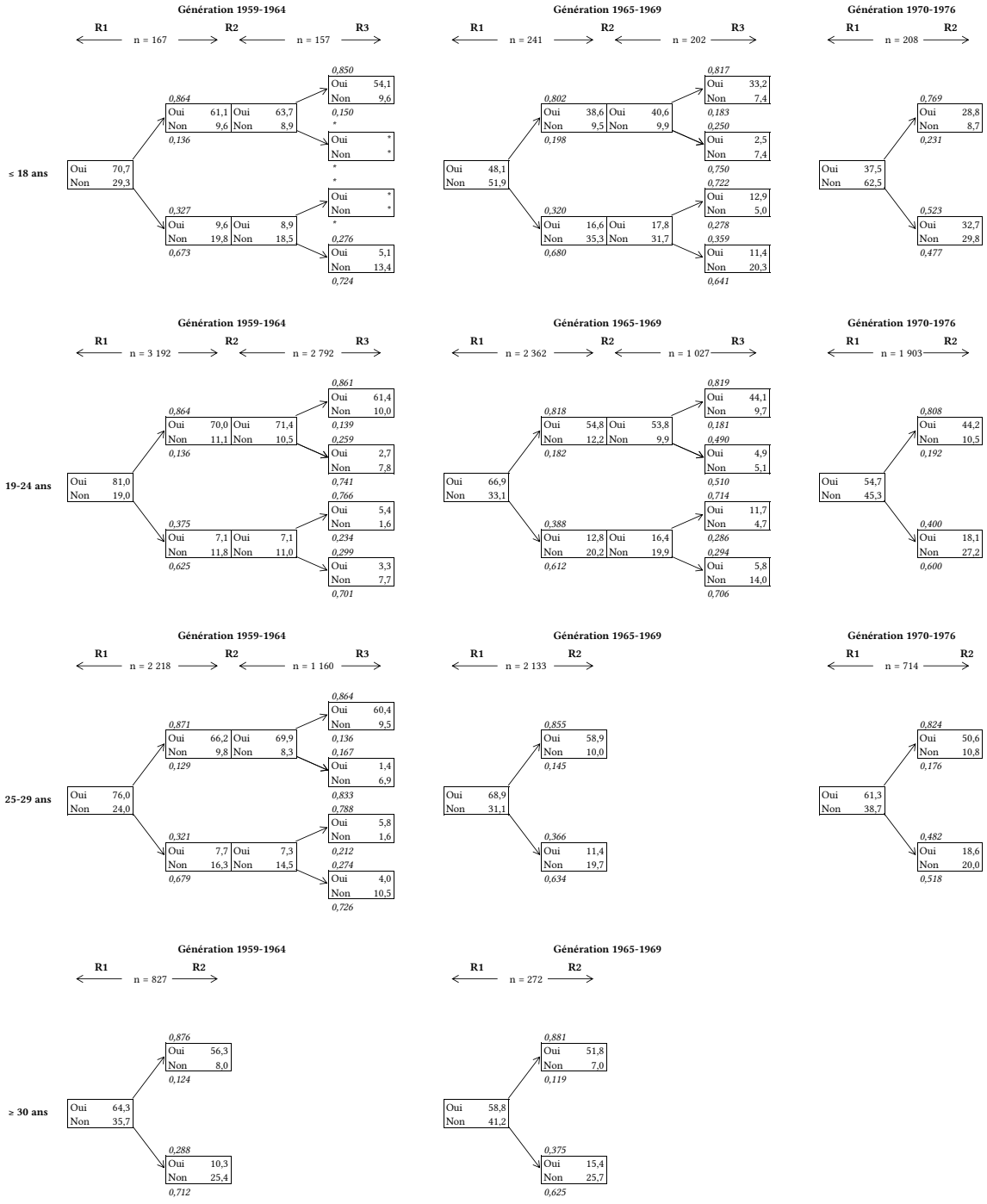
Figure III-2 – Trajectoires de vie en couple selon l'âge à la première naissance et la génération - mères anglaises



Source : ONS Longitudinal Study.

*Notes : Les pourcentages dans les cases sont les pourcentages en colonne. Les chiffres en italique indiquent la probabilité d'être en couple (ou pas) au recensement r+1 en l'ayant déjà été (ou pas) au recensement r. * = valeur omise afin de respecter le secret statistique.*

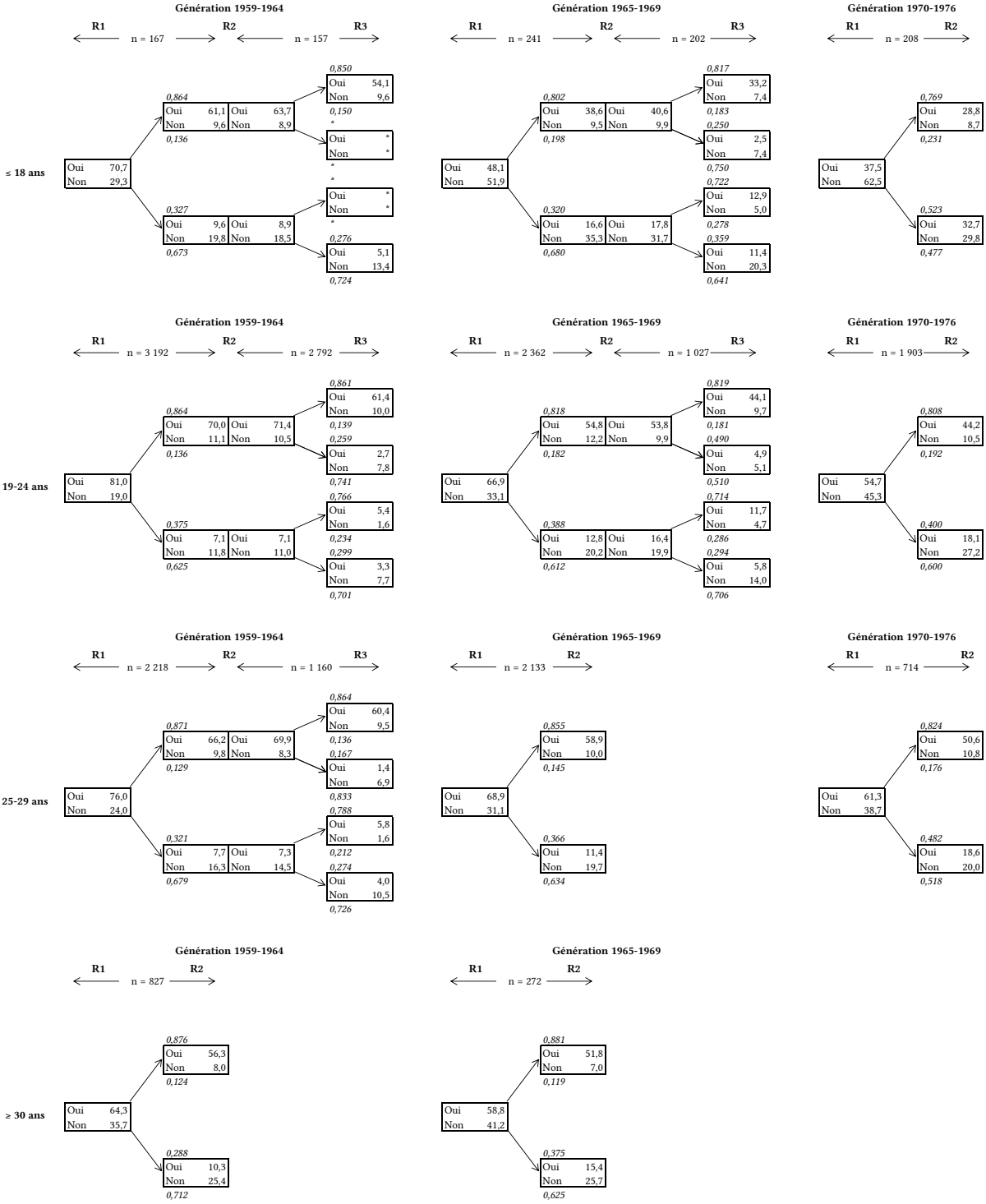
Figure III-3 – Trajectoires de mariage selon l'âge à la première naissance et la génération - mères françaises



Source : Échantillon démographique permanent.

*Notes : Les pourcentages dans les cases sont les pourcentages en colonne. Les chiffres en italique indiquent la probabilité d'être mariée (ou pas) au recensement r+1 en l'ayant déjà été (ou pas) au recensement r. Les trajectoires entre le 2e et le 3e recensement des mères adolescentes françaises des générations 1970-1976 ne sont pas présentées en raison des faibles effectifs (n = 57). * = valeur omise afin de respecter le secret statistique.*

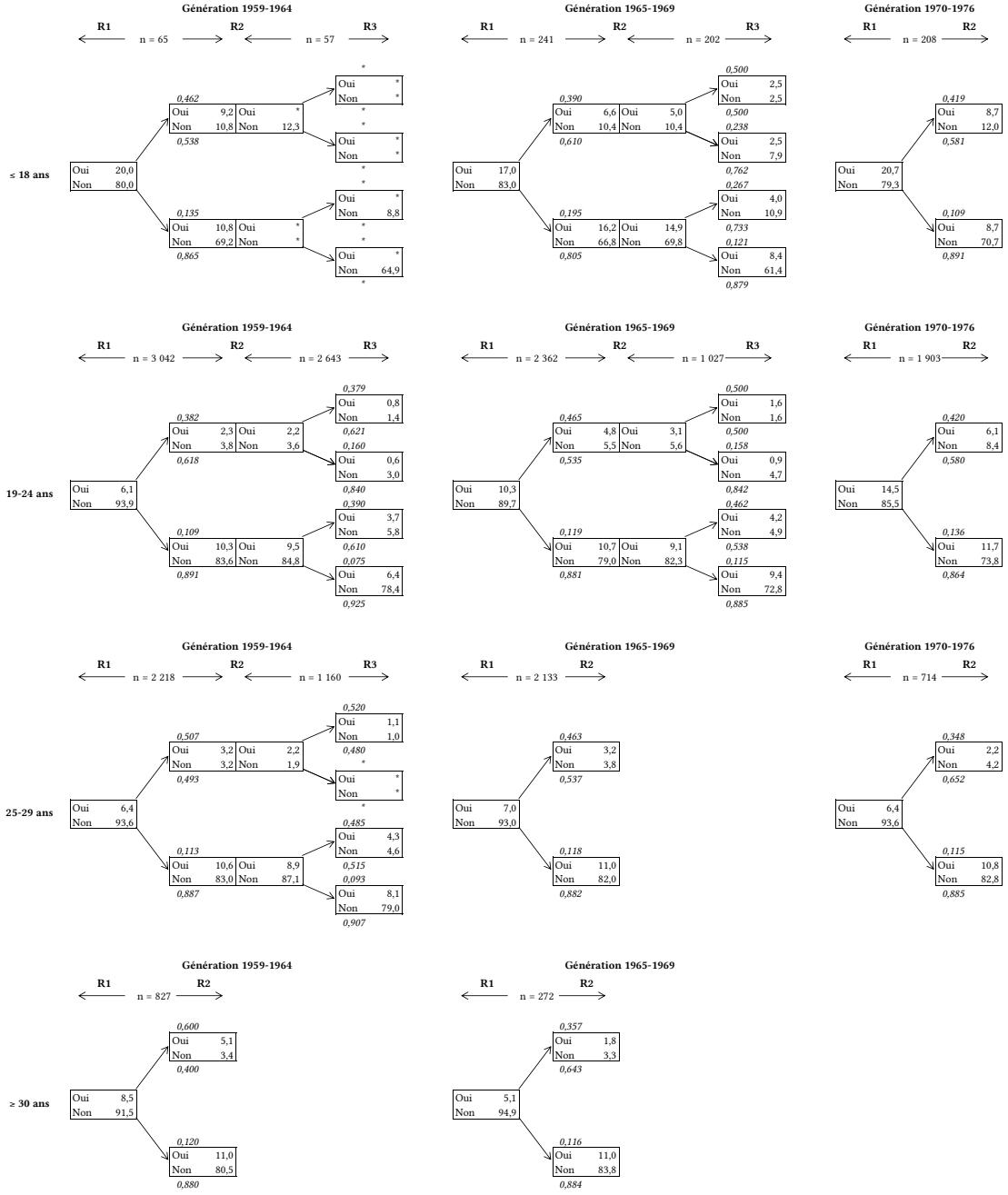
Figure III-4 – Trajectoires de mariage selon l'âge à la première naissance et la génération - mères anglaises



Source : ONS Longitudinal Study.

*Notes : Les pourcentages dans les cases sont les pourcentages en colonne. Les chiffres en italique indiquent la probabilité d'être mariée (ou pas) au recensement r+1 en l'ayant déjà été (ou pas) au recensement r. * = valeur omise afin de respecter le secret statistique.*

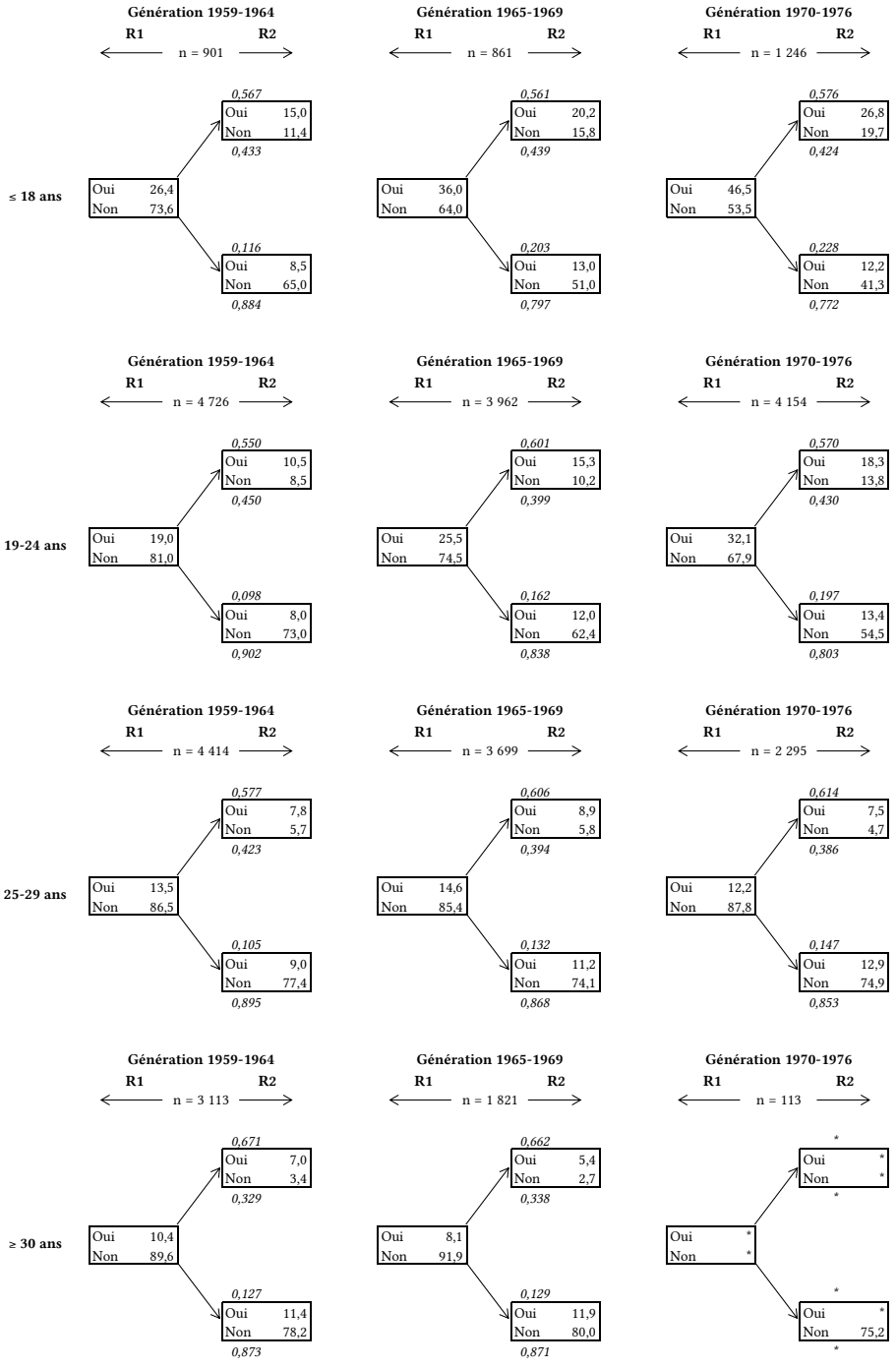
Figure III-5 – Trajectoires de monoparentalité selon l'âge à la première naissance et la génération - mères françaises



Source : Échantillon démographique permanent.

*Notes : Non disponible pour les mères ayant eu leur premier enfant avant le RGP de 1982 (variable non disponible à ce recensement). Les pourcentages dans les cases sont les pourcentages en colonne. Les chiffres en italique indiquent la probabilité d'être en situation de monoparentalité (ou pas) au recensement r+1 en l'ayant déjà été (ou pas) au recensement r. Les trajectoires entre le 2e et le 3e recensement des mères adolescentes françaises des générations 1970-1976 ne sont pas présentées en raison des faibles effectifs (n = 57). * = valeur omise afin de respecter le secret statistique.*

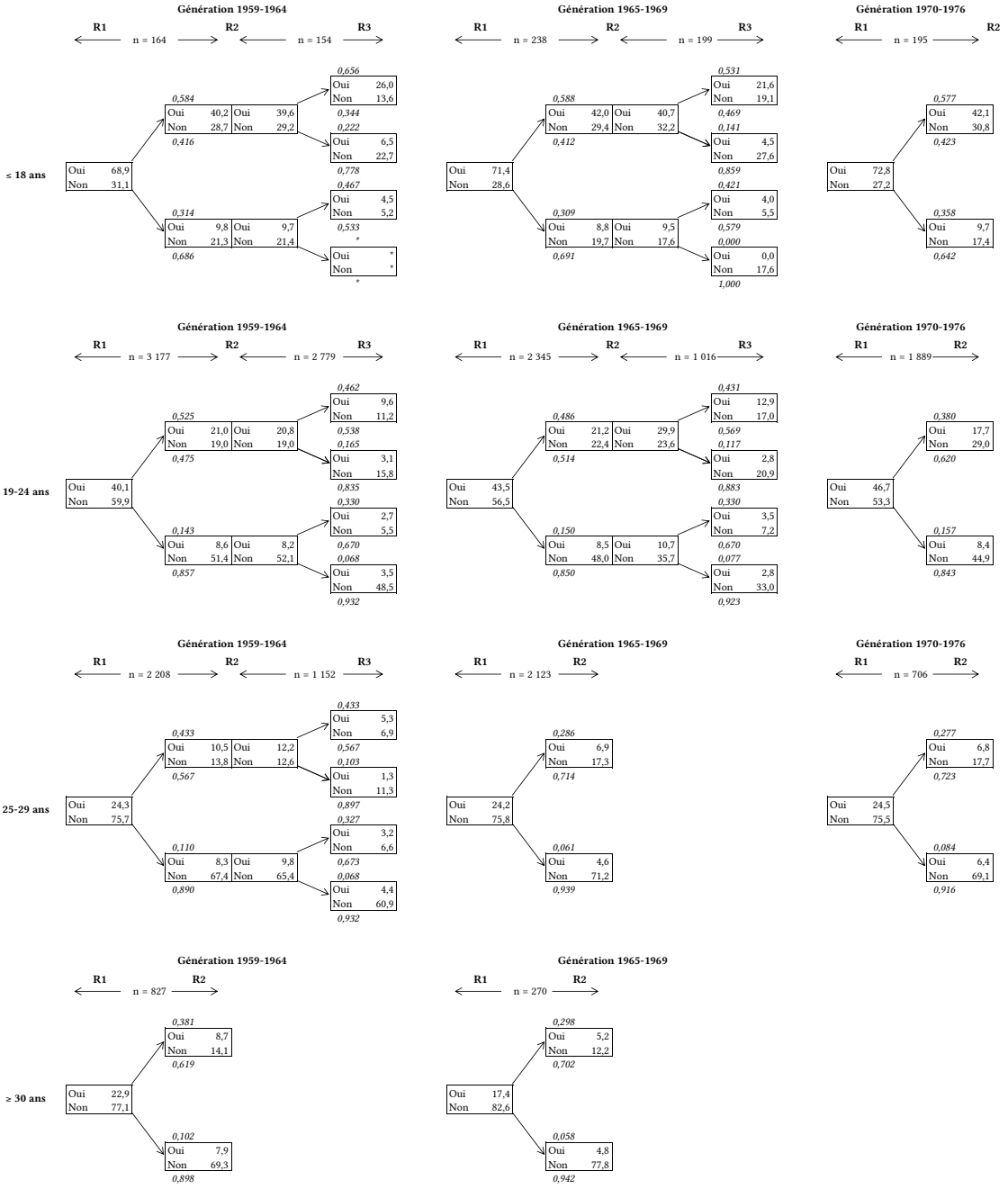
Figure III-6 – Trajectoires de monoparentalité selon l'âge à la première naissance et la génération - mères anglaises



Source : ONS Longitudinal Study.

*Notes : Non disponible pour les mères ayant eu leur premier enfant avant le recensement de 1991 (variable non disponible avant le recensement de 2001). Les pourcentages dans les cases sont les pourcentages en colonne. Les chiffres en italique indiquent la probabilité d'être en situation de monoparentalité (ou pas) au recensement r+1 en l'ayant déjà été (ou pas) au recensement r. * = valeur omise afin de respecter le secret statistique.*

Figure III-7 – Trajectoires d'inactivité selon l'âge à la première naissance et la génération - mères françaises

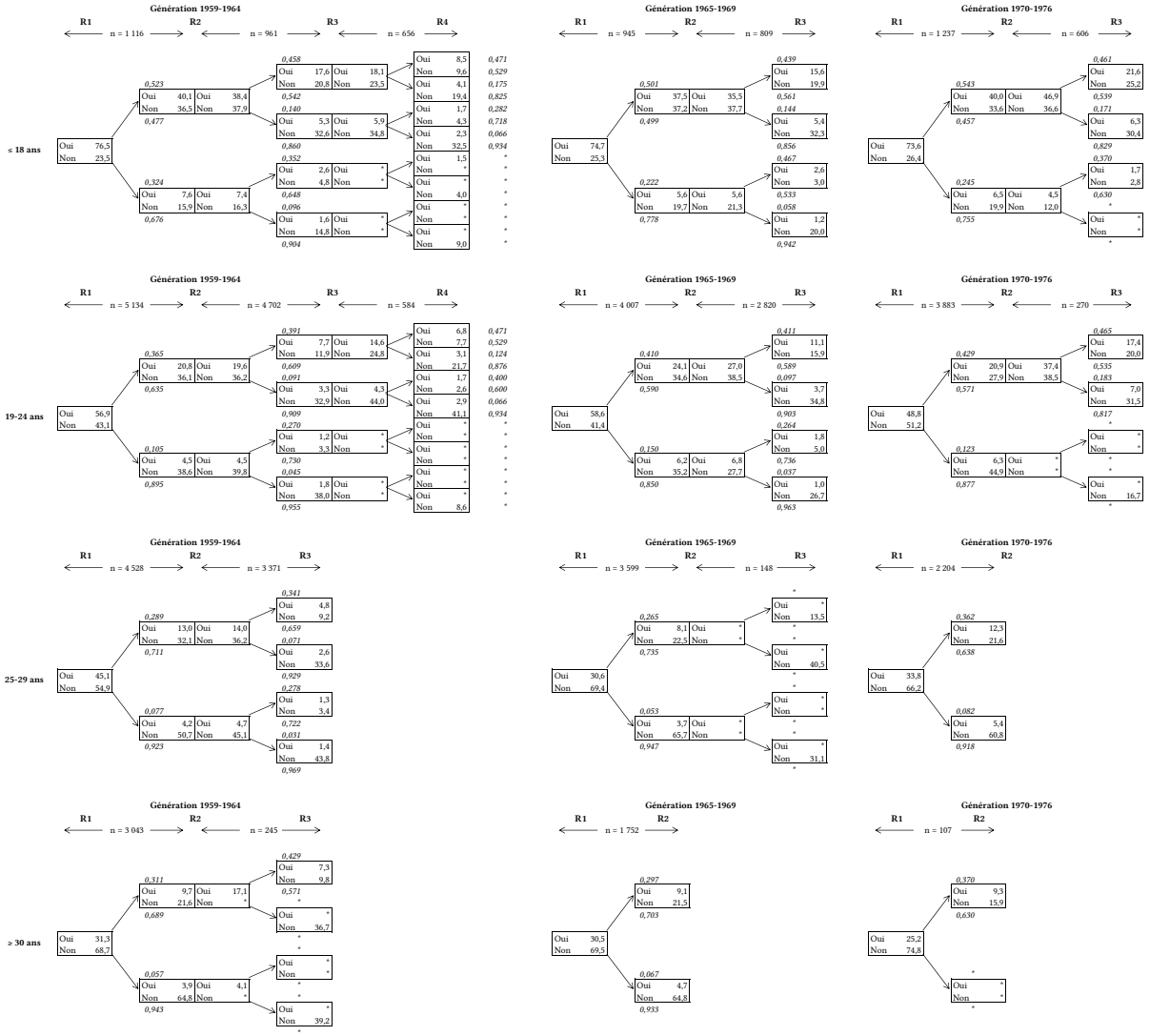


Source : Échantillon démographique permanent.

Champ : Mères non étudiantes.

*Notes : Les pourcentages dans les cases sont les pourcentages en colonne. Les chiffres en italique indiquent la probabilité d'être inactive (ou pas) au recensement r+1 en l'ayant déjà été (ou pas) au recensement r. Les trajectoires entre le 2e et le 3e recensement des mères adolescentes françaises des générations 1970-1976 ne sont pas présentées en raison des faibles effectifs (n = 45). * = valeur omise afin de respecter le secret statistique.*

Figure III-8 – Trajectoires d'inactivité selon l'âge à la première naissance et la génération - mères anglaises

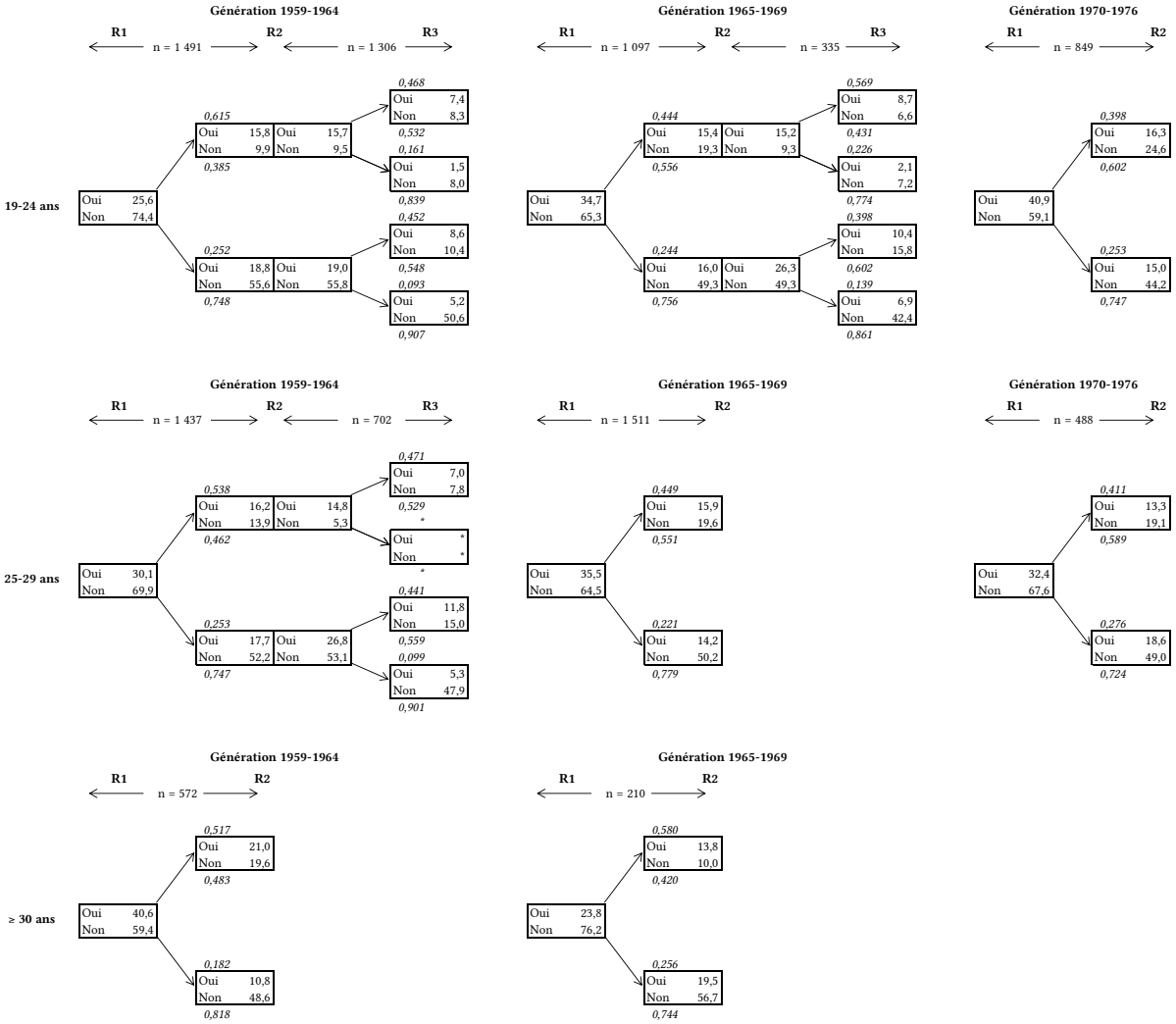


Source : ONS Longitudinal Study.

Champ : Mères non étudiantes.

*Notes : Les pourcentages dans les cases sont les pourcentages en colonne. Les chiffres en italique indiquent la probabilité d'être inactive (ou pas) au recensement r+1 en l'ayant déjà été (ou pas) au recensement r. * = valeur omise afin de respecter le secret statistique.*

Figure III-9 – Trajectoires de travail à temps partiel selon l'âge à la première naissance et la génération - mères françaises

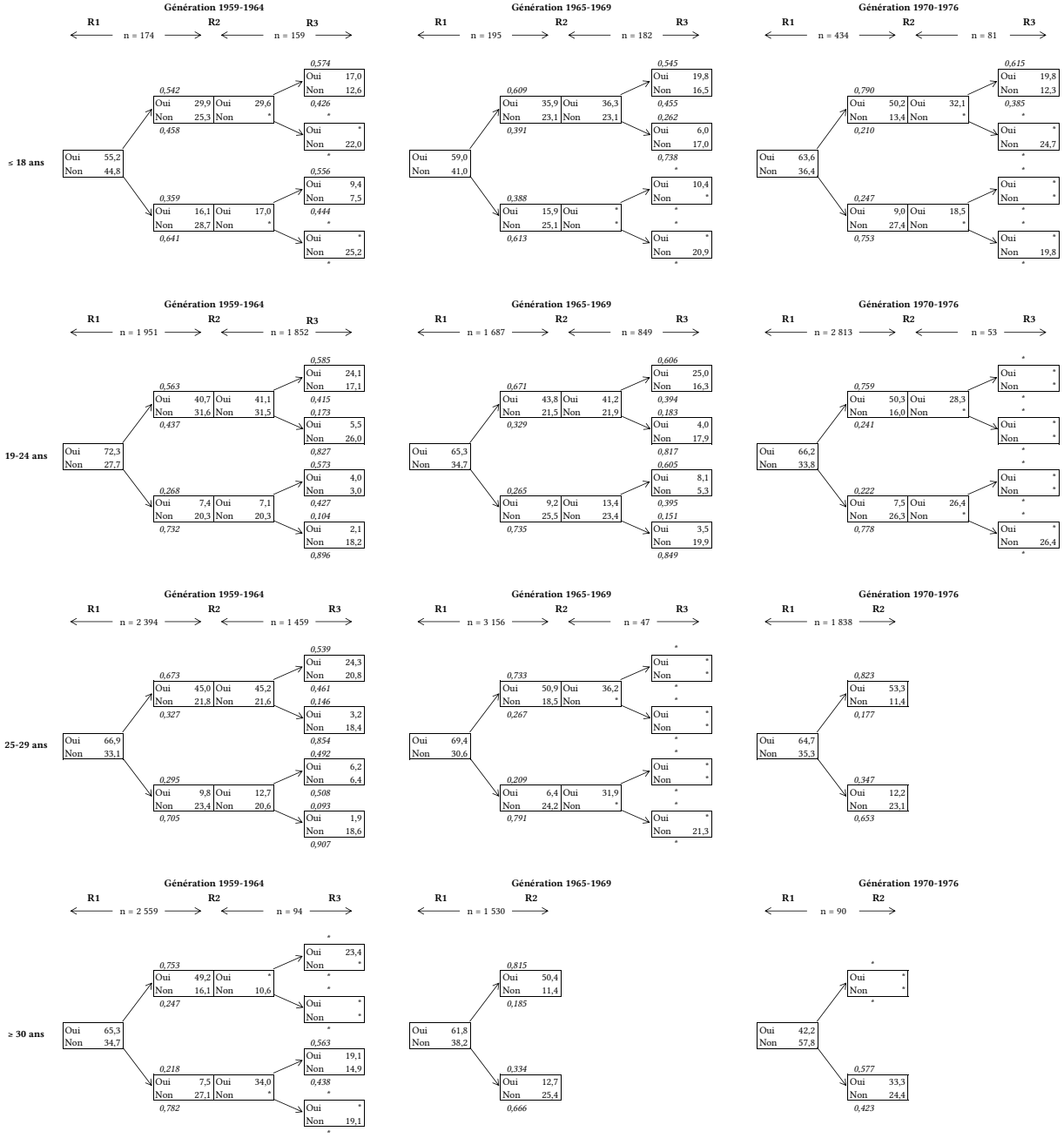


Source : Échantillon démographique permanent.

Champ : Mères actives.

*Notes : Non disponible pour les mères ayant eu leur premier enfant avant le RGP de 1982 (variable non disponible à ce recensement). Les pourcentages dans les cases sont les pourcentages en colonne. Les chiffres en italique indiquent la probabilité de travailler à temps partiel (ou pas) au recensement r+1 en l'ayant déjà été (ou pas) au recensement r. Les trajectoires des mères adolescentes ne sont pas présentées en raison des faibles effectifs (n max. = 47). * = valeur omise afin de respecter le secret statistique.*

Figure III-10 – Trajectoires de travail à temps partiel selon l'âge à la première naissance et la génération - mères anglaises

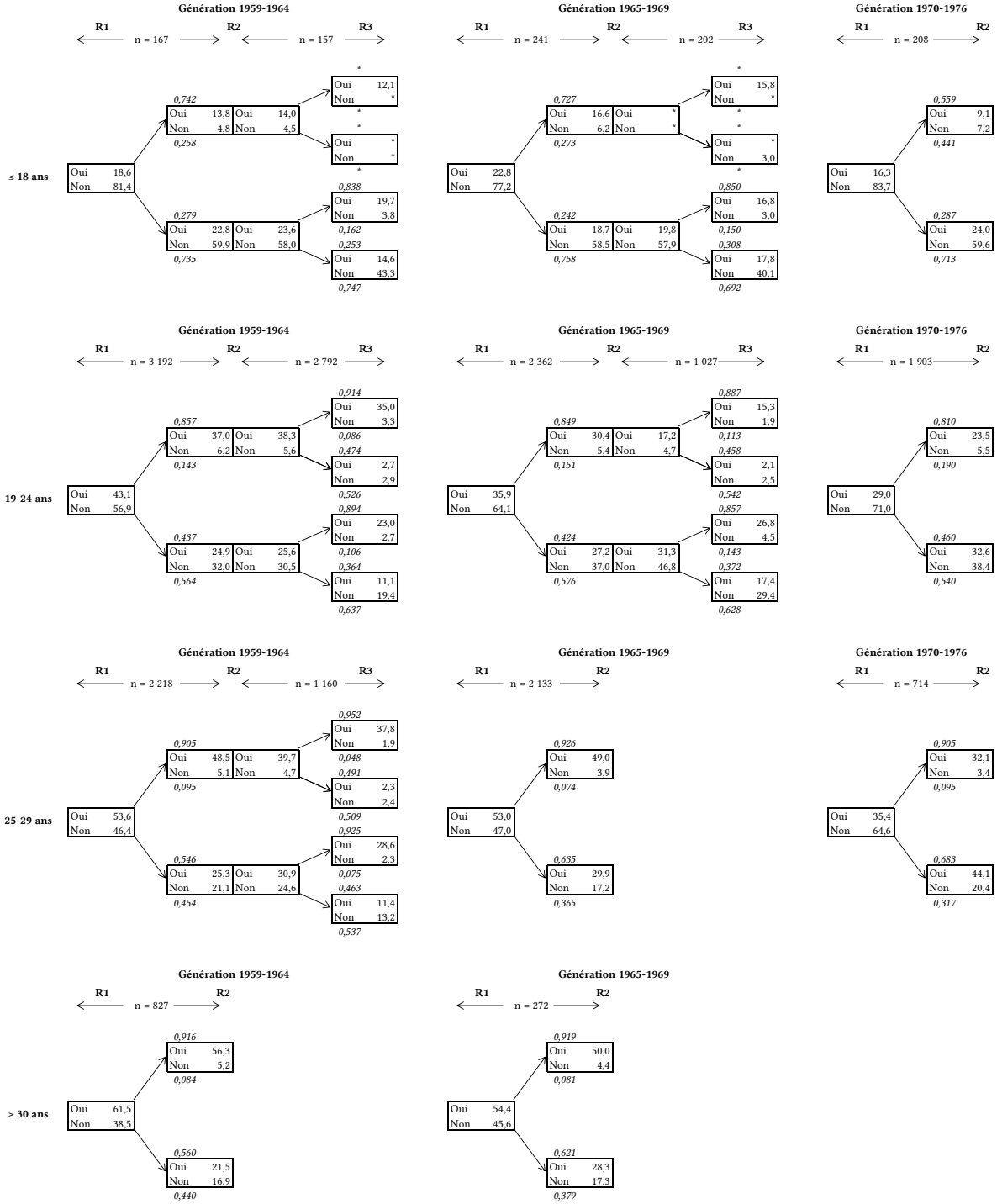


Source : ONS Longitudinal Study.

Champ : Mères actives.

*Notes : Les pourcentages dans les cases sont les pourcentages en colonne. Les chiffres en italique indiquent la probabilité de travailler à temps partiel (ou pas) au recensement r+1 en l'ayant déjà été (ou pas) au recensement r. Les trajectoires entre le 3e et le 4e recensement des mères ayant eu leur premier enfant âgée de 24 ans ou moins des générations 1959-1964 ne sont pas présentées en raison des faibles effectifs (n max. = 63). * = valeur omise afin de respecter le secret statistique.*

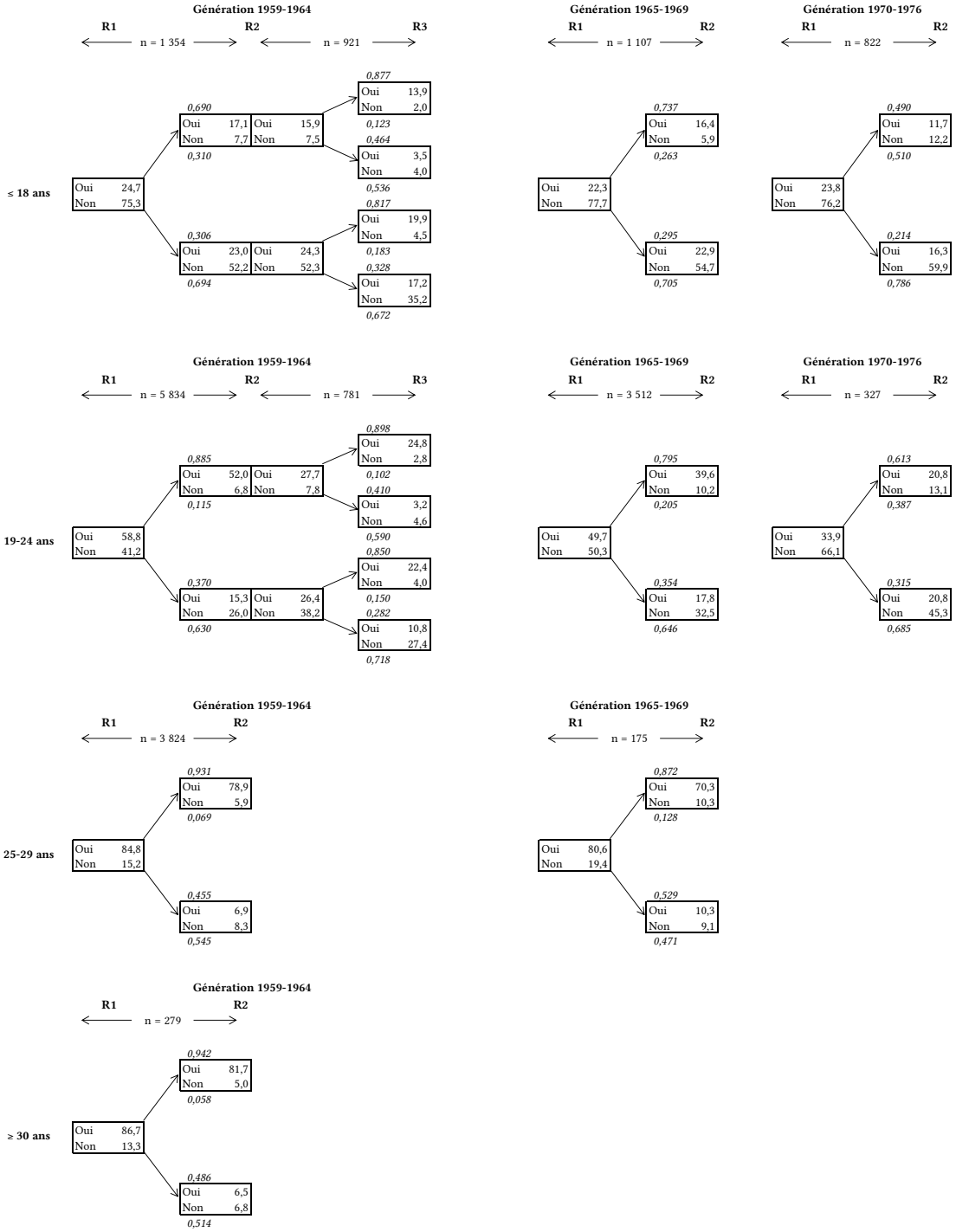
Figure III-11 – Trajectoires de résidence en ménage propriétaire selon l'âge à la première naissance et la génération - mères françaises



Source : Échantillon démographique permanent.

*Notes : Les pourcentages dans les cases sont les pourcentages en colonne. Les chiffres en italique indiquent la probabilité de vivre en ménage propriétaire (ou pas) au recensement r+1 en l'ayant déjà été (ou pas) au recensement r. Les trajectoires entre le 2e et le 3e recensement des mères adolescentes françaises des générations 1970-1976 ne sont pas présentées en raison des faibles effectifs (n = 34). * = valeur omise afin de respecter le secret statistique.*

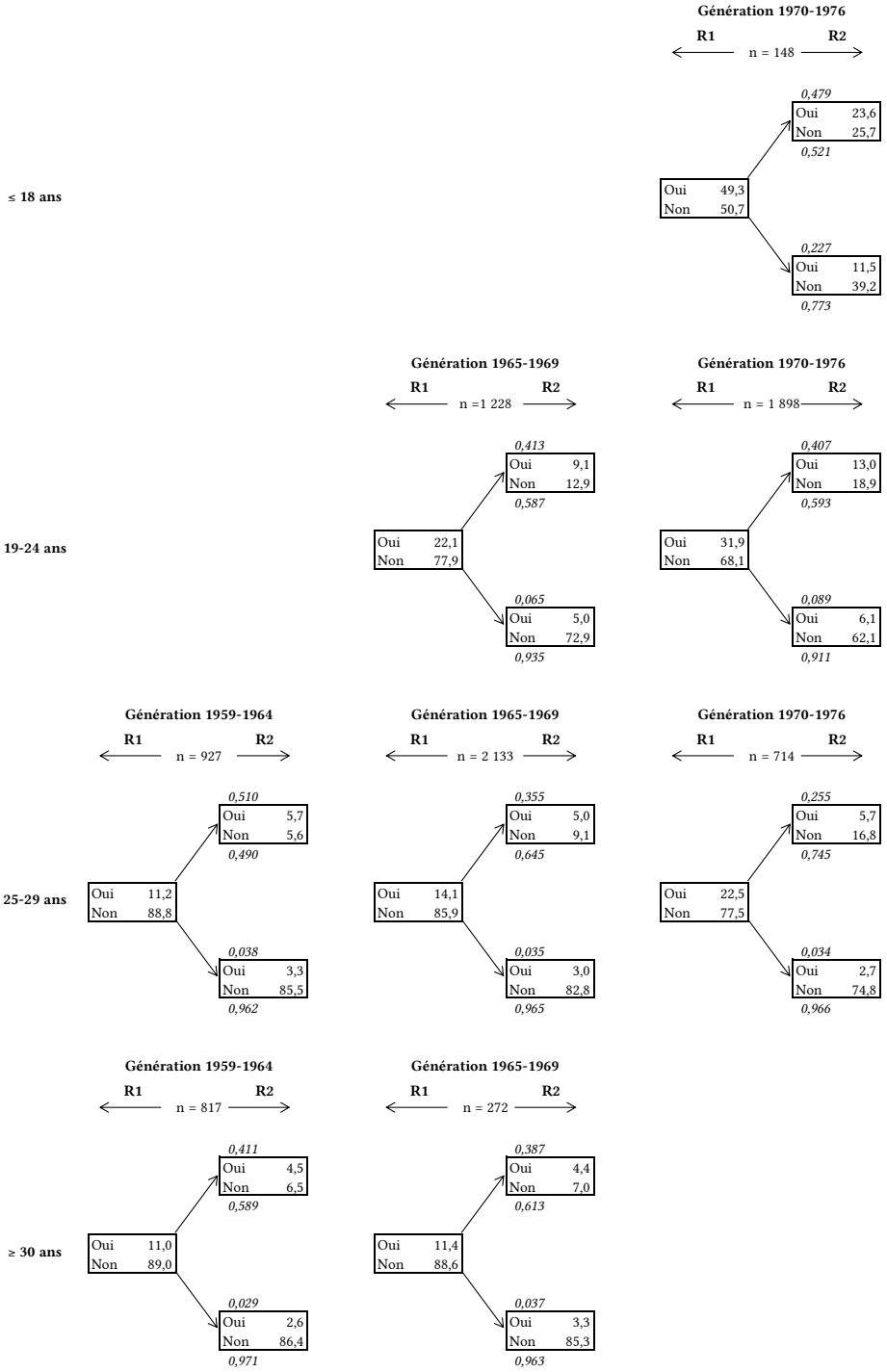
Figure III-12 – Trajectoires de résidence en ménage propriétaire selon l'âge à la première naissance et la génération - mères anglaises



Source : ONS Longitudinal Study.

*Notes : Variable non disponible au recensement de 2011. Les pourcentages dans les cases sont les pourcentages en colonne. Les chiffres en italique indiquent la probabilité de vivre en ménage propriétaire (ou pas) au recensement r+1 en l'ayant déjà été (ou pas) au recensement r. * = valeur omise afin de respecter le secret statistique.*

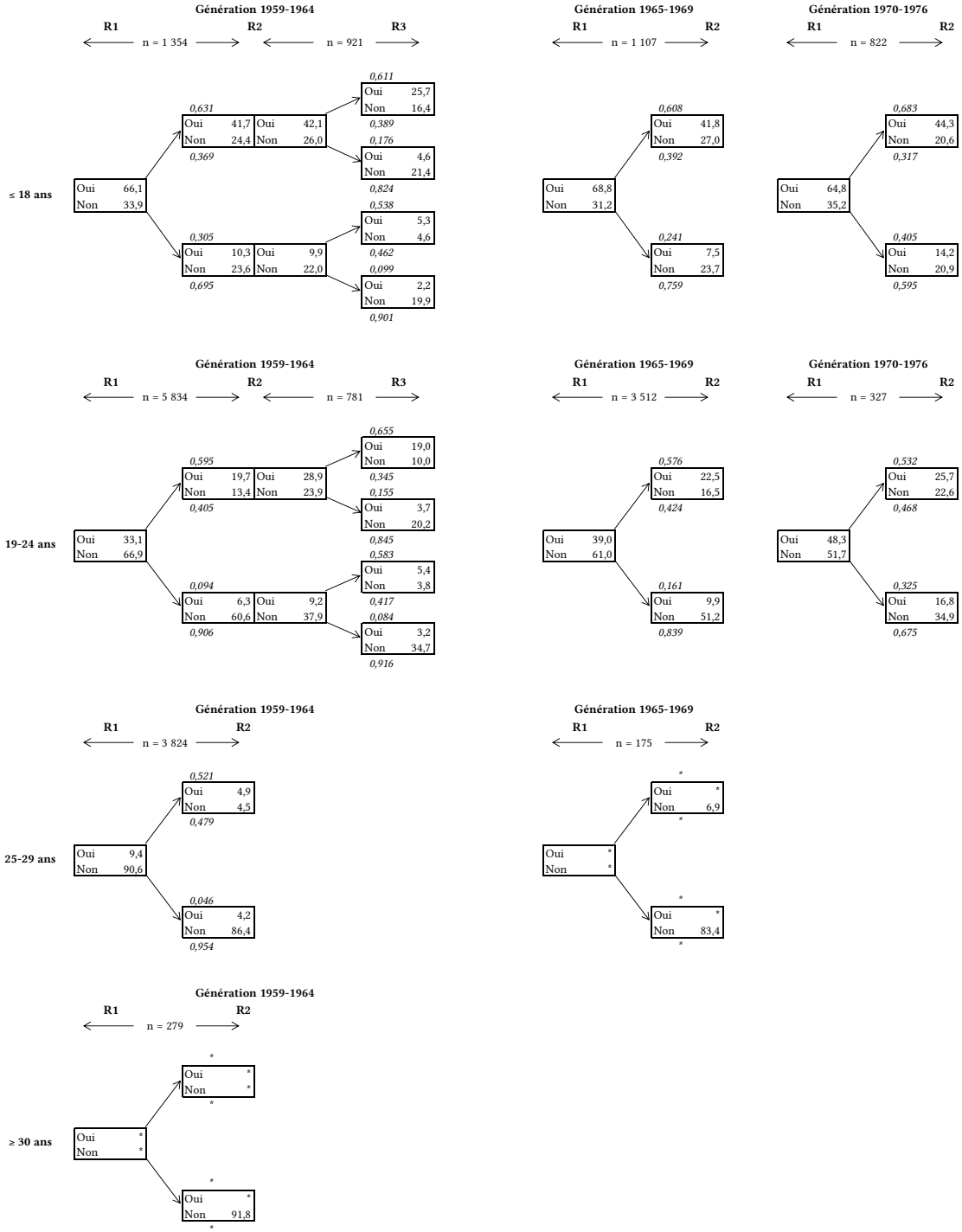
Figure III-13 – Trajectoires de résidence en logement social selon l'âge à la première naissance et la génération - mères françaises



Source : Échantillon démographique permanent.

*Notes : Non disponible pour les mères ayant eu leur premier enfant avant le RGP de 1990 (variable non disponible aux RGP de 1982 et 1990). Les pourcentages dans les cases sont les pourcentages en colonne. Les chiffres en italique indiquent la probabilité de vivre en logement social (ou pas) au recensement r+1 en l'ayant déjà été (ou pas) au recensement r. * = valeur omise afin de respecter le secret statistique.*

Figure III-14 – Trajectoires de résidence en logement social selon l'âge à la première naissance et la génération - mères anglaises



Source : ONS Longitudinal Study

*Notes : Variable non disponible au recensement de 2011. Les pourcentages dans les cases sont les pourcentages en colonne. Les chiffres en italique indiquent la probabilité de vivre en logement social (ou pas) au recensement r+1 en l'ayant déjà été (ou pas) au recensement r. * = valeur omise afin de respecter le secret statistique.*

Références

Abbasi-Shavazi, M., 1997, « An assessment of the own-children method of estimating fertility by birthplace in Australia », *Journal of the Australian Population Association*, 14(2), p. 167-185.

Adserà, A., Ferrer, A., Sigle-Rushton, W. et Wilson, B., 2012, « Fertility Patterns of Child Migrants : Age at Migration and Ancestry in Comparative Perspective », *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 643(1), p. 160-189.

Ali, M. et Dwyer, D., 2011, « Estimating peer effects in sexual behavior among adolescents », *Journal of Adolescence*, 34(1), p. 183-190.

Alvin, P., 2006, « Contraception chez l'adolescente : le grand paradoxe », *Archives de Pédiatrie*, 13(4), p. 329-332.

Anderson, J., Santelli, J. et Morrow, B., 2006, « Trends in adolescent contraceptive use, unprotected and poorly protected sex, 1991–2003 », *Journal of Adolescent Health*, 38(6), p. 734-739.

Andersson, G., 2000, « The impact of labour-force participation on childbearing behaviour : Pro-cyclical fertility in Sweden during the 1980s and the 1990s. », *European Journal of Population / Revue européenne de Démographie*, 16(4), p. 293-333.

Andro, A., 2008, « Les jeunes qui n'ont pas encore eu de rapport sexuel, entre normes sociales et manque d'opportunités », *in :* Bajos, N., Bozon, M. et Beltzer, N. (eds.), *Enquête sur la sexualité en France : pratiques, genre et santé*, Paris : La Découverte, pp. 149-162.

Arai, L., 2003, « Low expectations, sexual attitudes and knowledge : explaining teenage pregnancy and fertility in English communities. Insights from qualitative research », *The Sociological Review*, 51(2), p. 199-217.

Arai, L., 2007, « Peer and neighbourhood influences on teenage pregnancy and fertility : Qualitative findings from research in English communities », *Health & Place*, 13(1), p. 87-98.

Ashcraft, A. et Lang, K., 2006, « The Consequences of Teenage Childbearing », *NBER Working Paper n° 12485*, 37 p.

Ashcraft, A., Fernández-Val, I. et Lang, K., 2013, « The Consequences of Teenage Childbearing : Consistent Estimates When Abortion Makes Miscarriage Non-random », *The Economic Journal*, 123(571), p. 875-905.

Aspy, C., Vesely, S., Oman, R., Rodine, S., Marshall, L., *et al.*, 2007, « Parental communication and youth sexual behaviour », *Journal of Adolescence*, 30(3), p. 449-466.

Auriat, N., 1991, « Who forgets ? An analysis of memory effects in a retrospective survey on migration history. », *European Journal of Population / Revue européenne de Démographie*, 7(4), p. 311-342.

Bajos, N., Rouzaud-Cornabas, M., Panjo, H., Bohet, A. et Moreau, C., 2014, « La crise de la pilule en France : vers un nouveau modèle contraceptif ? », *Population et sociétés*, n° 511, 4 p.

Banens, M. et Le Penven, E., 2016, « Les erreurs de sexe dans le recensement et leurs effets sur l'estimation des couples de même sexe », *Population*, 71(1), p. 135-148.

Battagliola, F., Brown, E. et Jaspard, M., 1997a, « Etre parent jeune : quels liens avec les itinéraires professionnels ? », *Economie et Statistique*, n° 304-305, p. 191-207.

Battagliola, F., Brown, E. et Jaspard, M., 1997b, « Itinéraires de passage à l'âge adulte : différences de sexe, différences de classe », *Sociétés Contemporaines*, n° 25, p. 85-103.

Beaujouan, É., Sobotka, T., Brzozowska, Z. et Zeman, K., 2017, « La proportion de femmes sans enfant a-t-elle atteint un pic en Europe ? », *Population et sociétés*, n° 540, 4 p.

Bélanger, A. et Gilbert, S., 2003, « La fécondité des immigrantes et de leurs filles nées au Canada », *Rapport sur l'état de la population du Canada, 2002*, n° 91-202, p. 135-161.

Beltzer, N. et Bajos, N., 2008, « De la contraception à la prévention : les enjeux de la négociation aux différentes étapes des trajectoires affectives et sexuelles », *in :* Bajos, N., Bozon, M. et Beltzer, N. (eds.), *Enquête sur la sexualité en France : pratiques, genre et santé*, Paris : La Découverte, pp. 437-460.

Beltzer, N., Moreau, C. et Bajos, N., 2011, « Prévention des grossesses non prévues chez les jeunes en France : pour une double protection des premiers rapports sexuels ? », *Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique*, 59(1), p. 15-21.

Berrington, A., Cobos Hernández, R., Ingham, R. et Stevenson, J., 2005a, « Antecedents and outcomes of young fatherhood : longitudinal evidence from the 1970 British Birth Cohort Study », *S3RI Applications and Policy Working Paper n° A05/09*, 60 p.

Berrington, A., Diamond, I., Ingham, R., Stevenson, J., Borgoni, R., *et al.*, 2005b, *Consequences of teenage parenthood : pathways which minimise the long term negative impacts of teenage childbearing.*, UK Department of Health, 50 p.

Berrington, A., Stone, J. et Beaujouan, É., 2015, « Educational differences in timing and quantum of childbearing in Britain : A study of cohorts born 1940-1969 », *Demographic Research*, 33, p. 733-764.

Berrington, A., 2017, « Childlessness in the UK », *in :* Kreyenfeld, M. et Konietzka, D. (eds.), *Childlessness in Europe : Contexts, Causes, and Consequences*, Cham : Springer International Publishing, pp. 57-76.

Berthoud, R., 2001, « Teenage births to ethnic minority women », *Population Trends*, n° 104, p. 12-17.

Berthoud, R. et Robson, K., 2001, « The Outcomes of Teenage Motherhood in Europe », *Innocenti Working Paper n° 86*, 60 p.

Billari, F., 2004, « Becoming an Adult in Europe : A Macro(/Micro)-Demographic Perspective », *Demographic Research*, Special collection 3, p. 15-44.

Billari, F. et Liefbroer, A., 2010, « Towards a new pattern of transition to adulthood ? », *Advances in Life Course Research*, 15(2-3), p. 59-75.

Billari, F., Liefboer, A. et Philipov, D., 2006, « The Postponement of Childbearing in Europe : Driving Forces and Implications », *Vienna Yearbook of Population Research 2006*, p. 1-17.

Billari, F., Goisis, A., Liefbroer, A., Settersten, R., Aassve, A., *et al.*, 2011, « Social age deadlines for the childbearing of women and men », *Human Reproduction*, 26(3), p. 616-622.

Bodmer, W. et Jacquard, A., 1968, « La variance de la dimension des familles selon divers facteurs de la fécondité », *Population*, 23(5), p. 869-878.

Bongaarts, J., 1978, « A Framework for Analyzing the Proximate Determinants of Fertility », *Population and Development Review*, 4(1), p. 105-132.

Bongaarts, J., 1982, « The fertility-inhibiting effects of the intermediate fertility variables », *Studies in Family Planning*, 13(6/7), p. 178-189.

Botting, B., Rosato, M. et Wood, R., 1998, « Teenage mothers and the health of their children », *Population Trends*, n° 93, p. 19-28.

Bozon, M., 1993, « L'entrée dans la sexualité adulte : le premier rapport et ses suites », *Population*, 48(5), p. 1317-1352.

Bozon, M., 2008, « Premier rapport sexuel, première relation : des passages attendus », *in :* Bajos, N., Bozon, M. et Beltzer, N. (eds.), *Enquête sur la sexualité en France : pratiques, genre et santé*, Paris : La Découverte, pp. 117-147.

Bozon, M. et Kontula, O., 1997, « Initiation sexuelle et genre : comparaison des évolutions de douze pays européens », *Population*, 52(6), p. 1367-1400.

Bracher, M., Watkins, S. et Santow, G., 2003, « "Moving" and Marrying : Modelling HIV Infection among Newly-weds in Malawi », *Demographic Research*, Special collection 1, p. 207-246.

Brachet, S., Letablier, M. et Salles, A., 2010, « Devenir parents en France et en Allemagne : normes, valeurs, représentations », *Politiques sociales et familiales*, n° 100, p. 79-92.

Bradshaw, J., Finch, N. et Miles, J., 2005, « Deprivation and variations in teenage conceptions and abortions in England », *Journal of Family Planning and Reproductive Health Care*, 31(1), p. 15-19.

Breton, D., 2008, « Essai de mesure de la fécondité selon l'origine et la mobilité géographique à partir d'un recensement sur échantillon », *in :* Blayo, C., Dion, M., Dittgen, A. et Sardon, J. (eds.), *Collecte des données et connaissance des populations - Actes du XIIe colloque national de démographie*, Paris : CUDEP, pp. 336-349.

Breton, D., 2010, « La fécondité avant 25 ans ne baisse plus en France depuis 15 ans », *in :* Hecht, J., Bergouignan, C., Prioux, F., Blayo, C. et Parant, A. (eds.), *La fécondité - Représentation, causalité, prospective - Actes du XVe colloque national de démographie*, Paris : CUDEP, pp. 52-74.

Breton, D. et Prioux, F., 2005, « Deux ou trois enfants ? Influence de la politique familiale et de quelques facteurs sociodémographiques », *Population*, 60(4), p. 489-522.

Breton, D. et Prioux, F., 2009, « The one-child family : France in the European context », *Demographic Research*, 20, p. 657-692.

Breton, D. et Tomkinson, J., 2017, « Adolescent childbearing in Martinique and Guadeloupe : An exception in the Caribbean and a resistance to the French fertility model », XXVIII^{e} Congrès international de population de l'UIESP, 29 octobre - 4 novembre, Le Cap, Afrique du Sud.

Breton, D., Barbieri, M., d'Albis, H. et Mazuy, F., *à paraître*, « L'évolution démographique récente de la France : de forts contrastes départementaux », *Population*.

Brooks, F., Magnusson, J., Klemera, Dr E., Spencer, Dr N. et Morgan, A., 2011, *HBSC England National Report : Findings from the 2010 HBSC study for England*, Hatfield : University of Hertfordshire, 96 p.

Bumpass, L., Rindfuss, R. etJanosik, R., 1978, « Age and Marital Status at First Birth and the Pace of Subsequent Fertility », *Demography*, 15(1), p. 75-86.

Burkimsher, M., 2017, « Evolution of the shape of the fertility curve : Why might some countries develop a bimodal curve ? », *Demographic Research*, 37, p. 295-324.

Buxton, J., Clarke, L., Grundy, E. et Marshall, C., 2005, « The long shadow of childhood : associations between parental social class and own social class, educational attainment and timing of fi rst birth ; results from the ONS Longitudinal Study », *Population Trends*, n° 121, p. 17-26.

Carioli, A. et Devolder, D., 2016, « Mind the gap : a microsimulation model to quantify and explain the role of involuntary factors on observed fertility in 13 European countries », European Population Conference 2016, 31 août – 3 septembre 2016, Mayence, Allemagne.

Cater, S. et Coleman, L., 2006, *"Planned" Teenage Pregancy*, Bristol : The Policy Press, 80 p.

Chandola, T., Coleman, D. et Hiorns, R., 2002, « Distinctive features of age-specific fertility profiles in the English-speaking world : Common patterns in Australia, Canada, New Zealand and the United States, 1970-98 », *Population Studies*, 56(2), p. 181-200.

Charbonneau, J., 2000, « Alternative Life Paths Among Adolescent Mothers : A Case Study in the Montréal Area », *Inédits*, n° 2000-03, 16 p.

Chevalier, C. et Lebeaupin, F., 2010, « La population des zones urbaines sensibles », *Insee Première*, n° 1328, 4 p.

Cho, L.-J., 1986, *The own-children method of fertility estimation*, Honolulu : Population Institute, 188 p.

Cho, L.-J. et Man, J.-H., 1968, « Recent change in fertility rates of the Korean population », *Demography*, 5, p. 690-698.

Cicali, D. et De Santis, G., 2002, « Estimating cohort fertility levels and differentials by socio-economic characteristics with the own-children method and pseudo panels », *Genus*, 58(2), p. 35-61.

Clanché, F., 2014, « Focus ? Le nouveau recensement en continu : une méthode originale, des résultats nombreux et faciles d'accès », *Informations sociales*, 2014/3 (n° 183), p. 22-25.

Coeffic, N., 1993, « L'enquête post-censitaire de 1990. Une mesure de l'exhaustivité du recensement », *Population*, 48(6), p. 1655-1681.

Coleman, D. et Dubuc, S., 2010, « The fertility of ethnic minorities in the UK, 1960s–2006 », *Population Studies*, 64(1), p. 19-41.

Collet, M. et Vilain, A., 2012, « Les certificats de santé de l'enfant au 8ème jour : validités 2008 et 2009 », *Drees série sources et méthodes (document de travail)*, n° 27, 183 p.

Cook, S. et Cameron, S., 2015, « Social issues of teenage pregnancy », *Obstetrics, Gynaecology & Reproductive Medicine*, 25(9), p. 243-248.

Couet, C., 2006, « L'échantillon démographique permanent de l'Insee », *Courrier des statistiques*, n° 117-119, p. 5-14.

Currie, C., Elton, R., Todd, J. et Platt, S., 1997, « Indicators of socioeconomic status for adolescents : the WHO Health Behaviour in School-aged Children Survey », *Health Education Research*, 12(3), p. 385-397.

Currie, C., Molcho, M., Boyce, W., Holstein, B., Torsheim, T., *et al.*, 2008, « Researching health inequalities in adolescents : The development of the Health Behaviour in School-Aged Children (HBSC) Family Affluence Scale », *Social Science & Medicine*, 66(6), p. 1429-1436.

Currie, C., Zanotti, C., Morgan, A., Currie, D., de Looze, M., *et al.*, 2012, *Social determinants of health and well-being among young people health behaviour in school-aged (HBSC)*

children : international report from the 2009/2010 survey, Copenhagen : World Health Organization, Regional Office for Europe, 252 p.

Dadoorian, D., 2012, « La grossesse désirée à l'adolescence », *Sciences Sociales et Santé*, 30(1), p. 103–111.

Daguerre, A., 2010, « Les grossesses adolescentes en France et en Grande-Bretagne », *Informations sociales*, 2010/1(157), p. 96-102.

Daguerre, A. et Nativel, C., 2004, « Les maternités précoces dans les pays développés : problèmes, dispositifs, enjeux politiques », *Dossier d'études*, n° 53, 51 p.

Darroch, J., Landry, D. et Oslak, S., 1999, « Age Differences Between Sexual Partners in the United States », *Family Planning Perspectives*, 31(4), p. 160-167.

Davie, E. et Mazuy, M., 2010, « Fécondité et niveau d'études des femmes en France à partir des enquêtes annuelles de recensement », *Population*, 65(3), p. 475-511.

Davie, E. et Niel, X., 2012a, « Mesurer la fécondité par secteur d'activité (secteur public / secteur privé / non salarié) et par catégorie sociale à partir des recensements », *Insee Document de travail n° F1203*, 71 p.

Davie, E. et Niel, X., 2012b, « Mesurer et étudier la fécondité selon le rang de naissance : élaborer une statistique de nombre de naissances et d'âge à l'accouchement par rang », *Insee Document de travail n° F1205*, 57 p.

DCLG, 2015, « The English Indices of Deprivation 2015 », London : DCLG, 38 p.

de la Rochebrochard, É., 2000, « Modélisation de la baisse de la fertilité avec l'âge de la femme et l'âge de l'homme », Thèse, Université Pierre et Marie Curie, 419 p.

Desplanques, G., 1993, « Mesurer les disparités de fécondité à l'aide du seul recensement », *Population*, 48(6), p. 2011-2023.

Desplanques, G., 2008, « Avantages et incertitudes des enquêtes annuelles de recensement en France », *Population*, 63(3), p. 477-501.

Department of Health and Social Security, 1974, *Family Planning Services. Memorandum of guidance*.

Diamond-Smith, N., Moreau, C. et Bishai, D., 2014, « Reducing Unintended Pregnancies : A Microsimulation of Contraceptive Switching, Discontinuation, and Failure Patterns in France », *Studies in Family Planning*, 45(4), p. 429-441.

Dickins, T., Johns, S. et Chipman, A., 2012, « Teenage pregnancy in the United Kingdom : A behavioral ecological perspective. », *Journal of Social, Evolutionary, and Cultural Psychology*, 6(3), p. 344-359.

Donati, P., Mollo, S., Norvez, A. et Rollet, C., 1999, *Les centres maternels : réalités et enjeux éducatifs*, Paris : L'Harmattan, 314 p.

Driscoll, A., 2014, « Adult outcomes of teen mothers across birth cohorts », *Demographic Research*, 30, p. 1277-1292.

Drixler, F., 2015, « Conjuring the Ghosts of Missing Children : A Monte Carlo Simulation of Reproductive Restraint in Tokugawa Japan », *Demography*, 52(2), p. 667-703.

Dubuc, S., 2009, « Application of the Own-Children Method for estimating fertility by ethnic and religious groups in the UK », *Journal of Population Research*, 26(3), p. 207-225.

Dugbaza, T., 1994, « Recent Trends and Differentials in Aboriginal and Torres Strait Islander Fertility, 1981-1991 », *ABS Demography Working Paper*, n° 1994/1.

Ekert-Jaffé, O., Joshi, H., Lynch, K., Mougin, R. et Rendall, M., 2002, « Fécondité, calendrier des naissances et milieu social en France et en Grande-Bretagne : politiques sociales et polarisation socio-professionnelle », *Population*, 57(3), p. 485-518.

Erens, B., Phelps, A., Clifton, S., Mercer, C., Tanton, C., *et al.*, 2014, « Methodology of the third British National Survey of Sexual Attitudes and Lifestyles (Natsal-3) », *Sexually Transmitted Infections*, 90(2), p. 84-89.

Ermisch, J. et Pevalin, D., 2003, « Does a 'Teen-birth' have Longer-term Impacts on the Mother ? Evidence from the 1970 British Cohort Study », *ISER Working Paper n° 2003-28*, 25 p.

Ermisch, J. et Pevalin, D., 2005, « Early motherhood and later partnerships », *Journal of Population Economics*, 18(3), p. 469-489.

Esping-Andersen, G., 1990, *The three worlds of welfare capitalism*, Princeton, N.J. : Princeton University Press, 248 p.

Evans, A., 2004, « Education and the resolution of teenage pregnancy in Australia », *Health Sociology Review*, 13(1), p. 27-42.

Fearnley, B., 2017, « Contemporary young motherhood », *in :* Dolan, P. et Frost, F. (eds.), *The Routledge Handbook of Global Child Welfare*, Routledge.

Fletcher, J. et Wolfe, B., 2008, « Education and Labor Market Consequences of Teenage Childbearing : Evidence Using the Timing of Pregnancy Outcomes and Community Fixed Effects », *NBER Working Paper n° 13847*, 39 p.

Frejka, T. et Sardon, J., 2006, « First birth trends in developed countries : Persisting parenthood postponement », *Demographic Research*, 15, p. 147-180.

Galland, O., 2000, « Entrer dans la vie adulte : des étapes toujours plus tardives mais resserrées », *Economie et Statistique*, n° 337-338, p. 13-36.

Garriguet, D., 2005, « Early sexual intercourse », *Health Reports*, 16(3), p. 11-21.

Gaudineau, A., Ehlinger, V., Gabhainn, S., Vayssiere, C., Arnaud, C., *et al.*, 2010, « Use of emergency contraceptive pill by 15-year-old girls : results from the international Health Behaviour in School-aged Children (HBSC) study : Emergency contraception use in girls », *BJOG : An International Journal of Obstetrics & Gynaecology*, 117(10), p. 1197-1204.

Genest, L., Decroix, H., Rotten, D. et Simmat-Durand, L., 2014, « Maternités précoces : profils sociodémographiques de 220 mères adolescentes en Seine-Saint-Denis », *Journal de Gynécologie Obstétrique et Biologie de la Reproduction*, 43(5), p. 351-360.

Geronimus, A. et Korenman, S., 1992, « The Socioeconomic Consequences of Teen Childbearing Reconsidered », *The Quarterly Journal of Economics*, 107(4), p. 1187-1214.

Gluckman, P. et Hanson, M., 2006, « Evolution, development and timing of puberty », *Trends in Endocrinology & Metabolism*, 17(1), p. 7-12.

Godeau, E., Nic Gabhainn, S., Vignes, C., Ross, J., Boyce, W., *et al.*, 2008a, « Contraceptive Use by 15-Year-Old Students at Their Last Sexual Intercourse », *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine*, 162(1), p. 66-73.

Godeau, E., Vignes, C., Duclos, M., Navarro, F., Cayla, F., *et al.*, 2008b, « Facteurs associés à une initiation sexuelle précoce chez les filles : données françaises de l'enquête internationale Health Behaviour in School-aged Children (HBSC)/OMS », *Gynécologie Obstétrique & Fertilité*, 36(2), p. 176-182.

Godeau, E., Navarro, F. et Arnaud, C. (eds.), 2012, *La santé des collégiens en France, 2010 : données françaises de l'enquête internationale Health behaviour in school-aged children, HBSC*, Saint-Denis : INPES, 254 p.

Grabill, W. et Cho, L.-J., 1965, « Methodology for the Measurement of Current Fertility From Population Data on Young Children », *Demography*, 2, p. 50-73.

Graham, H. et McDermott, E., 2006, « Qualitative Research and the Evidence Base of Policy : Insights from Studies of Teenage Mothers in the UK », *Journal of Social Policy*, 35(1), p. 21-37.

Grundy, E. et Tomassini, C., 2005, « Fertility history and health in later life : a record linkage study in England and Wales », *Social Science & Medicine*, n° 61, p. 217-228.

Hacker, J., 2003, « Rethinking the "early" decline of marital fertility in the United States », *Demography*, 40(4), p. 605-620.

Hadfield, L., Rudoe, N. et Sanderson-Mann, J., 2007, « Motherhood, choice and the British media : a time to reflect », *Gender and Education*, 19(2), p. 255-263.

Hadley, A., Chandra-Mouli, V. et Ingham, R., 2016, « Implementing the United Kingdom Government's 10-Year Teenage Pregnancy Strategy for England (1999–2010) : Applicable Lessons for Other Countries », *Journal of Adolescent Health*, 59(1), p. 68-74.

Hamel, C., 2011, « Immigrées et filles d'immigrés : le recul des mariages forcés », *Population et sociétés*, n° 479, 4 p.

Hawkes, D., Joshi, H. et Ward, K., 2004, « Unequal Entry to Motherhood and Unequal Starts in Life : Evidence from the First Survey of the UK Millennium Cohort », *CLS Cohort Studies Working Paper n° 6*, 53 p.

Henderson, M., Wight, D., Raab, G., Abraham, C., Buston, K., *et al.*, 2002, « Heterosexual risk behaviour among young teenagers in Scotland », *Journal of Adolescence*, 25(5), p. 483-494.

Henry, L., 1957, « Fécondité et famille. Modèles mathématiques », *Population*, 12(3), p. 413-444.

Hobcraft, J. et Kiernan, K., 2001, « Childhood poverty, early motherhood and adult social exclusion », *British Journal of Sociology*, 52(3), p. 495-517.

Hoem, B., 2000, « Entry into motherhood in Sweden : The influence of economic factors on the rise and fall in fertility, 1986-1997 », *Demographic Research*, 2(4).

Holgate, H., Evans, R. et Yuen, F. (eds.), 2006, *Teenage Pregnancy and Parenthood : Global Perspectives, Issues and Interventions*, Routledge, 224 p.

Holmlund, H., 2005, « Estimating Long-Term Consequences of Teenage Childbearing », *The Journal of Human Resources*, 40(3), p. 717-743.

Hotz, V., Mullin, C. et Sanders, S., 1997, « Bounding Causal Effects Using Data from a Contaminated Natural Experiment : Analysing the Effects of Teenage Childbearing », *The Review of Economic Studies*, 64(4), p. 575-603.

Hotz, V., McElroy, S. et Sanders, S., 2005, « Teenage Childbearing and Its Life Cycle Consequences : Exploiting a Natural Experiment », *Journal of Human Resources*, 40(3), p. 683-715.

Hyrenius, H. et Adolffson, I., 1964, « A fertility simulation model », Demographic Institute, University of Göteborg.

Jacquot, A., 2007, « L'occupation du parc HLM : éclairage à partir des enquêtes logement de l'Insee », *Insee Document de travail n° F0708*, 67 p.

Johnson, L., Dorrington, R., Bradshaw, D., Pillay-Van Wyk, V. et Rehle, T., 2009, « Sexual behaviour patterns in South Africa and their association with the spread of HIV : insights from a mathematical model », *Demographic Research*, 21, p. 289-340.

Kafé, H. et Brouard, N., 2010, « Comment ont évolué les grossesses chez les adolescentes depuis 20 ans ? », *Population et sociétés*, n° 361, 4 p.

Kearney, M. et Levine, P., 2012, « Why is the Teen Birth Rate in the United States So High and Why Does It Matter ? », *Journal of Economic Perspectives*, 26(2), p. 141-166.

Kersuzan, C., 2010, « La méthode du décompte des enfants au foyer : évaluation des estimations de fécondité générale et de fécondité par rang dérivées des données censitaires », *in :* Hecht, J., Bergouignan, C., Prioux, F., Blayo, C. et Parant, A. (eds.), *La fécondité - Représentation, causalité, prospective - Actes du XVe colloque national de démographie*, Paris : CUDEP, pp. 30-49.

Kiernan, K. et Smith, K., 2003, « Unmarried parenthood : new insights from the Millenium Cohort Study », *Population Trends*, n° 114, p. 26-33.

Kohler, H., Billari, F. et Ortega, J., 2002, « The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe During the 1990s », *Population and Development Review*, 28(4), p. 641-680.

Köppen, K., Mazuy, M. et Toulemon, L., 2017, « Childlessness in France », *in :* Kreyenfeld, M. et Konietzka, D. (eds.), *Childlessness in Europe : Contexts, Causes, and Consequences*, Cham : Springer International Publishing, pp. 77-95.

Kreyenfeld, M., 2002, « Time Squeeze, Partner Effect or Self-Selection ? : An Investigation into the Positive Effect of Women's Education on Second Birth Risks in West Germany », *Demographic Research*, 7, p. 15-48.

Kreyenfeld, M., 2004, « Fertility Decisions in the FRG and GDR : An Analysis with Data from the German Fertility and Family Survey », *Demographic Research*, Special collection 3, p. 275-318.

Landry, D. et Darroch-Forrest, J., 1995, « How Old Are U.S. Fathers ? », *Family Planning Perspectives*, 27(4), p. 159-165.

Le Den, M., 2012, « Les indicateurs des grossesses à l'adolescence en France. Enjeux et modalités de leur mobilisation dans la mise en place d'une politique de prévention », *Sciences Sociales et Santé*, 30(1), p. 85–102.

Le Den, M., 2014, *Grossesses et maternité à l'adolescence : Socio-histoire d'un problème public*, Paris : L'Harmattan, 244 p.

Le Van, C., 1997, « Les grossesses adolescentes : drame réel ou incongruité sociale », *MANA, Revue de sociologie et d'anthropologie de l'Université de Caen*, n° 3, p. 139-167.

Lee, D., 2010, « The early socioeconomic effects of Teenage childbearing : A propensity score matching approach », *Demographic Research*, 23, p. 697-736.

Lefranc, C., 2010, « La diffusion des résultats du recensement rénové de la population », *Courrier des statistiques*, n° 129, p. 1-6.

Leibowitz, A., Eisen, M. et Chow, W., 1986, « An Economic Model of Teenage Pregnancy Decision-Making », *Demography*, 23(1), p. 67-77.

Leishman, J., 2007, « The range and scope of early age sexual activity », *in :* Leishman, J. et Moir, J. (eds.), *Pre-teen and teenage pregnancy : a twenty-first century reality*, Keswick, Cumbria : M & K Publishing, pp. 7-24.

Leridon, H., 1977, *Human fertility. The basic components.*, Chicago, États-Unis : The Univeristy of Chicago Press, 202 p.

Leridon, H., 2002, « Les facteurs biologiques et sociaux de la fertilité : une vue d'ensemble », *in :* Caselli, G., Vallin, J. et Wunsch, G. (eds.), *Démographie. Analyse et synthèse II*, Paris : Éditions de l'Ined, pp. 173-190.

Lesthaeghe, R. et van der Kaa, D., 1986, « Twee demografische transities ? », *in :* van der Kaa, D. et Lesthaeghe, R. (eds.), *Bevolking : Groei en krimp*, Deventer : Van Loghum Slaterus, pp. 9-24.

Levitas, R., 2002, « Pauvreté, exclusion sociale et redistribution : la réponse britannique », *Raisons politiques*, 6(2), p. 7-21.

Liefbroer, A. et Corijn, M., 1999, « Who, What, Where, and When ? Specifying the Impact of Educational Attainment and Labour Force Participation on Family Formation », *European Journal of Population / Revue européenne de Démographie*, 15(1), p. 45-75.

Lindberg, L., Sonenstein, F., Ku, L. et Martinez, G., 1997, « Age Differences Between Minors who Give Birth and Their Adult Partners », *Family Planning Perspectives*, 29(2), p. 61-66.

Luong, M., 2008, « Que sont devenues les mères adolescentes ? », *L'emploi et le revenu en perspective*, 9(5), p. 5-15.

Lupton, R. et Kneale, D., 2010, « Are there neighbourhood effects on teenage parenthood in the UK, and does it matter for policy ? A review of theory and evidence », *CASE papers*, n° 141, 29 p.

Madkour, A., Farhat, T., Halpern, C., Godeau, E. et Gabhainn, S., 2010, « Early Adolescent Sexual Initiation as a Problem Behavior : A Comparative Study of Five Nations », *Journal of Adolescent Health*, 47(4), p. 389-398.

Madkour, A., de Looze, M., Ma, P., Halpern, C., Farhat, T., *et al.*, 2014, « Macro-Level Age Norms for the Timing of Sexual Initiation and Adolescents' Early Sexual Initiation in 17 European Countries », *Journal of Adolescent Health*, 55(1), p. 114-121.

Magnusson, C., 2001, « Adolescent Girls' Sexual Attitudes and Opposite-Sex Relations in 1970 and in 1996 », *Journal of Adolescent Health*, 28(3), p. 242-252.

Maillochon, F., Jovic, S. et Godeau, E., 2012, « Vie sexuelle », *in :* Godeau, E., Navarro, F. et Arnaud, C. (eds.), *La santé des collégiens en France / 2010. Données françaises de l'enquête internationale Health Behaviour in School-aged Children (HBSC).*, Saint-Denis : Inpes, pp. 183-194.

Mainaud, T., 2011, « 50 000 enfants et adolescents en difficulté sociale hébergés en établissements », *Études et résultats*, n° 778, 8 p.

Mainaud, T., 2012, « Les établissements et services en faveur des enfants et adolescents en difficulté sociale », *Drees série statistiques (document de travail)*, n° 173, 368 p.

Males, M. et Chew, K., 1996, « The ages of fathers in California adolescent births, 1993 », *American Journal of Public Health*, 86(4), p. 565-568.

Manlove, J., 1997, « Early Motherhood in an Intergenerational Perspective : The Experiences of a British Cohort », *Journal of Marriage and Family*, 59(2), p. 263-279.

Manlove, J., Ryan, S. et Franzetta, K., 2004, « Contraceptive use and consistency in US teenagers' most recent sexual relationships », *Perspectives on sexual and reproductive health*, 36(6), p. 265–275.

Manlove, J., Ryan, S. et Franzetta, K., 2007, « Contraceptive use patterns across teens' sexual relationships : The role of relationships, partners, and sexual histories », *Demography*, 44(3), p. 603–621.

Manning, W., Longmore, M. et Giordano, P., 2000, « The Relationship Context of Contraceptive Use At First Intercourse », *Family Planning Perspectives*, 32(3), p. 104-110.

Marston, C., Meltzer, H. et Majeed, A., 2005, « Impact On Contraceptive Practice Of Making Emergency Hormonal Contraception Available Over The Counter In Great Britain : Repeated Cross Sectional Surveys », *British Medical Journal*, 331, p. 271-273.

Martel, L., Caron Malenfant, É. et Bélanger, A., 2011, « Microsimulation en démographie », *Cahiers québécois de démographie*, 40(2), p. 171-174.

Masson, L., 2013, « Avez-vous eu des enfants ? : si oui, combien ? », *France, portrait social*, p. 93-109.

Mazuy, M., 2009, « Avoir un enfant : être prêts ensemble ? », *Revue des Sciences Sociales*, n° 41, p. 30-41.

Mazuy, M., Barbieri, M. et d'Albis, H., 2013, « L'évolution démographique récente en France : la fécondité est stable », *Population*, 68(3), p. 385-432.

Mazuy, M., Toulemon, L. et Baril, É., 2014, « Le nombre d'IVG est stable, mais moins de femmes y ont recours », *Population*, 69(3), p. 365-398.

McCulloch, A., 2001, « Teenage childbearing in Great Britain and the spatial concentration of poverty households », *Journal of Epidemiology & Community Health*, 55(1), p. 16-23.

Mercer, C., Tanton, C., Prah, P., Erens, B., Sonnenberg, P., *et al.*, 2013, « Changes in sexual attitudes and lifestyles in Britain through the life course and over time : findings from the National Surveys of Sexual Attitudes and Lifestyles (Natsal) », *The Lancet*, 382(9907), p. 1781-1794.

Miettinen, A., Rotkirch, A., Szalma, I., Donno, A. et Tanturri, M., 2015, « Increasing childlessness in Europe : time trends and country differences », *Families and Societies Working Paper n° 33 (2015)*, 66 p.

Miller, B., Norton, M., Curtis, T., Jeffrey-Hill, E., Schvaneveldt, P., *et al.*, 1997, « The Timing of Sexual Intercourse Among Adolescents : Family, Peer, and Other Antecedents », *Youth and Society*, 29(1), p. 54-83.

Monstad, K., Propper, C. et Salvanes, K., 2011, « Is teenage motherhood contagious ? Evidence from a Natural Experiment », *NHH Dept. of Economics Discussion Paper n° 12/2011*, 22 p.

Moreau, C., Bajos, N. et Trussell, J., 2006, « The impact of pharmacy access to emergency contraceptive pills in France », *Contraception*, 73(6), p. 602-608.

Moreau, C., Trussell, J., Rodriguez, G., Bajos, N. et Bouyer, J., 2007, « Contraceptive failure rates in France : results from a population-based survey », *Human Reproduction*, 22(9), p. 2422-2427.

Morris, D., Jones, M., Schoemaker, M., Ashworth, A. et Swerdlow, A., 2011, « Secular trends in age at menarche in women in the UK born 1908-93 : results from the Breakthrough Generations Study : Secular trends in age at menarche », *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 25(4), p. 394-400.

Morris, M. et Kretzschmar, M., 2000, « A microsimulation study of the effect of concurrent partnerships on the spread of HIV in Uganda », *Mathematical Population Studies*, 8(2), p. 109-133.

Mouras, J., 2004, « Être mère à l'adolescence », *Figures de la psychanalyse*, 9(1), p. 97-101.

Munoz-Pérez, F., 2000, « Les enfants nés sans filiation en France, 1965-1994. », *Population*, 55(4-5), p. 663-690.

Murray, C., 1990, *The Emerging British Underclass*, London : Institute of Economic Affairs, 96 p.

NCHS, 2012, « Estimated Pregnancy Rates and Rates of Pregnancy Outcomes for the United States, 1990–2008 », *National Vital Statistics Reports*, 60(7), p. 1-22.

Neyer, G., 2003, « Family Policies and Low Fertility in Western Europe », *MPIDR Working Paper*, n° WP-2003-021, 62 p.

Ní Bhrolcháin, M. et Beaujouan, É., 2012, « Fertility postponement is largely due to rising educational enrolment », *Population Studies*, 66(3), p. 311-327.

Nisand, I. et Toulemon, L., 2006, *Pour une meilleure prévention de l'IVG chez les mineures*, Paris : Haut conseil de la population et de la famille, 26 p.

Nisand, I., Letombe, B. et Marinopoulos, S., 2012, *Et si on parlait de sexe à nos ados ? : pour éviter les grossesses non prévues chez les jeunes filles*, Paris : Odile Jacob, 256 p.

O'Hare, W., 2009, « Why Are Young Children Missed So Often in the Census ? », *Kids Count Working Paper*, 15 p.

ONED, 2012, « La situation des Pupilles de l'État : Enquête au 31 décembre 2010 », 124 p.

ONS, 2013a, « Conceptions in England and Wales, 2011 », 18 p.

ONS, 2013b, « Cohort Fertility, England and Wales : 2012 », 14 p.

ONS, 2015, « Birth chracteristics in England and Wales : 2014 », 10 p.

ONS, 2016, « Conceptions in England and Wales : 2014 », 14 p.

Pailhé, A. et Solaz, A., 2012, « The influence of employment uncertainty on childbearing in France : A tempo or quantum effect ? », *Demographic Research*, 26, p. 1-40.

Paul, C., Fitzjohn, J., Herbison, P. et Dickson, N., 2000, « The Determinants of Sexual Intercourse Before Age 16 », *Journal of Adolescent Health*, 27(2), p. 136-147.

Pearce, D., Cantisani, G. et Laihonen, A., 1999, « Changes in fertility and family size in Europe », *Population Trends*, n° 95, p. 33-40.

Pevalin, D., 2003, « Outcomes in Childhood and Adulthood by Mother's Age at Birth : Evidence from the 1970 British Cohort Study », *ISER Working Paper n° 2003-31*, 19 p.

Pirou, D., Poullain, N. et Rochelle, S., 2013, « La vie en communauté : 1,6 million de personnes en France », *Insee Première*, n° 1434, 4 p.

Pison, G., 2012, « Les maternités précoces en recul dans le monde », *Population et sociétés*, n° 490, 4 p.

Pornet, C., Delpierre, C., Dejardin, O., Grosclaude, P., Launay, L., *et al.*, 2012, « Construction of an adaptable European transnational ecological deprivation index : the French version », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 66(11), p. 982-989.

Portanti, M. et Whitworth, S., 2009, « A comparison of the characteristics of childless women and mothers in the ONS Longitudinal Study », *Population Trends*, n° 136, p. 10-20.

Portier, F., 2009, « Adolescentes et mères outre-Manche », *Enfances & Psy*, 44(3), p. 163-173.

Portier-Le Cocq, F., 2010, « Les aides sociales aux mères isolées », *Informations sociales*, 2010/3(159), p. 108-116.

Pressat, R., 1979, *Dictionnaire de démographie*, Paris : Presses Universitaires de France, 295 p.

Raab, G. et Henderson, M., 2010, « Teenage mothers and fathers in Scotland 1991 to 2001 », *LSCS Research Working Paper n° 9*, 20 p.

Rallu, J., 2010, « Fécondité et origine du conjoint des migrants de première et deuxième générations », *in :* Hecht, J., Bergouignan, C., Prioux, F., Blayo, C. et Parant, A. (eds.), *La fécondité - Représentation, causalité, prospective - Actes du XVe colloque national de démographie*, Paris : CUDEP, pp. 120-132.

Ranjit, N., Bankole, A., Darroch, J. et Singh, S., 2001, « Contraceptive Failure in the First Two Years of Use : Differences across Socioeconomic Subgroups », *Family Planning Perspectives*, 33(1), p. 19-27.

Ratnayake, K., Retherford, R. et Sivasubramaniam, S., 1984, *Fertility Estimates for Sri Lanka Derived from the 1981 Census*, Matara, Sri Lanka : Department of Geography, Ruhuna University ; Honolulu : East-West Population Institute, East-West Center, 63 p.

Régnier-Loilier, A. et Solaz, A., 2010, « La décision d'avoir un enfant : une liberté sous contraintes », *Politiques sociales et familiales*, n° 100, p. 61-77.

Rendall, M., 2003, « How important are intergenerational cycles of teenage motherhood in England and Wales ? A comparison with France. », *Population Trends*, n° 111, p. 27-37.

Rendall, M. et Smallwood, S., 2003, « Higher qualifications, first-birth timing, and further childbearing in England and Wales », *Population Trends*, n° 111, p. 18-26.

Rendall, M., Ekert-Jaffé, O., Joshi, H., Lynch, K. et Mougin, R., 2009, « Universal versus Economically Polarized Change in Age at First Birth : A French–British Comparison », *Population and Development Review*, 35(1), p. 89-115.

Rendall, M., Aracil, E., Bagavos, C., Couet, C., DeRose, A., *et al.*, 2010, « Increasingly heterogeneous ages at first birth by education in Southern European and Anglo-American family-policy regimes : A seven-country comparison by birth cohort », *Population Studies*, 64(3), p. 209-227.

Retherford, R. et Mirza, M., 1982, « Evidence of age exaggeration in demographic estimates for Pakistan », *Population Studies*, 36(2), p. 257-270.

Ribar, D., 1999, « The socioeconomic consequences of young women's childbearing : Reconciling disparate evidence », *Journal of Population Economics*, 12(4), p. 547-565.

Ridley, J. et Sheps, M., 1966, « An anamytical simulation model of human reproduction with demographic and biological components », *Population Studies*, 19(3), p. 297-310.

Rindfuss, R. et Brauner-Otto, S., 2008, « Institutions and the transition to adulthood : Implications for fertility tempo in low-fertility settings », *Vienna Yearbook of Population Research 2008*, p. 57-87.

Robards, J., 2012, « Estimating the fertility of migrants to England and Wales using the Office for National Statistics Longitudinal Study », Thèse, University of Southampton, 396 p.

Robards, J., Berrington, A. et Hinde, A., 2011, « Estimating fertility rates using the ONS Longitudinal Study - what difference does the inclusion of non-continually resident members make ? », *Population Trends*, 144(1), p. 33-47.

Robert-Bobée, I., 2006, « Eudier la fécondité en France à l'aide de l'échantillon démographique permanent », *Courrier des statistiques*, n° 117-119, p. 15-20.

Robert-Bobée, I., Rendall, M., Couet, C., Lappegard, T. et Rønsen, M., *et al.*, 2006, « Âge au premier enfant et niveau d'études : une analyse comparée entre la France, la Grande-Bretagne et la Norvège », *Données sociales - La société française*, p. 69-76.

Robson, K. et Pevalin, D., 2007, « Gender differences in the predictors and socio-economic outcomes of young parenthood in Great Britain », *Research in Social Stratification and Mobility*, 25(3), p. 205-218.

Rowlands, S., 2010, « Social predictors of repeat adolescent pregnancy and focussed strategies », *Best Practice & Research Clinical Obstetrics & Gynaecology*, 24(5), p. 605-616.

Russell, S., 2002, « Childhood Developmental Risk for Teen Childbearing in Britain », *Journal of Research on Adolescence*, 12(3), p. 305-324.

Santelli, J., Abma, J., Ventura, S., Lindberg, L., Morrow, B., *et al.*, 2004, « Can changes in sexual behaviors among high school students explain the decline in teen pregnancy rates in the 1990s ? », *Journal of Adolescent Health*, 35(2), p. 80-90.

Santow, G. et Bracher, M., 1999, « Explaining Trends in Teenage Childbearing in Sweden », *Studies in Family Planning*, 30(3), p. 169-182.

Schmitt, C., 2008, « Gender-Specific Effects of Unemployment on Family Formation : A Cross-National Perspective », *SOEP papers on Multidisciplinary Panel Data Research*, n° 127, 60 p.

Scott, R., 2017, « Understanding differences in conception and abortion rates among under 20s in Britain and France : Examining the role of disadvantage », Thèse, London School of Hygiene & Tropical Medicine, University of London, 307 p.

Shaw, M., Lawlor, D. et Najman, J., 2006, « Teenage children of teenage mothers : Psychological, behavioural and health outcomes from an Australian prospective longitudinal study », *Social Science & Medicine*, 62(10), p. 2526-2539.

Shoveller, J., Johnson, J., Langille, D. et Mitchell, T., 2004, « Socio-cultural influences on young people's sexual development », *Social Science & Medicine*, 59(3), p. 473-487.

Skinner, S., Smith, J., Fenwick, J., Fyfe, S. et Hendriks, J., 2008, « Perceptions and Experiences of First Sexual Intercourse in Australian Adolescent Females », *Journal of Adolescent Health*, 43(6), p. 593-599.

Smith, C., 1997, « Factors Associated with Early Sexual Activity among Urban Adolescents », *Social Work*, 42(4), p. 334-346.

Smith, T., 1993, « Influence of socioeconomic factors on attaining targets for reducing teenage pregnancies », *British Medical Journal*, 306, p. 1232-1235.

Sobeck, M. et Kennedy, S., 2009, « The Development of Family Interrelationship Variables for International Census Data », *MPC Working Paper*, n° 2009-02, 40 p.

Sobotka, T., 2004, « Is Lowest-Low Fertility in Europe Explained by the Postponement of Childbearing ? », *Population and Development Review*, 30(2), p. 195-220.

Sobotka, T., 2017, « Childlessness in Europe : Reconstructing Long-Term Trends Among Women Born in 1900–1972 », *in :* Kreyenfeld, M. et Konietzka, D. (eds.), *Childlessness in Europe : Contexts, Causes, and Consequences*, Cham : Springer International Publishing, pp. 17-53.

Social Exclusion Unit, 1999, *Teenage pregnancy*, London : Stationery Office, 139 p.

Soon, J., Levine, M., Osmond, B., Ensom, M. et Fielding, D., 2005, « Effects of making emergency contraception available without a physician's prescription : a population-based study », *Canadian Medical Association Journal*, 172(7), p. 878-883.

Spielauer, M., 2011, « What is Social Science Microsimulation ? », *Social Science Computer Review*, 29(1), p. 9-20.

Stanfors, M. et Scott, K., 2013, « Intergenerational transmission of young motherhood. Evidence from Sweden, 1986–2009 », *The History of the Family*, 18(2), p. 187-208.

Stone, N. et Ingham, R., 2002, « Factors Affecting British Teenagers' Contraceptive Use at First Intercourse : The Importance of Partner Communication », *Perspectives on Sexual and Reproductive Health*, 34(4), p. 191-197.

Temporal, F., 2010, « Migrations et fécondité dans les Doms : tendances passées et perspectives », *in :* Hecht, J., Bergouignan, C., Prioux, F., Blayo, C. et Parant, A. (eds.), *La fécondité - Représentation, causalité, prospective - Actes du XVe colloque national de démographie*, Paris : CUDEP, pp. 123-141.

Tomkinson, J., 2015, « La vie génésique des mères adolescentes : une comparaison franco-britannique », *in : Actes de la Journée Doctorale de l'Ined - 2015, Ined Document de travail n° 219*, pp. 61-96.

Tomkinson, J., 2016, « Les naissances de mères de moins de 20 ans en recul en Angleterre : un rapprochement avec l'Europe ? », *Population et sociétés*, n° 536, 4 p.

Tomkinson, J., 2017, « Explaining Differing Levels of Adolescent Conceptions in Industrialized Countries Using a Tri-National Microsimulation (UK, France and Australia) », Population Association of America 2017 Annual Meeting, 27-29 avril 2017, Chicago, États-Unis.

Tomkinson, J. et Breton, D., 2016, « Comment mieux identifier les mères adolescentes dans le recensement français ? Améliorations de la méthode du « décompte des enfants au foyer » », *Cahiers québécois de démographie*, 45(2), p. 269-293.

Tomkinson, J., Breton, D. et Mazuy, M., 2017, « An entry into motherhood during adolescence in France : A sociodemographic and spatial analysis of the determinants and profiles », *Revue Quetelet/Quetelet Journal*, 5(1), p. 73-98.

Toulemon, L., 2012a, « Évolution des fratries : les enseignements de la démographie », *Informations sociales*, 2012/5(173), p. 24-31.

Toulemon, L., 2012b, « Évolution des situations familiales à travers les recensements français de 1962 à 2009 », *Population*, 67(4), p. 657-681.

Toulemon, L., 2017, « Undercount of young children and young adults in the new French census », *Statistical Journal of the IAOS*, 33(2), p. 311-316.

Toulemon, L. et Mazuy, M., 2001, « Les naissances sont retardées mais la fécondité est stable », *Population*, 56(4), p. 611-644.

Trabut, L., Lelièvre, É. et Bailly, E., 2015, « Famille et recensement font-ils bon ménage ? », *Population*, 70(3), p. 637-666.

Tréolar, A., Boynton, R., Behn, B. et Brown, B., 1967, « Variation in the human menstrual cycle through reproductive life », *International Journal of Fertility*, 12(1), p. 77-126.

Trussell, J., Raymond, E. et Cleland, K., 2016, « Emergency Contraception : A Last Chance to Prevent Unintended Pregnancy », Office of Population Research, Princeton University, 34 p.

Tyler, I., 2008, « Chav Mum Chav Scum », *Feminist Media Studies*, 8(1), p. 17-34.

Van Bavel, J. et Nitsche, N., 2013, « 'The Proper Age for Parenthood' and Second Birth Rates in Europe », *European Sociological Review*, 29(6), p. 1149-1161.

van der Kaa, D., 1987, « Europe's second demographic transition », *Population Bulletin*, 42(1), p. 1-59.

Vanoss, B., Coyle, K., Gomez, C., Carvajal, S. et Kirby, D., 2000, « Older Boyfriends and Girlfriends Increase Risk of Sexual Initiation in Young Adolescents », *Journal of Adolescent Health*, 27(6), p. 409-418.

Vanoss, B., Kirby, D., Hudes, E., Coyle, K. et Gomez, C., 2006, « Boyfriends, Girlfriends and Teenagers' Risk of Sexual Involvement », *Perspectives on Sexual and Reproductive Health*, 38(2), p. 76-83.

Vilain, A. et Mouquet, M., 2012, « Les interruptions volontaires de grossesse en 2010 », *Etudes et résultats*, n° 804, 6 p.

Villeneuve-Gokalp, C., 2011, « Les femmes qui accouchent sous le secret en France, 2007-2009 », *Population*, 66(1), p. 135-169.

Wellings, K. et Kane, R., 1999, « Trends in teenage pregnancy in England and Wales : how can we explain them ? », *Journal of the Royal Society of Medecine*, 92, p. 277-282.

Wellings, K., Nanchahal, K., Macdowall, W., McManus, S., Erens, B., *et al.*, 2001, « Sexual behaviour in Britain : early heterosexual experience », *The Lancet*, n° 358, p. 1843-1850.

Wellings, K., Jones, K., Mercer, C., Tanton, C., Clifton, S., *et al.*, 2013, « The prevalence of unplanned pregnancy and associated factors in Britain : findings from the third National Survey of Sexual Attitudes and Lifestyles (Natsal-3) », *The Lancet*, 382, p. 1807-1816.

Welsh Assembly Government Social Research, 2011, *Health Behaviour in Schoolaged Children : initial findings from the 2009/10 survey in Wales*, Cardiff : Welsh Assembly Government, 107 p.

Wendland, J. et Levandowski, D., 2011, « Les pères adolescents : le versant oublié des grossesses à l'adolescence », *Neuropsychiatrie de l'Enfance et de l'Adolescence*, 59(7), p. 433-438.

Wight, D., Williamson, L. et Henderson, M., 2006, « Parental influences on young people's sexual behaviour : A longitudinal analysis », *Journal of Adolescence*, 29(4), p. 473-494.

Wilkinson, R. et Pickett, K., 2010, *The Spirit Level*, New York : Bloomsbury Press, 352 p.

Wilson, B., 2015, « Origin, destination and convergence : Understanding the fertility of international migrants and their descendants », Thèse, London School of Economics, 283 p.

Wolfe, B., Haveman, R., Pence, K. et Schwabish, J., 2007, « Do youth nonmarital childbearing choices reflect income and relationship expectations ? », *Journal of Population Economics*, 20(1), p. 73-100.

Yardley, E., 2008, « Teenage mothers' experiences of stigma », *Journal of Youth Studies*, 11(6), p. 671-684.

Liste des figures

Introduction

Figure 0.1 Évolution de l'âge moyen à la naissance, 1986-2014 – médian, 5^{e}, 25^{e} et 75^{e} centiles . . . 7

Figure 0.2 Évolution de l'âge moyen à la naissance, 1986-2014 – médian, médian moins 1 écart type, médian moins 1,5 écarts types . . . 8

Figure 0.3 Proportions cumulées des naissances selon l'âge en années et mois, 2010-2014 . . . 9

Figure 0.4 Évolution des courbes de fécondité par âge en France et en Angleterre-Galles - 1975, 1985, 1995, 2005 et 2015 . . . 12

Figure 0.5 Somme des taux de fécondité et contribution de la fécondité des 15-18 ans à l'ICF dans une sélection de 17 pays européens . . . 16

Figure 0.6 Proportion de femmes devenues mères avant leur 19^{e} anniversaire - générations 1959-1991 18

Figure 0.7 Évolution du taux de fécondité adolescente et de la contribution des adolescentes à l'indicateur conjoncturel de fécondité, 1975-2015 . . . 19

Figure 0.8 Évolution des taux de fécondité par âge aux âges de l'adolescence, 1975-2015 . . . 19

Figure 0.9 Évolution du taux d'IVG des adolescentes, 1975-2015 . . . 20

Figure 0.10 Évolution de la part des conceptions aboutissant à une IVG par âge, 1975-2015 . . . 20

Figure 0.11 Évolutions régionales du taux de fécondité adolescente, 2000-2014 . . . 22

Figure 0.12 Évolutions régionales de l'âge moyen à la naissance, 2000-2014 . . . 23

Figure 0.13 Évolution infrarégionale du taux de fécondité adolescente - France . . . 24

Figure 0.14 Évolution infrarégionale du taux de fécondité adolescente - Angleterre-Galles . . . 25

Figure 0.15 Proportion de femmes devenues mères avant leur 19e anniversaire selon l'origine sociale - générations 1959-1991 . . . 29
Figure 0.16 Proportion de femmes ayant réalisé chaque étape de la transition vers l'âge adulte, 2011 . 33
Figure 0.17 Schéma d'analyse de la recherche . . . 38

Chapitre 1

Figure 1.1 Pourcentage de filles et de garçons adolescents ayant déjà eu un rapport sexuel - sélection de pays participants à l'enquête HBSC . . . 60
Figure 1.2 Probabilités prédites d'avoir déjà eu un rapport sexuel . . . 65
Figure 1.3 Niveau de protection contraceptive lors du dernier rapport sexuel . . . 66
Figure 1.4 Probabilités prédites d'avoir eu un faible ou non-recours à la contraception lors du dernier rapport sexuel . . . 68
Figure 1.5 Distribution des probabilités prédites d'avoir déjà eu un rapport sexuel et d'avoir eu un faible ou non-recours à la contraception lors du dernier rapport sexuel . . . 69
Figure 1.6 Distribution des probabilités prédites de connaître une grossesse . . . 70

Chapitre 2

Figure 2.1 Évolution du taux de conceptions à l'adolescence, 1995-2015 . . . 80
Figure 2.2 Lexis diagramme des générations simulées et période d'observation . . . 85
Figure 2.3 Schéma des deux échelles de temps de la microsimulation - temps chronologique et temps gynécologique . . . 86
Figure 2.4 Schéma du modèle TRIADOCON . . . 87
Figure 2.5 Distributions (pour 10 000 femmes) de la ménarche et de la stérilité . . . 89
Figure 2.6 Situation des groupes de « risque » sur le premier et le deuxième plan factoriel du nuage de points du premier rapport sexuel des femmes françaises . . . 93
Figure 2.7 Situation des groupes de « risque » sur le premier plan factoriel du nuage de points du premier rapport sexuel des femmes anglaises . . . 96
Figure 2.8 Évolution de la part des femmes simulées par groupe de « risque » selon génération . . . 99

Figure 2.9 Premiers rapports cumulatifs (pour 10 000 femmes) selon le groupe de « risque » 100

Figure 2.10 Survie de relations selon l'âge au début de la relation des adolescentes américaines (gauche) et de femmes françaises et anglaises simulées dans le modèle TRIADOCON (droite) 102

Figure 2.11 Proportion de femmes connaissant une relation de rang *r+1* durant l'adolescence s'étant remises en couple selon la durée hors relation 104

Figure 2.12 Recours à la contraception au premier rapport sexuel selon le groupe de risque 105

Figure 2.13 Composantes a_d et a_c de l'apprentissage contraceptif 107

Figure 2.14 Exemple d'apprentissage contraceptif pour des femmes françaises du groupe de risque 1 . 108

Figure 2.15 Probabilité d'utiliser un moyen de contraception à chaque rapport durant une relation selon le groupe de risque et l'âge au début de la relation 109

Figure 2.16 Proportion estimée de naissances à l'âge x de rang 2 et plus dans l'année a 117

Figure 2.17 Proportion estimée d'IVG de rang 2 et plus à l'âge x dans l'année a en France 118

Figure 2.18 Taux de conceptions à l'adolescence observés et simulés, 1995-2015 120

Figure 2.19 Diagramme de Lexis, femmes enquêtées FECOND et Natsal 120

Figure 2.20 Taux de conceptions à l'adolescence par âge observé et simulé, France 1995-2015 122

Figure 2.21 Taux de conceptions à l'adolescence par âge observé et simulé, Angleterre-Galles 1995-2015 123

Figure 2.22 Changements simulés du taux de conception anglais et l'écart des taux entre les deux pays selon le comportement, 1995-2007 126

Chapitre 3

Figure 3.1 Extraits de la feuille de logement du recensement d'Angleterre-Galles - questions H3 et H6 142

Figure 3.2 Extrait de la feuille de logement du recensement français - Liste A 143

Figure 3.3 Écart relatif entre le nombre de naissances dans l'année « *t-1* » selon l'âge de la mère par la méthode DEF par rapport au nombre enregistré à l'état civil 149

Figure 3.4 Part des femmes selon l'âge et leur lien à la personne de référence de la famille 150

Figure 3.5 Méthode de réattribution des enfants initialement attribués à une mère de 42 ans ou plus, à une mère alternative potentielle 152

Figure 3.6 Méthode de réattribution des enfants initialement attribués à une mère de 42 ans ou plus, sans mère potentielle alternative au sein de la famille 156
Figure 3.7 Méthode de réattribution des enfants vivant en famille, initialement non-attribués à une mère 157
Figure 3.8 Méthode d'association des enfants « hors famille » à une mère 160
Figure 3.9 Écart relatif entre le nombre de naissances selon l'âge de la mère renvoyé par la méthode améliorée, par rapport à celui de l'état civil 162
Figure 3.10 Synthèse des réattributions suite aux améliorations apportées à la méthode DEF 162
Figure 3.11 Processus d'identification des mères des enfants nés en *t-1* (2010) 169
Figure 3.12 Corrections apportées à la méthode d'identification des mères des enfants nés en *t-1* (2010) 171
Figure 3.13 Processus de réattribution des enfants associés à l'origine à une mère âgée de 43 ans ou plus 172
Figure 3.14 Écart relatif entre le nombre de naissances selon l'âge de la mère renvoyé avant et après correction et selon les données d'enregistrement de naissances 174

Chapitre 4

Figure 4.1 Surreprésentation des catégories de mères adolescentes dans les régions françaises . . . 199
Figure 4.2 Surreprésentation des catégories de mères adolescentes dans les régions anglaises 203
Figure 4.3 Proportion de naissances par forme d'enregistrement selon l'âge de la mère à la naissance, 2011-2014 206
Figure 4.4 Âge du père à la naissance selon l'âge de la mère à la naissance, 2011-2014 207
Figure 4.5 Évolution de l'âge du père à la naissance d'enfants de mères adolescentes, 1990-2014 . . 208
Figure 4.6 Âge du père relatif à l'âge de la mère à la naissance, 2010-2014 209
Figure 4.7 Distribution de l'écart des âges entre la mère et le père à la naissance selon l'âge de la mère, 2010-2014 209
Figure 4.8 Évolution de la distribution de l'écart des âges entre le père et la mère adolescente à la naissance, 1990-2014 210
Figure 4.9 Distribution de la catégorie socioprofessionnelle du père selon l'âge de la mère, 2010-2014 211

Chapitre 5

Figure 5.1 Exemples d'inclusion et d'exclusion des mères françaises dans la population à étudier . . 230

Figure 5.2 Exemples de trajectoires dans la LS des mères anglaises incluses et exclues dans la population à étudier 232

Figure 5.3 Taux de fécondité par âge – générations 1959-1964, 1965-1969 et 1970-1976 235

Figure 5.4 Descendance atteinte par âge (D_x) – générations 1959-1964, 1965-1969 et 1970-1976 . . . 236

Figure 5.5 Proportion de femmes devenues mères durant l'adolescence (gauche) et rapport entre les deux pays (droite) - générations 1959-1976 237

Figure 5.6 Évolution de la distribution de l'âge à la première naissance – médian, premier décile et premier quartile – générations 1959-1976 239

Figure 5.7 Répartition d'âge à la première naissance par génération – générations 1959-1976 239

Figure 5.8 Descendance selon l'âge à la première naissance et la génération de la mère – générations 1959-1976 241

Figure 5.9 Taille de famille selon l'âge à la première naissance et génération – générations 1959-1964, 1965-1969 et 1970-1976 242

Figure 5.10 Descendance par durée écoulée depuis la première naissance selon l'âge à la première naissance – générations 1959-1964, 1965-1969 et 1970-1976 244

Figure 5.11 Descendance par durée écoulée depuis la première naissance selon l'âge à la première naissance et la taille de descendance – France, générations 1959-1964, 1965-1969 et 1970-1976 247

Figure 5.12 Descendance par durée écoulée depuis la première naissance selon l'âge à la première naissance et la taille de descendance – Angleterre-Galles, générations 1959-1964, 1965-1969 et 1970-1976 248

Figure 5.13 Probabilité d'avoir un deuxième enfant pour les femmes en ayant eu un premier, selon l'âge à la première naissance et la durée écoulée depuis la première naissance – générations 1959-1964, 1965-1969 et 1970-1976 249

Figure 5.14 Taux de fécondité (de rang 2 et plus) par âge selon l'âge à la première naissance – générations 1959-1964, 1965-1969 et 1970-1976 251

Chapitre 6

Figure 6.1 Processus de la création d'une hiérarchie en 3 niveaux de PCS 262

Figure 6.2 Structure des modèles multiniveaux utilisés 266

Figure 6.3 Distribution des revenus monétaires du ménage selon l'âge à la première naissance et l'origine sociale 274

Figure 6.4 Distribution des niveaux de vie (en quintiles) des ménages selon l'âge à la première naissance et l'origine sociale 275

Figure 6.5 Proportion de mères vivant dans un ménage « pauvre » selon l'âge à la première naissance et l'origine sociale 276

Figure 6.6 Proportion des revenus monétaires du ménage issus de prestations sociales selon l'âge à la première naissance et l'origine sociale 277

Figure 6.7 Trajectoire annotée - trajectoire de vie en couple, mères adolescentes en Angleterre-Galles des générations 1959-1964 281

Figure 6.8 Trajectoires de vie en couple des mères adolescentes selon la génération et le pays . . . 283

Figure 6.9 Trajectoires matrimoniales des mères adolescentes selon la génération et le pays 285

Figure 6.10 Trajectoires de monoparentalité des mères adolescentes selon la génération et le pays . . 286

Figure 6.11 Trajectoires d'inactivité (chômage ou inactivité) des mères adolescentes selon la génération et le pays 288

Figure 6.12 Trajectoires de résidence dans un logement propriétaire des mères adolescentes selon la génération et le pays 290

Figure 6.13 Trajectoires de résidence dans un logement social des mères adolescentes selon la génération et le pays 291

Annexes

Figure Ø-1 Carte des 13 régions françaises 309

Figure Ø-2 Carte des 11 régions anglaises 309

Figure I-1 HBSC questions abordant le premier rapport sexuel et le recours à la contraception lors du dernier rapport sexuel 311

Figure I-2 Proportion de l'inertie totale du nuage de points expliquée par chaque axe 321

Figure I-3 Sélection des femmes enquêtées en Add Health 324

Figure I-4 Probabilité de fécondation en fonction du jour *i* du cycle menstruel du rapport sexuel . . 325

Figure II-1 Extrait du bulletin de naissance de l'état civil français - section « Renseignements relatifs à la mère » 327

Figure II-2 Écart relatif entre le nombre de naissances dans l'année « *t-6* » selon l'âge de la mère par la méthode DEF par rapport au nombre enregistré à l'état civil 328

Figure II-3 Distribution d'âge de la mère imputé à partir de celui du père de l'enfant 329

Figure II-4 Extrait du questionnaire destiné aux femmes (Enquête Famille et Logements 2011) . . . 329

Figure II-5 Structure du fichier dans le cas d'un ménage fictif 332

Figure II-6 Lexis diagramme des populations de mères adolescentes françaises et anglaises identifiées dans les recensements 332

Figure II-7 Évolution de l'âge du père à la naissance relatif à celui de la mère adolescente sur la période 2004-2014 335

Figure III-1 Trajectoires de vie en couple selon l'âge à la première naissance et la génération - mères françaises 381

Figure III-2 Trajectoires de vie en couple selon l'âge à la première naissance et la génération - mères anglaises 382

Figure III-3 Trajectoires de mariage selon l'âge à la première naissance et la génération - mères françaises 383

Figure III-4 Trajectoires de mariage selon l'âge à la première naissance et la génération - mères anglaises 384

Figure III-5 Trajectoires de monoparentalité selon l'âge à la première naissance et la génération - mères françaises 385

Figure III-6 Trajectoires de monoparentalité selon l'âge à la première naissance et la génération - mères anglaises 386

Figure III-7 Trajectoires d'inactivité selon l'âge à la première naissance et la génération - mères françaises 387

Figure III-8 Trajectoires d'inactivité selon l'âge à la première naissance et la génération - mères anglaises 388

Figure III-9 Trajectoires de travail à temps partiel selon l'âge à la première naissance et la génération - mères françaises 389

Figure III-10 Trajectoires de travail à temps partiel selon l'âge à la première naissance et la génération - mères anglaises 390

Figure III-11 Trajectoires de résidence en ménage propriétaire selon l'âge à la première naissance et la génération - mères françaises 391

Figure III-12 Trajectoires de résidence en ménage propriétaire selon l'âge à la première naissance et la génération - mères anglaises 392

Figure III-13 Trajectoires de résidence en logement social selon l'âge à la première naissance et la génération - mères françaises 393

Figure III-14 Trajectoires de résidence en logement social selon l'âge à la première naissance et la génération - mères anglaises 394

Liste des tableaux

Introduction

Tableau 0.2 Sélection d'indicateurs économiques et relatifs à la jeunesse, 2014 10

Tableau 0.3 Effectifs de mères adolescentes dans diverses enquêtes 39

Chapitre 1

Tableau 1.1 Liste de variables explicatives utilisées dans les régressions logistiques binaires 56

Tableau 1.2 Pourcentage standardisé de filles et de garçons adolescents ayant déjà eu un rapport sexuel 59

Tableau 1.3 Odds ratios associés aux variables explicatives du fait d'avoir eu un rapport sexuel avec interactions significatives (pays et sexe) - comparaison des modèles avec et sans interactions 61

Tableau 1.4 Odds ratios associés aux variables explicatives du fait d'avoir eu un rapport sexuel sans interactions significatives (pays et sexe) 64

Chapitre 2

Tableau 2.1 Proportion des femmes ayant eu un rapport sexuel durant l'adolescence et moyens de contraception utilisés lors de ce premier rapport – générations 1975-1989 81

Tableau 2.2 Table de ménarche (pour mille femmes) 88

Tableau 2.3 Caractéristiques et poids de chaque groupe de « risque » 98

Tableau 2.4 Probabilité de commencer une relation supplémentaire avant l'âge de 19 ans, suite à une rupture de relation à l'âge x 103

Tableau 2.5 Probabilité d'avoir recours à un moyen de contraception dans un cycle menstruel pour les usagers de contraception non régulier (k_g^p) 110

Tableau 2.6 Estimation des taux d'échec des moyens contraceptifs dans les 12 premiers mois d'utilisation (θ_m^{15-18}), femmes âgées de 15 à 18 ans 111

Tableau 2.7 Nombre médian de rapports sexuels selon l'âge dans les quatre dernières semaines . . . 113

Tableau 2.8 Proportion de femmes et de conceptions selon groupe de « risque » 126

Tableau 2.9 Proportion d'usage et de conceptions selon moyen contraceptif 128

Chapitre 3

Tableau 3.1 Sources de la sous-estimation par la méthode DEF du nombre de naissances en 2010 . . . 148

Tableau 3.2 Nombre de naissances à l'adolescence selon les données de l'état civil et du recensement de la population par la méthode DEF 148

Tableau 3.3 Exemples de structures de familles où l'enfant a été attribué à une mère de 42 ans ou plus, et dans lesquelles il existe une mère alternative potentielle 153

Tableau 3.4 Exemples de structures de familles de celles où l'enfant a été attribué à une mère de 42 ans ou plus, sans mère alternative potentielle au sein de la famille 154

Tableau 3.5 Exemples de structure de familles d'enfants non-attribués à une mère par la méthode DEF 158

Tableau 3.6 Exemples de structures des ménages des enfants « hors famille » 159

Tableau 3.7 Nombre de naissances aux âges adolescents selon l'état civil et le recensement de la population par la méthode DEF 161

Tableau 3.8 Évaluation par l'EFL de notre méthode d'identification de mères au recensement 164

Tableau 3.9 Nombre de naissances aux âges adolescents en 2010 selon les données d'enregistrement des naissances et du recensement de la population via la méthode DEF 173

Tableau 3.10 Caractéristiques des mères adolescentes identifiées avant et après amélioration 176

Chapitre 4

Tableau 4.1 Variables du recensement (et leurs modalités) figurant dans la régression sur les caractéristiques associées aux maternités adolescentes 182

Tableau 4.2 Proportion de femmes adolescentes francaises ayant donné naissance au cours de l'année *t-1* ($f_{i,k}$), et leur répartition ($s_{i,k}$) selon leurs caractéristiques sociodémographiques . . . 185

Tableau 4.3 Proportion de femmes adolescentes anglaises ayant donné naissance au cours de l'année *t-1* ($f_{i,k}$), et leur répartition ($s_{i,k}$) selon leurs caractéristiques sociodémographiques . . . 186

Tableau 4.4 Probabilité prédite (pour 10 000) d'être devenue mère adolescente en France durant l'année *t-1* (modèle log-log complémentaire) . . . 188

Tableau 4.5 Probabilité (pour 10 000) d'être devenue mère adolescente en Angleterre-Galles durant l'année *t-1* (modèle log-log complémentaire) . . . 189

Tableau 4.6 Proportion de femmes adolescentes ayant donné naissance au cours de l'année *t-1* ($f_{i,k}$) et leur répartition ($s_{i,k}$) selon décile de défavorisation . . . 195

Tableau 4.7 Appellation et importance relative des quatre catégories de mères adolescentes par pays . 196

Tableau 4.8 Caractéristiques des quatre catégories de mères adolescentes françaises . . . 200

Tableau 4.9 Caractéristiques des quatre catégories de mères adolescentes anglaises . . . 204

Chapitre 5

Tableau 5.1 Comparaison des estimations de la proportion de femmes devenues mères à l'adolescence et de la descendance atteinte à 36 ans - générations 1959-1964, 1965-1969 et 1970-1976 . . 227

Tableau 5.2 Descendance atteinte, mères des générations 1959-1964, 1965-1969 et 1970-1976 . . . 234

Tableau 5.3 Intervalles intergénésiques médians entre les naissances de rang 1 à 4 selon l'âge à la première naissance et la taille de descendance – générations 1959-1964, 1965-1969 et 1970-1976 . . . 245

Tableau 5.4 Probabilité d'avoir un deuxième enfant pour les femmes en ayant eu un premier, selon l'âge à la première naissance et génération . . . 250

Chapitre 6

Tableau 6.1 Indicateurs du devenir des mères adolescentes à partir de l'Échantillon démographique permanent et l'*ONS Longitudinal Study* . . . 257

Tableau 6.2 Tableau de regroupement des catégories socioprofessionnelles anglaises . . . 261

Tableau 6.3 Codes SOC 2010 de différents niveaux de classe sociale qui correspondent à un seul code CITP . . . 263

Tableau 6.4 Répartition des effectifs par PCS harmonisées et classes sociales attribuées : femmes des générations 1959-1976 . . . 264
Tableau 6.5 Odds ratios des devenirs conjugaux selon l'âge à la première naissance . . . 269
Tableau 6.6 Odds ratios des devenirs professionnels selon l'âge à la première naissance . . . 272
Tableau 6.7 Odds ratios des devenirs résidentiels selon l'âge à la première naissance . . . 278

Annexes

Tableau I-8 Taux de réponses exploitables pour les mesures du premier rapport sexuel et de recours à la contraception lors du dernier rapport sexuel . . . 312
Tableau I-9 Âge moyen des enquêtés ayant donné une réponse exploitable . . . 312
Tableau I-10 Statistiques descriptives, distribution d'enquêtés et proportion ayant déclaré déjà eu un rapport sexuel selon les modalités de variables . . . 313
Tableau I-11 Odds-ratios stratifiés du modèle logistique binaire sur le fait d'avoir déjà eu un rapport sexuel . . . 314
Tableau I-12 Statistiques descriptives, distribution d'enquêtés et proportion ayant eu un recours insuffisant à la contraception lors du dernier rapport sexuel selon les modalités de variables . 315
Tableau I-13 Odds-ratios stratifiés du modèle logistique binaire sur le fait d'avoir eu un insuffisant recours à la contraception lors du dernier rapport sexuel . . . 315
Tableau I-14 Effectifs réels et simulés selon génération . . . 318
Tableau I-15 Contributions à la construction des axes et coordonnées des variables actives dans l'ACM des femmes françaises ayant eu un premier rapport avant 19 ans . . . 322
Tableau I-16 Contributions à la construction des axes et coordonnées des variables actives dans l'ACM des femmes anglaises ayant eu un premier rapport avant 19 ans . . . 323
Tableau I-17 Valeurs de j_m^x utilisées pour estimer les taux d'échec dans les 12 premiers mois du moyen contraceptif m à l'âge x . . . 326
Tableau II-18 Proportion de femmes adolescentes francaises ayant donné naissance au cours de l'année *t-1* ($f_{i,k}$) selon leur région et caractéristiques sociodémographiques . . . 333

Tableau II-19 Proportion de femmes adolescentes anglaises ayant donné naissance au cours de l'année *t-1* ($f_{i,k}$) selon leur région et caractéristiques sociodémographiques 334

Tableau III-20 Tableau de présence aux recensements afin de constituer la population des mères françaises à étudier 337

Tableau III-21 Effectifs des mères suivies selon le pays et la génération 338

Tableau III-22 Effectifs des mères incluses dans les analyses selon le pays et la génération 339

Tableau III-23 Facteurs associés au fait d'être en couple - mères françaises 340

Tableau III-24 Facteurs associés au fait d'être en couple - mères anglaises 342

Tableau III-25 Facteurs associés au fait d'être mariée - mères françaises 344

Tableau III-26 Facteurs associés au fait d'être mariée - mères anglaises 346

Tableau III-27 Facteurs associés au fait d'être mère monoparentale - mères françaises 348

Tableau III-28 Facteurs associés au fait d'être mère monoparentale - mères anglaises 349

Tableau III-29 Facteurs associés au fait de connaître une rupture du couple entre deux recensements - mères anglaises 351

Tableau III-30 Facteurs associés à la remise en couple suivant une rupture - mères anglaises 353

Tableau III-31 Facteurs associés au fait d'être en couple hypogame féminine - mères françaises 354

Tableau III-32 Facteurs associés au fait d'être en couple hypogame féminine - mères anglaises 355

Tableau III-33 Facteurs associés au fait d'être inactive - mères françaises 357

Tableau III-34 Facteurs associés au fait d'être inactive - mères anglaises 359

Tableau III-35 Facteurs associés au fait d'être chômeuse de longue durée - mères françaises 362

Tableau III-36 Facteurs associés au fait d'être chômeuse de longue durée - mères anglaises 363

Tableau III-37 Facteurs associés au fait de travailler à temps partiel - mères françaises 364

Tableau III-38 Facteurs associés au fait de travailler à temps partiel - mères anglaises 366

Tableau III-39 Facteurs associés au fait de vivre dans un ménage propriétaire - mères françaises 368

Tableau III-40 Facteurs associés au fait de vivre dans un ménage propriétaire - mères anglaises 370

Tableau III-41 Facteurs associés au fait de vivre dans un logement social - mères françaises 372

Tableau III-42 Facteurs associés au fait de vivre dans un logement social - mères anglaises 373

Tableau III-43 Facteurs associés au fait de vivre dans un ménage défavorisé dans au moins 1 dimension - mères anglaises 375

Tableau III-44 Facteurs associés au fait de vivre dans un ménage défavorisé dans 3 dimensions ou plus - mères anglaises 377

Tableau III-45 Facteurs associés au fait de vivre dans un ménage de faible niveau de vie 379

Tableau III-46 Facteurs associés au fait de vivre dans un ménage pauvre 380

John TOMKINSON

Les femmes devenues mères durant leur adolescence en France et en Angleterre-Galles

Résumé

Ce travail de doctorat en démographie met l'accent sur l'entrée très précoce dans la maternité dans une perspective comparative entre deux pays proches sur le plan socioéconomique, mais qui se distinguent sur le plan de la fécondité, surtout pendant la période de l'adolescence – la France et l'Angleterre-Galles.

Il explore les maternités adolescentes en tant que comportement reproductif « hors norme » et tente de placer ces maternités *non* « non désirées » dans le contexte de la transition vers l'âge adulte. Nous offrons une vue longitudinale de cette problématique en décrivant « trois temps » de la vie d'une mère adolescente :

- Le temps d'« avant maternité » où le fait de devenir mère adolescente est fonction de trois probabilités : celle d'avoir des rapports sexuels, celle de recourir à un (des) moyen(s) contraceptif(s) et celle de recourir à l'IVG en cas de grossesse ;

- Le temps de la maternité. Quelles sont les situations de vie de ces mères adolescentes au moment de la naissance de leurs enfants ?

- Le temps d'« après-maternité ». Comment varient les parcours génésiques, conjugaux, professionnels et résidentiels des femmes en fonction de leur âge à l'entrée dans la maternité ?

Mots-clés : maternités à l'adolescence - France - Angleterre-Galles - comparaison internationale - comportements sexuels at contraceptifs - profils socioéconomiques - parcours de vie.

Abstract

This thesis in demography focuses upon very early entries into motherhood in a comparative perspective between two countries similar in socioeconomic terms but differing vastly in terms of fertility, especially during adolescence - France and England and Wales.

It explores adolescent maternities as an "uncommon" reproductive behaviour and aims to place these *un-*"unintended" births in the context of the transition to adulthood. We offer a longitudinal view of this phenomenon by describing three "periods" in the life of an adolescent mother:

- The period "before maternity" where becoming an adolescent mother is a function of three probabilities: of having sexual intercourse, of using contraception and of having an abortion in case of a pregnancy;

- The period of the maternity. What are the characteristics and life conditions of adolescent mothers at the time of birth?

- The period "after maternity". How do the reproductive, conjugal, professional and residential trajectories of mothers vary in function of their age at first birth?

Keywords: adolescent motherhood - France - England and Wales - international comparison - sexual and contraceptive behaviour - socioeconomic profiles - life course trajectories.