

La nouvelle feuille de logement et la refonte de l'analyse Ménages-Familles en 2018 :

Quels apports pour l'étude des structures familiales ?

Documents de travail

N° F2021-01 - Avril 2021



La nouvelle feuille de logement et la refonte de l'analyse Ménages-Familles en 2018

Quels apports pour l'étude des structures familiales ?

Élisabeth Algava (Insee)

Remerciements : L'auteure remercie le département de la démographie pour son appui méthodologique et la mise à disposition des données. Elle remercie également Kilian Bloch, Guillemette Buisson, Laura Castell, Sylvie Le Minez, Isabelle Robert-Bobée et Laurent Toulemon, ainsi que les participants au séminaire de la DSDS de décembre 2019, pour leurs commentaires et suggestions.

Table des matières

Introduction.....	5
Encadré 1 : Le recensement en France	7
Partie I. Mode de collecte et situation familiale.....	9
A. <i>Qui répond sur papier ? Qui répond sur internet ? Les structures familiales déterminantes</i>	11
B. <i>Pourquoi déclarer vivre en couple est-il plus fréquent pour les répondants sur internet ?</i>	13
1. L'influence du mode de collecte sur l'évolution de la proportion de personnes en couple ...	13
Encadré 2 : L'influence de la refonte de 2018 sur la mesure de la vie de couple.....	16
2. A caractéristiques des répondants comparables, un écart subsiste en matière de vie en couple entre répondants papier et répondants internet	17
3. Les différences de caractéristiques des répondants selon le mode de collecte suffisent-elles à expliquer leurs différences en matière de vie de couple ?	20
Partie II. Liens et types de famille.....	25
A. <i>L'évolution du questionnaire et de l'analyse ménages-familles à la suite de la refonte de 2018</i>	26
1. Les relations entre habitants du logement sur papier	26
2. Les relations entre habitants du logement sur internet	29
3. La refonte de l'analyse ménages-familles à partir de l'EAR 2018.....	31
B. <i>Non réponse aux liens et types de famille.....</i>	33
1. Les liens 2 à 2 sur internet, non réponse et imputation	33
2. Les liens 2 à 2 sur papier, non réponse et imputation.....	35
C. <i>Influence de l'imputation sur les types de famille : parents et beaux-parents des enfants mineurs.....</i>	37
D. <i>Les différences dans la situation familiale entre enfants recensés sur internet et enfants recensés sur papier sont-elles dues à des effets de structure ?.....</i>	40
1. Méthode par régression logistique	41
2. Méthode par appariement sur le score de propension.....	45
E. <i>L'évolution des types de famille avec au moins un enfant mineur : confrontation de différentes sources.....</i>	47
1. Les familles monoparentales en France métropolitaine.....	47
2. Les familles recomposées en France métropolitaine	51
3. Les familles monoparentales dans les DROM	52

4. Les familles recomposées dans les DROM	54
Partie III. La multirésidence des enfants de parents séparés	56
A. <i>Les principales situations de multi-résidence des enfants de parents séparés</i>	57
B. <i>Les situations de multi-résidence dans la nouvelle feuille de logement.....</i>	59
1. Le questionnaire	59
2. Du questionnaire aux situations des enfants (1) : en théorie, toutes les situations de multi-résidence sont parfaitement repérables	63
3. Du questionnaire aux situations des enfants (2) : influence de la non réponse partielle	64
4. Du questionnaire aux situations des enfants (3) : Résultats	66
C. <i>Les enfants en résidence alternée : des résultats cohérents avec ceux des données fiscales</i>	69
1. Une évolution cohérente d'une source à l'autre : de plus en plus d'enfants en résidence alternée	69
Encadré 3 : Peut-on estimer la proportion d'enfants de parents séparés dont la résidence a été fixée par décision de justice ?	73
2. Les enquêtes annuelles de recensement et le dispositif Fidéli dressent un portrait similaire des enfants en résidence alternée	77
3. Dans les enquêtes annuelles de recensement, la distinction entre habitants permanents et non permanents fait apparaître des incohérences pour les enfants en résidence alternée, moins souvent mentionnés parmi les habitants non permanents	79
D. <i>La difficile mesure des enfants en résidence partagée</i>	82
1. Quels enfants faut-il compter en résidence partagée ? Un questionnaire de recensement ambigu	82
2. Décisions de justice et enquêtes de recensement : des concepts également différents sur la résidence partagée	84
E. <i>Un quart des enfants de parents séparés multi-résidents ? Comparaison avec l'enquête Famille et logements 2011</i>	86
1. Stabilité des situations de multi-résidence de 2011 à 2018 ?	86
2. Permanence des incohérences entre l'enquête Famille et logements et les enquêtes annuelles de recensement	90
F. <i>Multi-résidence, visites, rencontres : des recoupements difficiles</i>	92
Partie IV. La refonte et son impact sur la mesure des couples de même sexe	93
A. <i>La construction du dictionnaire et d'un indicateur de discordance entre prénom et sexe pour chaque personne recensée</i>	94
B. <i>Le repérage des personnes apparemment en couple de même sexe</i>	95
1. Une forte baisse des CMS apparents (indicateur simplifié)	96
2. Expliquée par la diminution des erreurs de codage sur le sexe ?	96
C. <i>L'application de la correction</i>	99
1. A méthode égale, stabilité des « vrais » CMS entre 2017 et 2018	99
2. Après ajustement de la méthode, une légère hausse des CMS entre 2017 et 2018.....	101
D. <i>Prise en compte de l'AMF en 2018</i>	102
Bibliographie.....	104
Annexes.....	107
<i>Annexe 1 : exemple de la méthode du score de propension – effet du mode de collecte sur la proportion de personnes en couple</i>	107
<i>Annexe 2 : Influence du mode de collecte sur la distinction entre famille traditionnelle et famille recomposée, exemple d'application du score de propension pour les enfants de 10 ans</i>	111
<i>Annexe 3 : Résultats sur la multi-résidence, hors départements et régions d'outre-mer</i>	115

La nouvelle feuille de logement et la refonte de l'analyse Ménages-Familles en 2018 : Quels apports pour l'étude des structures familiales ?

Résumé

Depuis la refonte de 2018, la feuille de logement du recensement décrit les relations deux à deux entre habitants du logement et comporte des questions sur la multi-résidence. La refonte a aussi porté sur l'« analyse ménages familles » (AMF), c'est-à-dire les modalités de traitement statistique des informations sur les relations entre les personnes du logement pour définir les familles.

Comme le recensement est devenu une enquête multimode (papier et internet), un peu avant la refonte de 2018, il s'avère nécessaire de prendre en compte des différences entre les deux modes de collecte. Ainsi, déclarer vivre en couple est nettement plus fréquent parmi les répondants internet, alors que la question est posée de façon strictement identique sur internet et sur papier et sans que cette plus grande propension à vivre en couple ne puisse être expliquée par les différences de caractéristiques observées des personnes répondant sur Internet (plus jeunes et plus diplômées notamment).

Sur les types de famille, le mode de collecte a aussi son importance : la non réponse partielle, sur les liens entre habitants du logement, est fréquente sur papier, beaucoup plus rare sur internet. Cela confère une importance particulière aux imputations réalisées dans le cadre de l'AMF. Toutefois, ni la généralisation de la collecte par internet ni la refonte de 2018 ne se sont accompagnées d'une rupture de série : les familles monoparentales poursuivent leur croissance à un rythme régulier tandis que le nombre de familles recomposées reste stable d'après les différentes sources confrontées.

Sur les situations de multi-résidence, la nouvelle feuille de logement permet en principe de repérer les situations des enfants de parent séparé : garde exclusive par un des parents sans multi-résidence, résidence à parts égales chez chacun des parents (dite résidence alternée) et résidence principale chez un parent et une partie minoritaire du temps chez l'autre (dite résidence partagée). La résidence alternée est une modalité minoritaire pour les enfants de parents séparés, mais en forte croissance. Les résultats sur ce sujet sont cohérents avec ceux issus d'autres sources. Sur la résidence partagée, il existe moins de sources, avec moins de cohérence entre elles et le nouveau questionnaire laisse une marge d'appréciation importante aux parents sur la façon de recenser leurs enfants dans cette situation. Cela rend les résultats difficiles à interpréter.

La refonte a nécessité des ajustements de la méthode décrite dans un document de travail précédent pour identifier les couples de même sexe (CMS) dans le recensement. La méthode, avec les ajustements décrits ici, a été mise en œuvre pour publier de premiers résultats issus du recensement sur les couples de même sexe.

Mots-clés : recensement, couple, famille, ménage, enfant, séparation, questionnaire, collecte multimode.

The new census housing questionnaire and the redesign of the Households and Families' analysis in 2018: What contributions for the study of family structures?

Abstract

Since the 2018 census redesign, the housing questionnaire of the census describes the two to two relationships between housing dwellers and includes questions on multi-residence. The redesign has also concerned the so-called "Households and Families' analysis" (AMF, for "Analyse Ménages Familles" in French), i.e. the statistical processing of information on the relationships between people living in housing to define families.

As the census has become a multi-mode survey (paper and internet), shortly before the 2018 redesign, it is necessary to take into account the differences between the two modes of collection. For example, declaring that they live as a couple is much more frequent among internet respondents, whereas the question is asked in exactly the same way on the internet and on paper, and this greater propensity to live as a couple cannot be explained by the observed differences in the characteristics of the people responding on the internet (younger and more qualified in particular).

With regard to family types, the collection method is also important: the partial non-response on the links between inhabitants of the dwelling is frequent on paper and rarer on the internet. This makes the imputations made by the AMF particularly important. However, neither the widespread use of online data collection nor the 2018 overhaul has been accompanied by a break in the series: single-parent families continue to grow at a steady pace while the number of reconstituted families remains stable according to the various sources that have been compared.

With regard to multi-residence situations, the new housing sheet makes it possible in principle to identify the situations of children of separated parents: sole custody by one of the parents without multi-residence, equal residence with each parent (known as alternating residence) and main residence with one parent and a minority part of the time with the other (known as shared residence). Alternating residence is a minority modality for children of separated parents, but is growing rapidly. The results on this topic are consistent with those from other sources. On shared residence, there are fewer sources, with less consistency between them, and the new questionnaire leaves parents a large margin of appreciation on how to count their children in this situation. This makes the results difficult to interpret.

The redesign required adjustments to the method described in a previous working paper for identifying same-sex couples in the census. The method, with the adjustments described here, has been implemented to publish initial census results on same-sex couples.

Keywords:

census, multimode collection, questionnaire, child, couple, family, household, separation.

INTRODUCTION

En 2018 a eu lieu une refonte de la feuille de logement du recensement. La feuille de logement était restée inchangée depuis la première collecte du recensement rénové de la population, en 2004 (**encadré 1**). Cette refonte est l'aboutissement d'une réflexion amorcée dès 2011, au sein du Conseil national de l'information statistique (Cnis) : un groupe de travail a alors été chargé de proposer des modifications des questionnaires du recensement afin de répondre à certaines évolutions de la société. Ce groupe était composé d'une douzaine d'experts dans l'utilisation des données du recensement et il était co-présidé par Jean-Claude Frécon, alors sénateur de la Loire, et Chantal Cases, alors directrice de l'Ined. Sur la base d'une soixantaine d'auditions, de l'examen précis des sources de données existantes et de leurs complémentarités, ainsi que de l'analyse des pratiques des autres pays européens, il a préconisé des enrichissements essentiellement dans trois domaines : celui de l'analyse des liens familiaux qui unissent les habitants d'un même ménage, celui de la qualité du logement et enfin celui de la santé des personnes (Frécon et al., 2012).

La refonte de 2018 a été consacrée au premier des domaines évoqués, à savoir l'analyse des liens familiaux. Sur ce sujet, la réflexion a également bénéficié des travaux d'un deuxième groupe de travail du Cnis, constitué en 2015 et présidé par Claude Thélot, qui a été chargé d'étudier les conditions d'une amélioration de l'observation des ruptures familiales et de leurs conséquences sur les conditions de vie des familles. Son rapport de mars 2016, **Les ruptures familiales et leurs conséquences : 30 recommandations pour en améliorer la connaissance**, propose une nouvelle nomenclature des familles qui intègre des informations sur les familles recomposées et les lieux de résidence des enfants de parents séparés.

Les modifications apportées à la feuille de logement dans le cadre de la refonte ont été conçues afin de mieux répondre aux besoins d'information exprimés dans ces deux rapports qui portaient principalement sur deux thèmes¹ :

- Avoir une meilleure connaissance des familles en décrivant les liens de parenté deux à deux, et non plus, comme auparavant, le seul lien de parenté avec la personne de référence.
- Mieux connaître les lieux de résidence des enfants de parents séparés en identifiant les logements dans lesquels ces enfants vivent et le temps qu'ils passent dans chacun de ces logements.

À compter de la collecte de 2018 du recensement, la feuille de logement, c'est-à-dire le questionnaire de quatre pages rempli pour chaque logement recensé, a donc été profondément remaniée. Plus précisément, ce sont les deux pages intérieures du questionnaire « Feuille de logement » papier qui ont été modifiées, ainsi que la partie équivalente du questionnaire sur internet (les personnes peuvent répondre au recensement à leur convenance soit par internet, soit en remplissant un questionnaire papier). Les pages 1 et 4 ainsi que le questionnaire « bulletin individuel » (qui donne des informations sur chacun des habitants du logement) sont restés inchangés. Les nouveautés principales sont la description des relations deux à deux entre habitants du logement et l'ajout de questions (sous la forme d'un tableau pour le questionnaire papier) dédiées aux enfants de parents séparés multi-résidents.

1. Voir le dossier présenté au comité du Label afin d'obtenir l'avis de conformité pour le nouveau questionnaire en janvier 2017 et la présentation sur le site du CNIS : https://www.cnis.fr/enquetes/refonte-de-la-feuille-de-logement-des-enquetes-annuelles-de-recensement-de-la-population/#avis_conformite

En plus des questionnaires papier et internet, la refonte a aussi porté sur l'« analyse ménages familles », c'est-à-dire les modalités de traitement statistique des informations sur les relations entre les personnes du logement pour définir les familles, changement moins visible mais aux conséquences importantes.

Le présent document vise à présenter un premier bilan des apports de cette refonte, à partir de l'analyse des deux premières collectes l'ayant mise en œuvre, celles de 2018 et 2019.

Comme le recensement est désormais une enquête multimode (papier et internet), et comme de surcroît ce changement s'est fait quasiment en même temps que la refonte de 2018, il nous a semblé important de **consacrer une première partie aux liens entre situation familiale et mode de collecte**. En particulier, nous nous concentrons sur la question « Vivez-vous en couple ? », qui présente deux particularités intéressantes : elle a été maintenue inchangée lors de la refonte en 2018 ; elle est posée de façon identique sur internet et sur papier. En dépit de cela, déclarer vivre en couple est nettement plus fréquent parmi les répondants Internet, sans que cette plus grande propension à vivre en couple ne puisse être expliquée par les différences de caractéristiques des personnes répondant sur Internet (plus jeunes et plus diplômées notamment). Cela invite à considérer avec prudence la possibilité d'étendre à l'ensemble de la population des résultats collectés uniquement sur internet. Pourtant, et cela paraît plutôt rassurant, l'évolution à la baisse de la fréquence de la vie en couple, observée depuis plusieurs années, ne semble pas avoir été impactée par l'introduction de la collecte par Internet, ni – ou très marginalement- par la refonte de la feuille Logement de 2018.

La seconde partie est consacrée aux liens entre habitants et aux types de famille dans lesquelles vivent les enfants de moins de 18 ans. Comme sur la vie conjugale, les résultats incitent à prêter une attention particulière aux effets du mode de collecte, d'autant que les questions sont posées différemment sur internet et sur papier suite à la refonte du questionnaire en 2018. L'examen des liens déclarés sur papier montre la fréquence de la non réponse partielle, qui confère une importance particulière aux imputations réalisées dans le cadre des traitements dits « Analyse Ménage-Famille ». Toutefois, ni la généralisation de la collecte par internet ni la refonte de 2018 ne se sont accompagnés d'une rupture de série : les familles monoparentales poursuivent leur croissance à un rythme régulier, plus soutenu dans les départements d'outre-mer. Sur les familles recomposées, la confrontation des mesures issues des enquêtes annuelles de recensement de 2018 et 2019 aux séries existantes, établies à partir des enquêtes Famille et des enquêtes Emploi, montre une grande stabilité des effectifs.

Les situations de multi-résidence font l'objet de la troisième partie, qui porte elle aussi sur les enfants mineurs. La feuille de logement rénovée en 2018 comporte des informations nouvelles permettant de repérer les situations les plus fréquentes pour les enfants de parents séparés : garde exclusive par un des parents sans multi-résidence, résidence à parts égales chez chacun des parents (dite résidence alternée) et résidence principale chez un parent et une partie minoritaire du temps chez l'autre (dite résidence partagée). S'agissant de la résidence alternée, les résultats sont cohérents avec ceux issus d'autres sources. C'est une modalité minoritaire pour les enfants de parents séparés, mais en forte croissance. Il existe moins de sources sur la résidence partagée et elles sont moins cohérentes entre elles. La déclaration de la situation des enfants qui passent un week-end sur deux et la moitié des vacances chez un parent est laissée à l'appréciation des parents alors que cette situation est la plus fréquemment prononcée dans les décisions de justice sur la résidence des enfants de parents séparés. Il est donc difficile d'interpréter les résultats qui incluent une partie, mais pas l'ensemble, des enfants dans cette configuration.

Enfin, la dernière partie est consacrée aux couples de même sexe (CMS). Ce sujet a déjà donné lieu à un document de travail, explicitant une méthode pour corriger les erreurs sur le sexe déclaré afin de parvenir à estimer correctement le nombre de couples de même sexe. Sans remettre en cause le principe général de cette méthode, la refonte de 2018 a rendu nécessaire quelques ajustements : d'une part cette refonte a entraîné une forte diminution des erreurs de codage du sexe ; d'autre part, il est possible de s'appuyer désormais sur l'AMF rénovée pour identifier les couples apparemment de même sexe. La méthode, avec ces ajustements, a été mise en œuvre pour publier de premiers résultats issus du recensement sur les couples de même sexe, en septembre 2019.

Encadré 1 : Le recensement en France

Il est utile de rappeler quelques éléments sur la façon de collecter les informations du recensement en France. Depuis 2004, le recensement est une enquête sur un échantillon. La collecte est annuelle et effectuée au moyen de questionnaires papier ou internet, directement remplis par les habitants. Chaque année, une « petite commune » (moins de 10 000 habitants) sur cinq est recensée de façon exhaustive. Dans les « grandes communes » (à partir de 10 000 habitants), un échantillon d'adresses représentant 8 % des logements environ est recensé. À l'issue de cinq années de collecte, l'ensemble des logements des petites communes ont été recensés et 40 % des logements des grandes communes. Pour publier les résultats sur les populations légales commune par commune, les données de cinq collectes annuelles sont utilisées. On parle par exemple de résultats du recensement de la population 2016 pour les données utilisant les collectes annuelles 2014 à 2018. Dans le présent document, nous utilisons les collectes annuelles séparément. Ainsi, l'enquête annuelle de recensement ou EAR 2018 désigne la collecte annuelle réalisée en 2018, qui porte sur l'ensemble des personnes et des logements recensés cette année-là.

Les résultats obtenus à partir d'une seule collecte sont moins précis que ceux d'un recensement cumulant cinq collectes successives, mais suffisent largement pour obtenir des estimations, notamment au niveau national. La collecte annuelle porte sur environ 9 millions d'individus chaque année et une pondération permet d'obtenir des résultats représentatifs de l'ensemble de la population résidant en France. La pondération est indispensable pour tenir compte des probabilités de sondage différenciées, principalement entre grandes et petites communes. L'utilisation séparée d'une seule collecte à des fins d'étude ne pose pas de difficultés. Ainsi, l'EAR 2018, dont le questionnaire a été rénové pour mieux appréhender les situations familiales, a été exploitée en vue de caractériser les différents types de famille et des résultats ont été publiés en janvier 2020, y compris par département et région (Algava, Bloch et Vallès, 2020). En revanche, pour avoir des résultats plus détaillés, notamment au niveau local, il faut cinq collectes de recensement. C'est pourquoi, des études plus approfondies seront possibles à partir du recensement de 2020, qui sera disponible en 2023, et qui intégrera les EAR 2018, 2019, 2020, 2021, et 2022, toutes postérieures à la refonte et intégrant donc le nouveau questionnaire.

Pour chaque logement recensé, un agent recenseur doit collecter une feuille de logement et un bulletin individuel par habitant du logement. Le ménage répond soit sur papier, soit sur internet, mode de réponse de plus en plus souvent choisi. Parfois, les occupants d'un logement ne sont pas joignables pendant la collecte et l'agent recenseur récupère des informations a minima auprès du voisinage, ce qui peut donner lieu à des « FNLE », feuille de logement non enquêté (Solard, 2020).

La **feuille de logement** est le premier document renseigné. Elle permet de décrire le logement et ses habitants. Les circulations et relations entre personnes vivant dans différents logements sont abordées avec pour objectif principal de distinguer si la personne doit être comptée dans le logement enquêté ou dans un autre. La principale préoccupation est d'éviter les omissions ou doubles comptes pour garantir

la qualité des dénombrements de la population affectée à chaque unité géographique (population légale, définie par voie réglementaire). Ce faisant, la feuille de logement apporte des informations sur les situations particulières, celles où la décision de compter ou non la personne est la plus compliquée : personnes circulant entre le logement familial et un logement plus près de leur lieu d'étude ou d'emploi, enfants de parents séparés qui partagent leur temps entre les logements de chacun de leurs parents. Enfin la feuille de logement permet aussi la description des liens familiaux entre les habitants et cette partie a été complètement revue avec la refonte de 2018.

Un **bulletin individuel** est ensuite rempli pour chaque habitant compté dans le logement. Il comporte des questions sur la situation conjugale, le lieu de naissance et la nationalité, le niveau de diplôme, l'activité professionnelle, les déplacements professionnels, etc. Une refonte du bulletin individuel a eu lieu en 2015. Elle a permis de détailler davantage les niveaux de diplôme ainsi que les modes de transport lors des trajets domicile travail. De plus, la question sur l'état matrimonial légal (célibataire / marié / veuf / divorcé) a été remplacée par une question sur la situation conjugale de fait, définie par la relation avec le conjoint ou partenaire (marié / pacsé / en concubinage ou union libre / veuf / divorcé / célibataire). Ce changement a permis de rapprocher les modalités de réponse des situations concrètes des individus et de mesurer la proportion de personnes pacsées (Buisson 2017a et 2017b, Robert-Bobée et Vallès 2018).

PARTIE I. MODE DE COLLECTE ET SITUATION FAMILIALE

Résumé :

La collecte du recensement se fait de plus en plus fréquemment par internet. En 2018, près de deux tiers des enfants mineurs sont recensés par cette voie. Or il existe des différences très importantes entre les répondants papier et les répondants internet [I.A]. En 2019, 52 % des personnes interrogées sur papier déclarent vivre en couple contre 65 % de celles recensées sur internet (selon la question « Vivez-vous en couple ? » qui figure dans le bulletin individuel de la feuille de logement). En dépit de cet écart, il n'y a pas de rupture de série apparente en 2015, au moment où la réponse sur internet a été proposée à tous les enquêtés : la proportion globale de personnes vivant en couple continue à diminuer lentement mais régulièrement [I.B.1]. La refonte en 2018 du questionnaire produit, quant à elle, une petite rupture de série s'agissant de la proportion de personnes vivant en couple, mais elle est minime. Cela pourrait accréditer l'idée que les différences observées entre répondants Internet et papier sont uniquement liées à des différences de structure : en premier lieu, les personnes qui répondent sur internet sont plus jeunes, et donc plus souvent en couple. Pourtant, il semble que ce ne soit pas ou peu le cas. Les méthodes mises en œuvre pour neutraliser les effets de structure (régressions logistiques, appariement) ne permettent pas de réduire significativement les différences de fréquence de vie conjugale entre répondants Internet et papier [I.B.2]. Une partie des écarts sont liés à l'âge, au niveau de diplôme, à la région, etc. Mais déclarer vivre en couple reste significativement plus rare quand on est recensé sur papier, même en contrôlant de ces différents facteurs. L'effet de la collecte Internet est de surcroît plus marqué sur la vie en couple que sur l'exercice d'un emploi. Des différences de structure non observées peuvent être la cause de la persistance des écarts, mais il n'est pas possible d'exclure avec les résultats obtenus la présence d'effets de mesure : il est possible que les habitants ayant pourtant les mêmes caractéristiques apportent des réponses différentes au recensement selon qu'ils répondent sur internet et sur papier.

Cet arrière-plan est déterminant pour étudier les structures familiales à partir du recensement, et leurs évolutions, qu'il s'agisse des types de famille ou de la multi-résidence. Il sera important aussi de l'avoir à l'esprit lors de la préparation de la future enquête Famille, dont le protocole sera multimode, articulé à celui du recensement.

Cette partie étudie les différences liées au mode de collecte, internet ou papier, dans le recensement. Dans un premier temps une comparaison des deux populations de répondants est réalisée, puis nous nous intéressons plus spécifiquement aux différences de réponse à la question « Vivez-vous en couple » selon le mode de collecte.

Une des principales évolutions récentes dans la collecte du recensement est la mise en œuvre de la collecte par internet et sa généralisation rapide. Après des expérimentations en 2013 et 2014, elle est systématiquement proposée à partir de 2015 et a cru rapidement depuis pour concerner en 2019 plus des deux tiers des enfants recensés (**figure 1.1**). Cette évolution survient donc quasiment en même temps que la refonte de 2018, même si le changement a été surtout important entre 2014 et 2015.

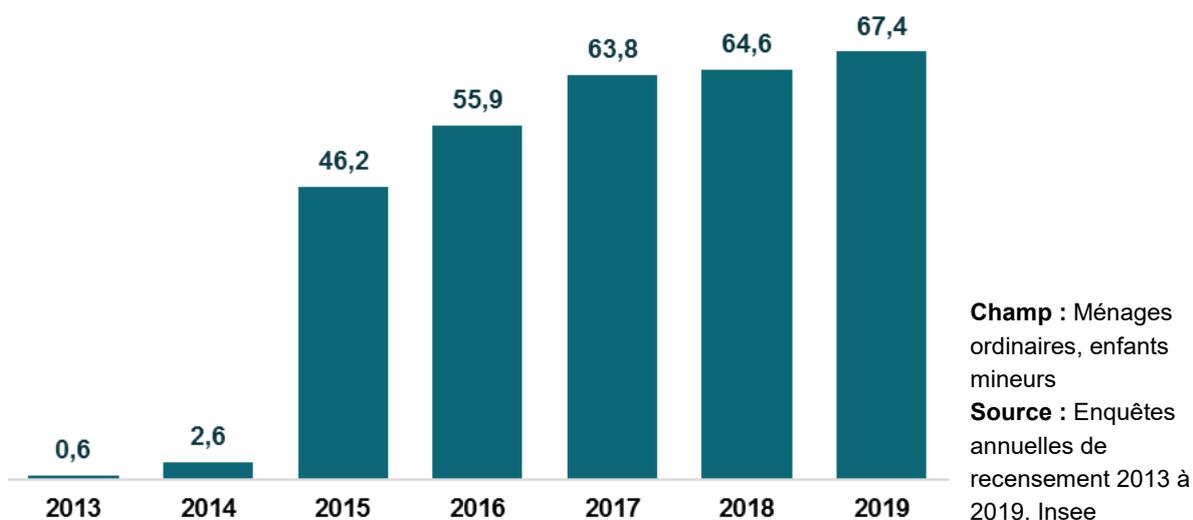
Pour les personnes recensées par internet, les erreurs de codification des réponses liées à la reconnaissance optique et aux corrections manuelles des bulletins papier disparaissent. Comme on le verra la non-réponse partielle est aussi moindre sur internet. Pour cette raison, la qualité des réponses sur internet est estimée un peu meilleure comparée à celle des réponses papier. Par ailleurs, ce mode de collecte sur Internet peut paraître présenter plus de garanties de confidentialité pour les enquêtés et de ce fait affecter leurs comportements de réponse². La formulation des questions présente également des différences entre les deux modes de collecte sur certains sujets, notamment les liens familiaux et la multi-résidence qui font l'objet des parties 2 et 3 du présent document.

2. Parce que leur réponse n'est pas remise à l'agent recenseur. Bien entendu celui-ci est de toutes façons tenu de ne pas divulguer les informations sur les personnes recensées recueillies sous format papier.

Pour différentes raisons, il nous paraît important de se préoccuper du mode de collecte, même si ce sujet peut paraître de prime abord éloigné de celui de la refonte 2018 et son influence sur la mesure des structures familiales :

- Cela permet d'identifier d'éventuels effets de mesure (souvent appelés effets de mode), au sens où en plus d'effets de structure (aussi appelés effets de sélection, les personnes qui répondent sur internet et sur papier ne sont pas les mêmes), il y aurait une différence dans la façon de répondre et la mesure d'un phénomène pour une même personne selon qu'elle répond sur internet ou sur papier. Identifier de tels effets de mode est important dans un contexte où un des modes de collecte (en l'occurrence internet) prend le pas sur l'autre. Autrement dit, il s'agit d'essayer de déterminer dans quelle mesure les évolutions des structures familiales mesurées depuis 2018 peuvent être affectées par la refonte de la feuille de logement et/ou par la poursuite de la hausse du taux de collecte par Internet.
- La non réponse partielle est faible sur internet et parfois forte sur papier. Elle est particulièrement élevée pour les questions sur les liens familiaux entre les personnes 2 à 2 sur papier et conduit à des imputations. Quelle est l'influence de ces imputations sur les résultats diffusés ? Par ailleurs, pour le moment, l'imputation est faite selon des probabilités calibrées à partir des structures familiales de l'enquête Famille et Logements 2011. Cette imputation est donc faite sur la base d'une enquête collectée sur papier et cela n'est pas pris en compte pour imputer des liens manquants sur papier ou sur internet indistinctement. Par ailleurs, l'enquête Famille a 10 ans et les résultats de la prochaine, envisagée en 2025, seront disponibles fin 2026. En cas d'évolutions importantes dans les situations familiales, pourrait-on améliorer les imputations des réponses manquantes sur papier en utilisant les répondants internet ?
- Comme on le verra dans les parties suivantes, il existe des questions sur la structure familiale qui ne sont pas posées sur papier (par exemple la commune de résidence de l'autre parent des enfants de parents séparés) ou de façon moins détaillée (les liens 2 à 2 entre habitants du logement) pour des questions de place dans le questionnaire. La question se pose alors de savoir si on peut imputer aux répondants papier des réponses plus détaillées à partir des répondants internet.
- Dans la perspective d'une réédition de l'enquête Famille en 2025, certains des protocoles envisagés présentent des différences selon les modes de collecte internet et papier, ce qui exige d'être au clair – à l'aune de l'expérience du recensement- sur les effets de structure ou de mesure associés à chacun de ces deux modes de collecte.

Figure 1.1 : Part d'enfants recensés par internet selon l'année de collecte



A. Qui répond sur papier ? Qui répond sur internet ? Les structures familiales déterminantes

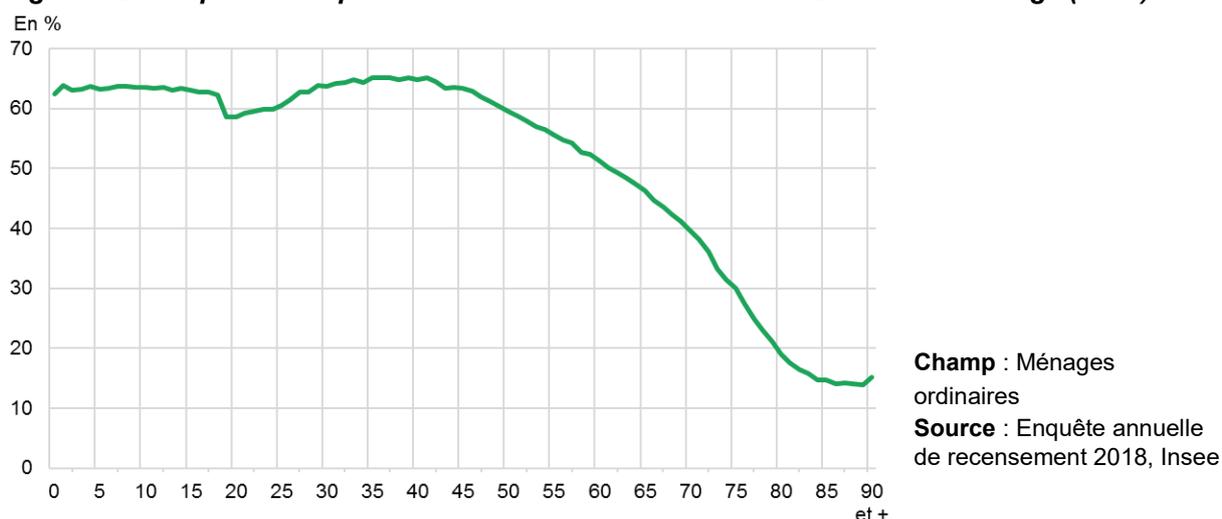
En 2018, la proportion de personnes recensées sur internet varie notamment selon la composition du ménage, l'âge, le niveau de diplôme, la zone de collecte et le statut conjugal³. L'âge a un rôle particulièrement important (**figure 1.2**) : entre 0 et 17 ans, puis entre 26 et 45 ans, la proportion de personnes recensées sur internet est proche des deux tiers. Entre 18 et 25 ans la proportion de personnes recensées sur internet est inférieure, autour de 60 %. Après 45 ans, la proportion décroît régulièrement et rapidement, et se stabilise vers 15 % autour de 85 ans.

D'autres variables interviennent également. Après 30 ans, la proportion de personnes recensées sur internet est de 20 points supérieure parmi celles vivant en couple (**figure 1.3**). Dans les ménages composés d'une seule personne majeure, le taux de réponse sur internet est inférieur par rapport à celles composées de deux, et l'écart est plus fort en présence d'enfants mineurs, c'est-à-dire pour l'essentiel entre familles monoparentales et couples avec enfants. Le taux de réponse sur internet est maximal pour les logements où vivent deux personnes majeures et deux personnes mineures (le plus souvent des couples avec 2 enfants). Il est nettement plus faible dans les logements où vivent 3 ou 4 mineurs.

La proportion de personnes recensées par internet varie également selon les zones de collecte : en 2018, 14% des personnes recensées l'étaient dans une zone où moins de 30% de la collecte était faite par internet tandis que 23 % des personnes recensées l'étaient dans une zone où 70% ou plus des personnes recensées l'étaient sur internet. Ces variations tiennent aux caractéristiques de la population de la zone, mais aussi à l'impulsion donnée par les agents recenseurs.

Le niveau de diplôme crée aussi des disparités fortes : entre 30 et 59 ans, les personnes non diplômées, ayant poursuivi leurs études uniquement à l'école primaire sont seulement environ 30% à se recenser sur internet, elles sont la moitié lorsqu'elles ont poursuivi leurs études dans le second degré (éventuellement avec un brevet). La proportion atteint 64 % au niveau bac et les trois quarts pour les plus diplômés. Pour les plus de 60 ans, la proportion varie de 20 à 54 % selon le niveau de diplôme. Même dans les zones où le taux d'internet est globalement élevé, dans les zones où plus de 70 % des personnes sont recensées par internet, la proportion varie de 44 % à 88 % selon le niveau de diplôme des personnes.

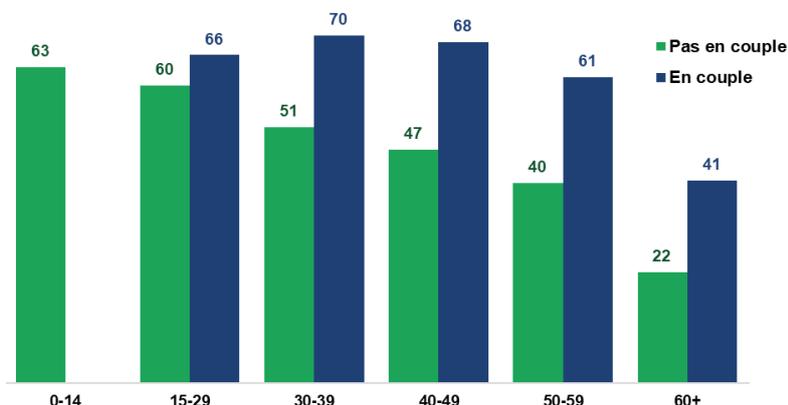
Figure 1.2 : Proportion de personnes recensées sur internet en 2018 selon leur âge (en %)



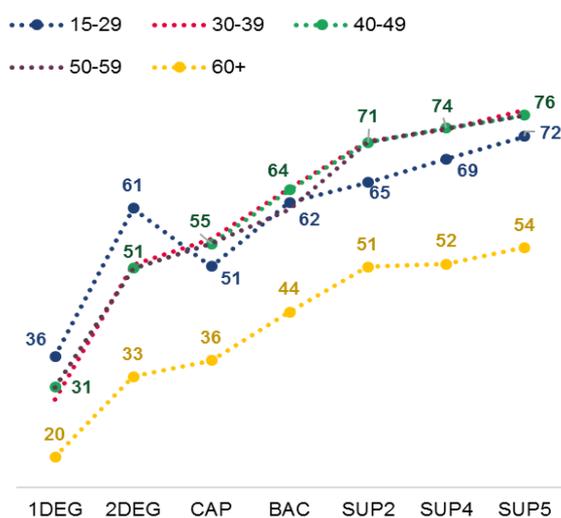
3. Sur papier comme sur internet, il n'est pas possible de savoir qui a répondu au questionnaire. Il semble fréquent qu'une seule personne renseigne les informations pour l'ensemble des habitants du logement. L'unité retenue ici est la personne recensée, avec ses caractéristiques et celles de de son logement.

Figure 1.3 : Proportion de personnes recensées sur internet en 2018 (en %)

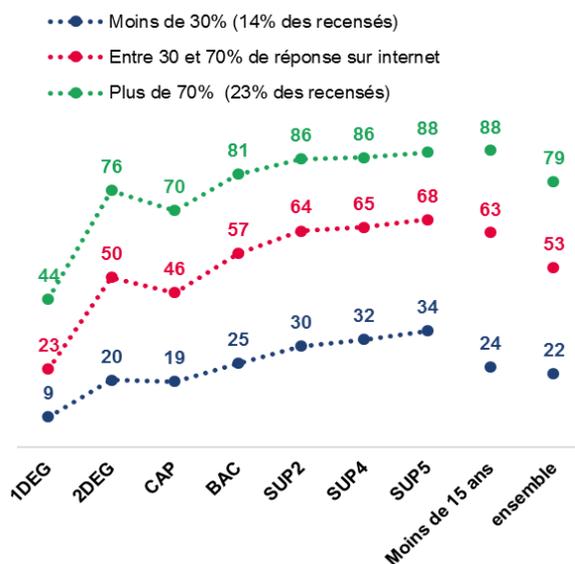
a) selon leur âge et leur vie de couple



b) selon leur âge et leur niveau de diplôme

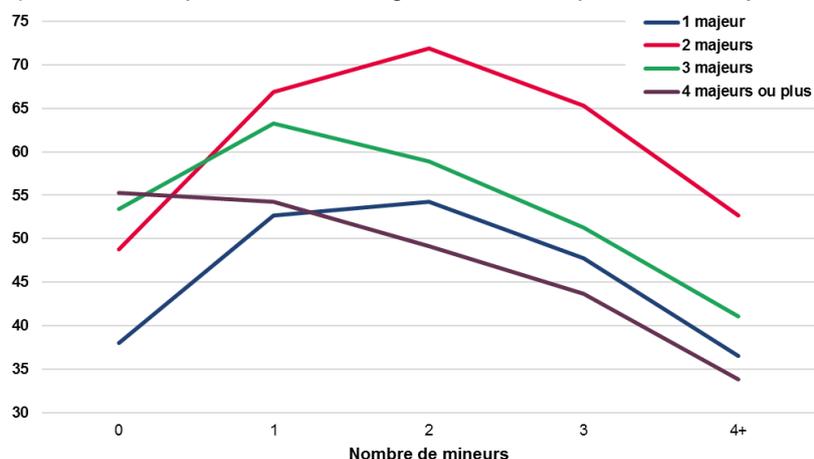


c) selon leur niveau de diplôme et la proportion d'internet dans la zone de collecte



1DEG : Certificat d'études primaires ou scolarité interrompue avant 3^{ème} ; 2DEG : BEPC ou scolarité au moins jusqu'en 3^{ème} ; CAP : CAP ou BEP, SUP 2 : Niveau bac+2, BTS, DUT, SUP4 : Niveau bac+3 ou 4, licence, SUP5 : Niveau bac+5 et plus

d) selon la composition du ménage : nombre de personnes majeures et de mineures



Champ : Ménages ordinaires
Source : Enquête annuelle de recensement 2018, Insee.

B. Pourquoi déclarer vivre en couple est-il plus fréquent pour les répondants sur internet ?

Les différences de taux de réponse par internet selon le profil des personnes ont naturellement comme contrepartie que le profil des répondants internet diffère de celui des répondants papier. En particulier, la proportion de personnes qui déclarent vivre en couple parmi les répondants *via* internet est nettement plus importante que parmi les répondants *via* papier. La question « Vivez-vous en couple ? » présente deux particularités intéressantes par rapport à d'autres questions liées à la situation familiale. Premièrement, elle est posée de façon identique sur internet et sur papier, ce qui n'est pas strictement le cas pour les autres questions sur la vie familiale, comme nous le verrons dans les parties suivantes du document. Deuxièmement, comme elle figure sur le bulletin individuel, sa formulation a été maintenue inchangée lors de la refonte de la feuille de logement en 2018.

Après avoir montré les différences entre la proportion de personnes en couple sur internet et sur papier et leur évolution, en particulier depuis la mise en œuvre de la collecte internet en 2015, nous nous intéresserons aux différences existant au sein d'une collecte, selon les caractéristiques des répondants. Ensuite, nous essayerons de déterminer si les effets de structure suffisent à rendre compte des différences de réponse à cette question posée de façon identique sur internet et sur papier : une fois les effets de structure contrôlés, les répondants sur internet déclarent-ils toujours plus souvent vivre en couple ? D'un point de vue pratique, il s'agit de construire une population de répondants internet qui ait la même structure que les répondants papier, afin d'estimer s'ils donnent les mêmes réponses que les répondants papier⁴. C'est pour cela qu'une méthode d'appariement des répondants papier aux répondants internet via le score de propension est utilisée : sa logique est de construire une population de répondants internet qui soit de structure comparable aux répondants papier. Elle nous permet de montrer que les effets de structure, tout du moins ceux pris en compte ici, ne suffisent pas à rendre compte des différences mesurées sur la proportion de personnes vivant en couple, ce qui constitue la principale conclusion de la partie.

1. L'influence du mode de collecte sur l'évolution de la proportion de personnes en couple

La question « Vivez-vous en couple ? Oui / Non » figure sur le bulletin individuel de recensement depuis 2004, sans changement de formulation depuis. La question qui la suit portait avant 2015 sur l'état matrimonial légal (Êtes-vous ? Célibataire / marié / veuf / divorcé), et désormais sur la situation conjugale de fait⁵ (Êtes-vous ? marié / pacsé / en concubinage ou union libre / veuf / divorcé / célibataire).

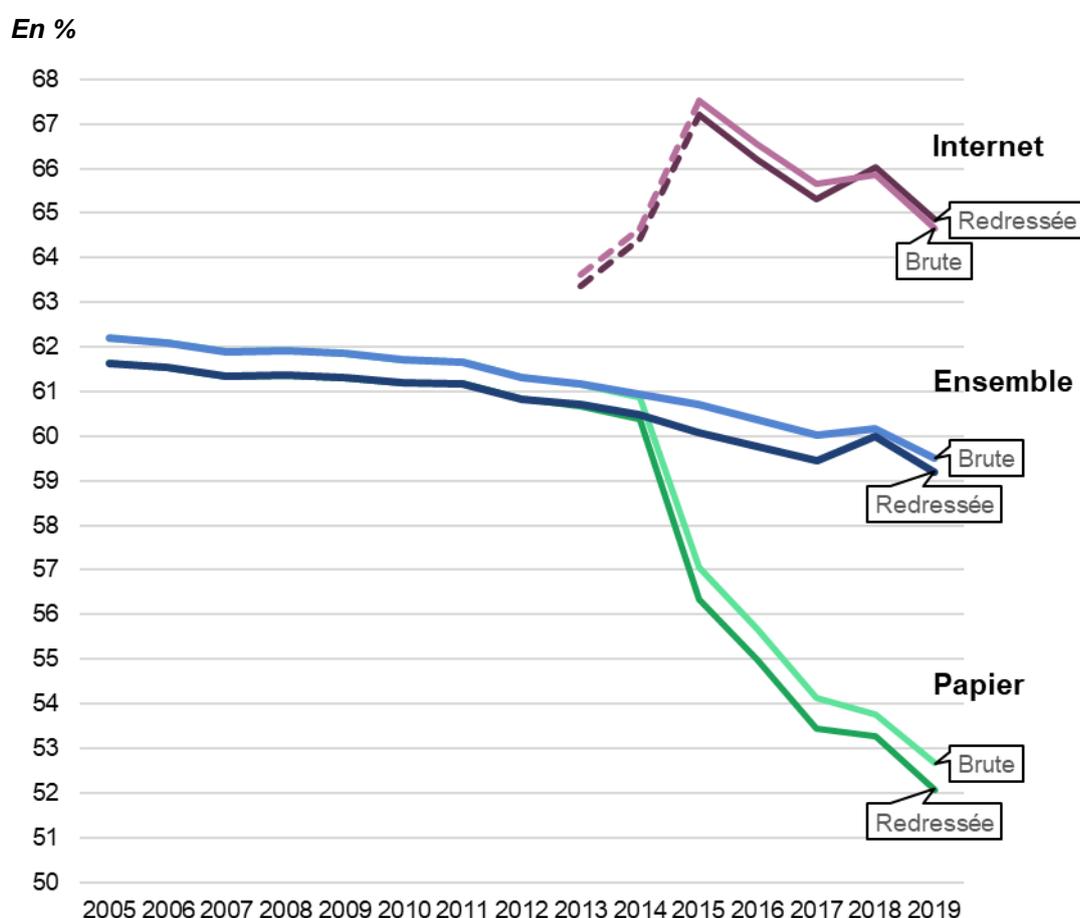
Comme évoqué précédemment, il existe de fortes différences dans la structure des répondants papier et internet, notamment en termes de structure familiale. De ce fait, **l'écart entre répondants papier et répondants internet dans la proportion de personnes vivant en couple est très élevé**, autour de

4. Cela s'apparente aussi à la démarche qu'on pourrait avoir pour imputer aux répondants papier une réponse à une question à laquelle ils n'ont pas répondu (non réponse partielle) ou qu'on ne leur a pas posée (certaines questions n'étant posées que sur internet), à l'aide d'un échantillon de répondants internet ayant la même structure. Appliquer cette démarche à une question (la vie de couple) pour laquelle on a les réponses des personnes recensées sur papier (avec très peu de non réponse) permet de constater que la méthode fonctionne imparfaitement.

5. La nouvelle formulation adoptée en 2015 fait implicitement davantage référence à la personne avec qui le répondant vit en couple dans le logement actuel, plutôt qu'à un éventuel ex-conjoint dont l'enquêté serait divorcé ou séparé. Il est toutefois possible de donner plusieurs réponses sur internet comme sur papier, si l'enquêté souhaite indiquer par exemple être actuellement en union libre et dans le même temps divorcé ou veuf d'une précédente union. Peu d'enquêtés choisissent de donner plusieurs réponses.

11-13 points selon les années. Ainsi, en 2019, 65 % des personnes recensées sur internet disent vivre en couple, 53 % des personnes recensées sur papier. Néanmoins, il faut noter que l'accroissement de la part des répondants par internet ne s'est pas accompagné d'une rupture de série dans la proportion de personnes vivant en couple sur l'ensemble de la population recensée, qui poursuit sa baisse comme par le passé (**figure 1.4**). Cela semble a priori accréditer l'idée que l'écart entre la proportion de personnes vivant en couple parmi les répondants sur internet et ceux sur papier est un effet de structure. L'évolution des proportions par mode est également compatible avec cette hypothèse : à mesure qu'internet se développe, la population ainsi recensée devient moins particulière et se rapproche de la moyenne, donc la proportion de personnes en couple parmi les répondants internet diminue. Au contraire, les personnes recensées sur papier deviennent plus particulières (en premier lieu plus âgées), et la proportion de celles en couple diminue plus fortement et s'éloigne de la moyenne.

Figure 1.4 : Proportion de personnes déclarant vivre en couple, variables brute et redressée



Note : la variable brute sur la vie en couple contient les réponses apportées par les enquêtés. Pour cette variable brute, la proportion de personnes en couple est calculée sur les répondants à la question. Des imputations statistiques sont réalisées ensuite pour redresser des non-réponses et constituer la variable redressée, qui est renseignée pour l'ensemble des personnes du champ.

Champ : Ménages ordinaires, hors FLNE (feuille de logement non enquêtées), personnes de 15 ans et plus.

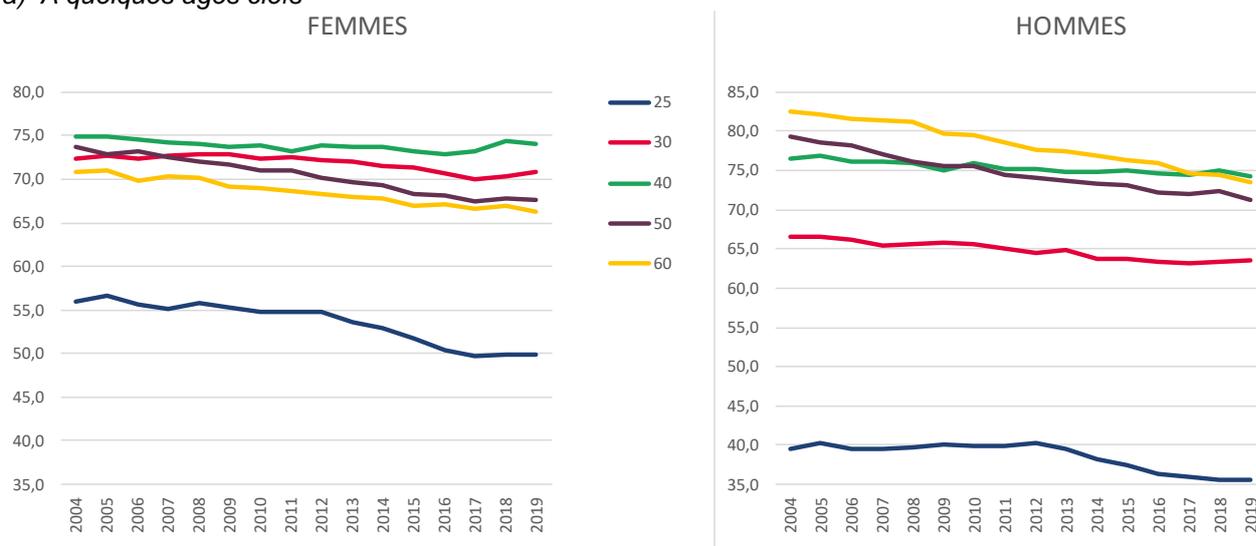
Source : Enquêtes annuelles de recensement 2005 à 2019, Insee

Une petite rupture de série est toutefois observée en 2018, en particulier sur les variables « redressées ». Les traitements statistiques réalisés en aval de la collecte ont en effet été modifiés en 2018, notamment pour tenir compte des nouvelles informations disponibles (**encadré 2**). La rupture de série est très légèrement visible sur les courbes âge par âge, mais le profil par âge de 2019 se situe

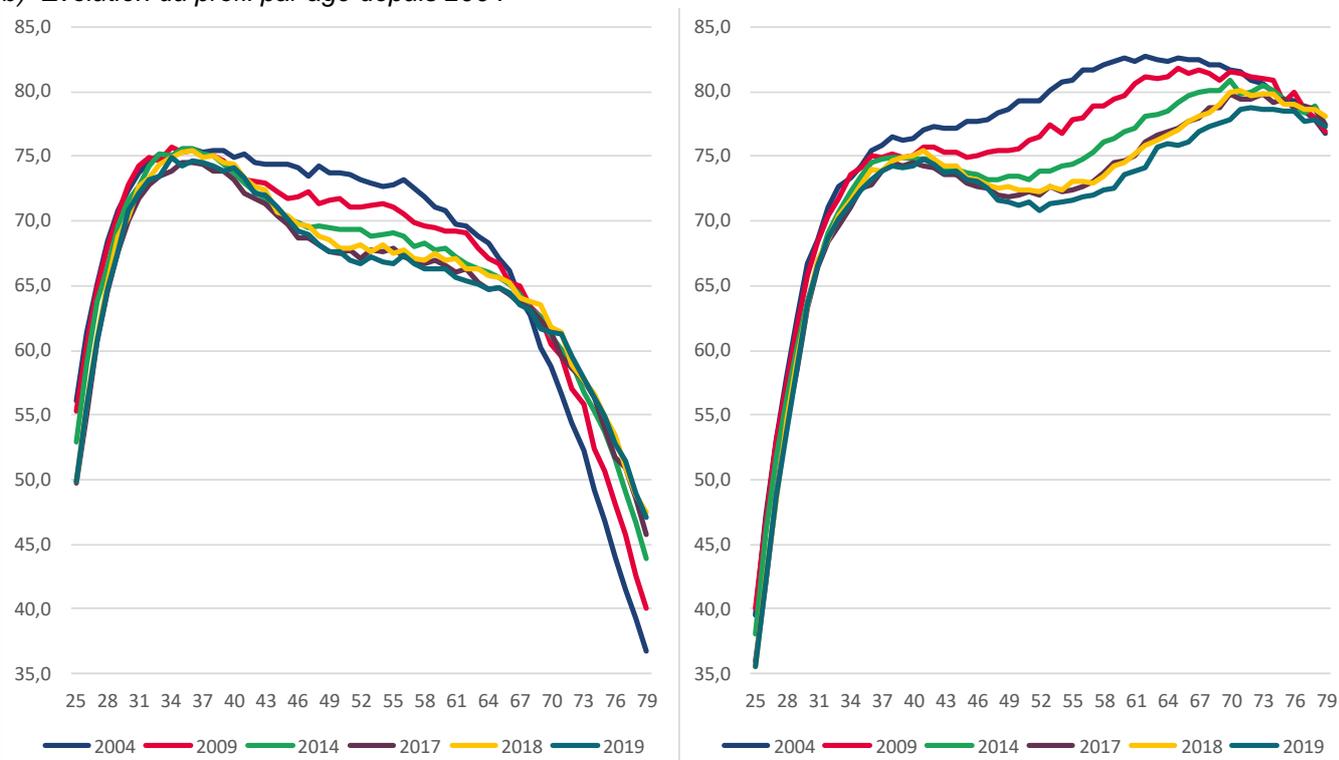
bien dans le prolongement de ceux observés depuis 2004, avec la baisse marquée entre 45 ans et 60 ans de la proportion de personnes en couple (figure 1.5). En matière de mesure des évolutions d'une année à l'autre, ni le développement de la collecte par internet ni la refonte de l'analyse ménages-familles ne semblent avoir créé de rupture de série importante sur la proportion de personnes vivant en couple.

Figure 1.5 : Proportion de personnes en couple par sexe, âge et année (variable redressée, en %)

a) À quelques âges clefs



b) Évolution du profil par âge depuis 2004



Champ : Ménages ordinaires, personnes de 25 à 79 ans

Source : Enquêtes annuelles de recensement 2004 à 2019, Insee

Encadré 2 : L'influence de la refonte de 2018 sur la mesure de la vie de couple

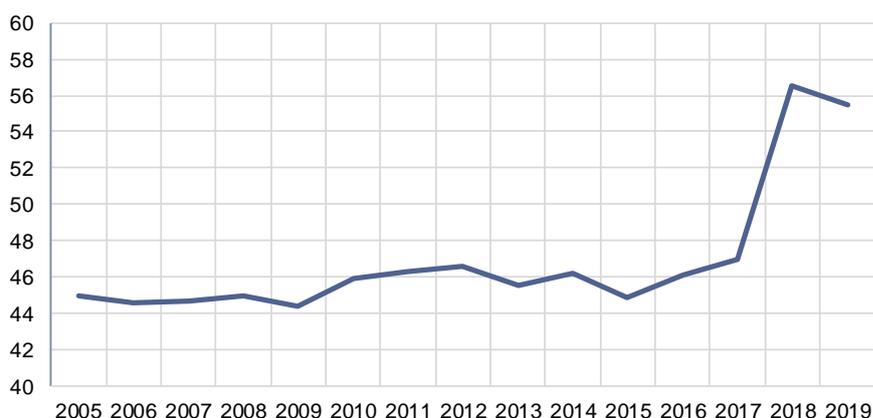
L'appréhension des situations conjugales dans les logements recensés est plus complète à compter de 2018 car les relations conjugales (« qui est le conjoint de qui ») figurent explicitement sur la feuille de logement (voir partie 2 du présent document). Mais la question « Vivez-vous en couple » n'a pas été modifiée, puisqu'elle figure sur le bulletin individuel. Pourtant, en 2018, la proportion de personnes qui vivent en couple augmente alors que la tendance était à une décroissance très lente, en moyenne de 0,2 point chaque année depuis 2005 (figure 1.5). La présence d'une rupture de série, particulièrement marquée sur internet, est confirmée par la reprise d'une baisse modérée entre 2018 et 2019, sur le même rythme qu'avant la refonte.

Cette rupture est due pour partie au fait que les personnes déclarent davantage vivre en couple (phénomène observé sur la variable brute, avant tout redressement statistique), peut-être par cohérence avec leurs réponses sur la feuille de logement (ou son équivalent internet). Second phénomène, visible sur les variables redressées, les traitements statistiques en aval de la collecte semblent, davantage que par le passé, imputer des relations de couple. En effet, entre 2017 et 2018, la proportion de personnes vivant en couple augmente après redressement de 0,6 point, avant redressement de 0,2 point.

Cela s'explique par les changements apportés dans le traitement des non-réponses à la question sur la vie de couple. En effet, en dehors de la non-réponse, il n'y a pas de modification : si l'enquêté a répondu, sa réponse « brute » est laissée telle quelle. La proportion de bulletins sans réponse à la question « Vivez-vous en couple ? » a augmenté depuis 2015 mais reste peu élevée : 6 % sur papier et 5 % sur internet en 2018.

En revanche, en cas de non réponse, la proportion de personnes pour qui la réponse imputée est qu'elle vit en couple a fortement augmenté après la refonte, de 10 points environ à partir de 2018 (figure). Cela est lié à l'utilisation des nouvelles informations contenues dans la feuille logement pour réaliser l'imputation. Par exemple, si un enquêté a laissé sans réponse la question « Vivez-vous en couple ? » mais a en revanche indiqué le numéro de son conjoint dans le tableau des liens familiaux de la feuille de logement, alors les traitements post-collecte vont lui imputer une réponse positive à la question « Vivez-vous en couple ? ». Cette imputation constitue une amélioration puisqu'une information supplémentaire est prise en compte.

Figure : Personnes en couple après redressement, parmi les non répondants (en %)



Champ : Ménages ordinaires, hors FLNE, personnes de 15 ans et plus
Source : Enquêtes annuelles de recensement 2005 à 2019, Insee.

2. A caractéristiques des répondants comparables, un écart subsiste en matière de vie en couple entre répondants papier et répondants internet

Après avoir examiné l'évolution d'une collecte à l'autre, nous nous intéressons ici aux différences au sein d'une collecte, celle de 2018, entre les personnes recensées sur internet et celles recensées sur papier dans la proportion de personnes vivant en couple. À titre de comparaison, nous utilisons la proportion de personnes en emploi, afin de voir si les différences observées sur les deux variables sont de même ampleur.

(1) A âge et sexe identiques, les répondants sur papier sont moins souvent en couple et moins souvent en emploi

En 2018, parmi les personnes de 25 à 60 ans, 76 % de celles recensées sur internet disent vivre en couple, 59 % de celles recensées sur papier. La même année, 83 % des personnes de 25 à 60 ans recensées sur internet disent occuper un emploi, 83 % des personnes recensées sur papier.

Il existe toutefois entre les répondants internet et les répondants papier de fortes différences de structure, notamment par âge et sexe. Ces différences pourraient expliquer celles constatées en matière de vie de couple, la vie en couple étant plus fréquente parmi les personnes recensées sur internet que parmi celles recensées sur papier.

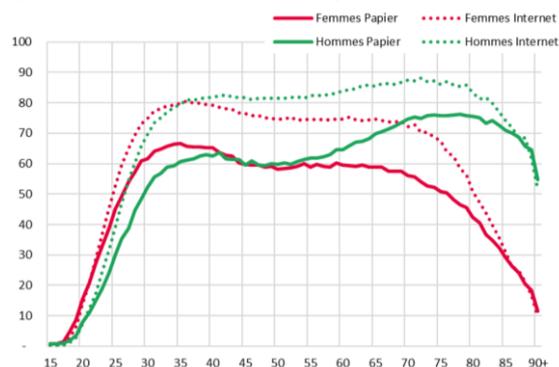
Pour vérifier cela, nous essayons si des écarts subsistent à caractéristiques comparables.

Sur la proportion de vie en couple comme sur la proportion de personnes en emploi, il existe en 2018 des écarts selon le mode de collecte, à sexe et âge donnés (figure 1.6) :

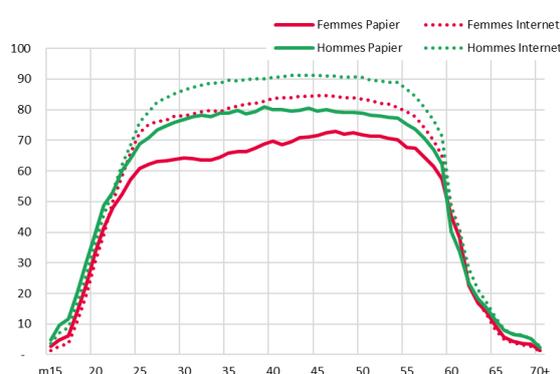
- La proportion de personnes qui déclarent vivre en couple est bien inférieure sur papier. L'écart varie de 6,0 points (femmes de 25 ans) à 23,2 points (hommes de 50 ans).
- La proportion de répondants papier en emploi est systématiquement inférieure à celle des répondants internet. L'écart est plus fort pour les femmes, surtout entre 30 et 45 ans.

Figure 1.6 : Écarts de réponse entre internet et papier par sexe et âge en 2018

a) Proportion de personnes en couple (en %) (variable redressée – en %)



b) Proportion de personnes en emploi (en %)



Champ : Ménages ordinaires

Source : Enquête annuelle de recensement 2018, Insee.

(2) A autres caractéristiques contrôlées, les répondants sur papier sont moins souvent en couple

Ces premiers résultats montrent bien que les écarts constatés ne sont pas réductibles à un effet de la structure par sexe et âge, et qu'il faut étendre l'analyse à d'autres éléments. Pour ce faire nous avons recours à des régressions logistiques. Afin d'avoir une plus grande homogénéité entre les sous-populations comparées, ce que permet la taille initiale de l'échantillon (9,5 millions de personnes sont recensées chaque année), on sélectionne 10 groupes de personnes recensées : les femmes de 25 ans (nées en 1993), de 30 ans (nées en 1988), 40 ans (nées en 1978), 50 ans (nées en 1968) et 60 ans (nées en 1958), les hommes aux mêmes âges. Ce sont ainsi 10 échantillons sur lesquels la méthode est appliquée. Pour chaque échantillon caractérisé par un sexe et un âge donné, on cherche à contrôler d'autres variables qui pourraient jouer sur le fait d'être en couple, ou d'être en emploi.

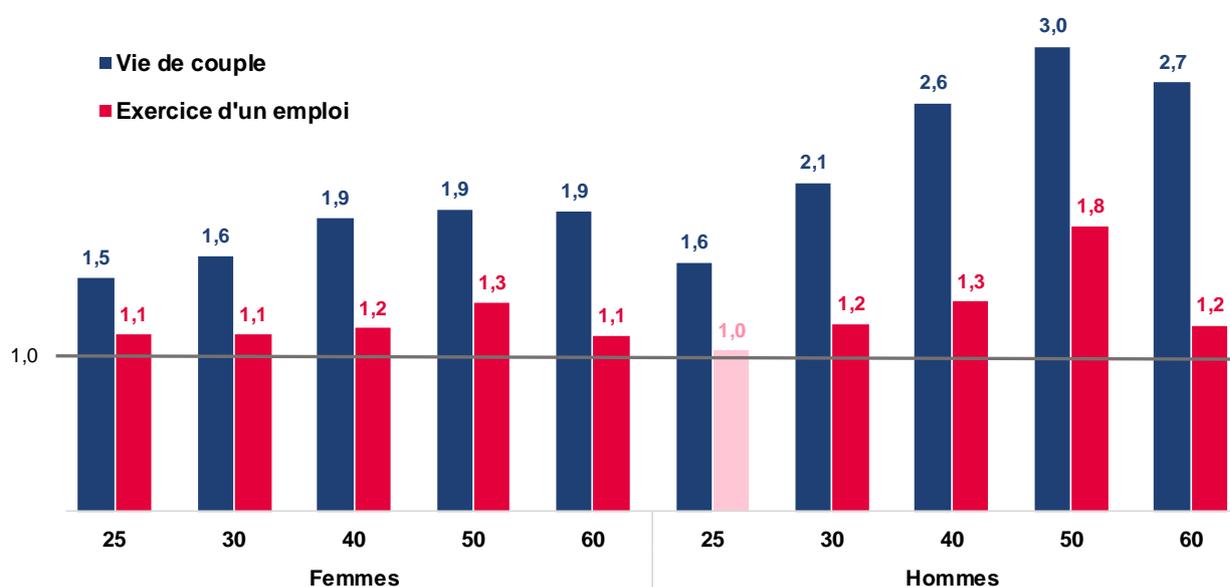
Les régressions logistiques (**figure 1.8**) sont utilisées afin de tester si, une fois prises en compte plusieurs caractéristiques des personnes répondantes, il subsiste, pour chacune des dix populations retenues, un écart dans la probabilité de déclarer vivre en couple selon le mode de collecte. Ces caractéristiques, dites variables de contrôle, sont :

- Les caractéristiques de la zone de collecte : plus ou moins grande proportion de répondants papier dans la zone (ce qui approche un effet de la motivation pour internet des agents recenseurs ou du coordinateur communal) ;
- Les caractéristiques de la commune : région, taille (plus ou moins de 10 000 habitants), niveau de vie médian de la commune (ou de l'EPCI si elle est trop peu peuplée) en déciles, type de zones dans la typologie des aires urbaines ;
- Les caractéristiques de l'individu : niveau de diplôme, nationalité française ou étrangère, lieu de naissance (France et pays de l'UE à 15 / autres pays).

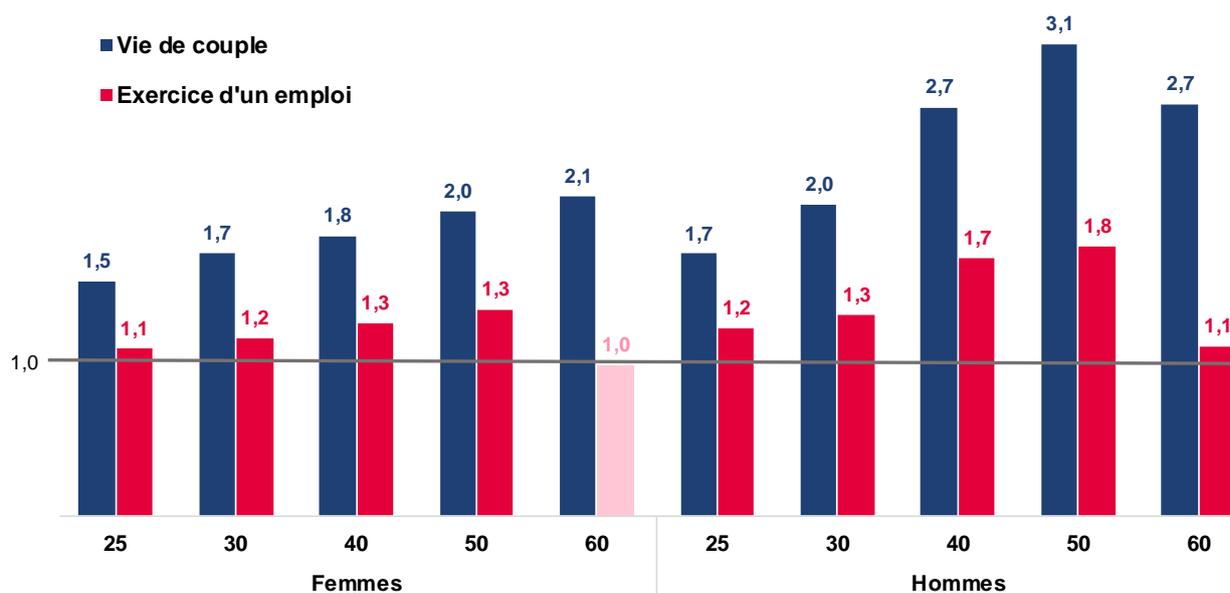
Les résultats montrent que le fait de vivre en couple reste corrélé fortement au mode de collecte, à autres caractéristiques contrôlées, et ce à tous les âges. En 2018, les odds ratios sont compris entre 1,4 et 2,8, et tous significatifs au seuil de 1 % (**figure 1.7**). L'odds ratio associé au mode de collecte par internet pour le fait d'être en emploi est pour sa part systématiquement inférieur, et parfois même non significatif au seuil de 5 % (il est alors représenté en beige). Les écarts constatés de taux d'emploi entre répondants sur internet et sur papier semblent, davantage que pour la vie de couple, relever d'effets de composition de la population. En 2019, les résultats sont très similaires.

Figure 1.7 : Odds ratio associés au fait de répondre par internet par sexe et âge, sur le fait de vivre en couple et d'être en emploi

a) En 2018



b) En 2019



Note : Les odds ratio non significatifs au seuil de 5% sont représentés en plus clair. Pour la vie de couple, tous les odds ratios sont significatifs.

Champ : Personnes de plus de 15 ans, France hors Doms

Source : Enquêtes annuelles de recensement 2018 et 2019, Insee.

3. Les différences de caractéristiques des répondants selon le mode de collecte suffisent-elles à expliquer leurs différences en matière de vie de couple ?

Avec l'idée de voir si l'on peut attribuer l'ensemble des différences constatées à des différences de structure, nous avons utilisé une méthode d'appariement par le score de propension (Quantin, 2018) : il s'agit de construire, à partir des répondants internet, une population témoin de personnes ayant répondu sur papier, c'est-à-dire qui ressemblent sur de nombreuses caractéristiques aux personnes ayant répondu sur papier. Dans la terminologie de ce type d'analyse, les répondants papier sont le « groupe traité », les répondants internet sélectionnés qui leur sont appariés sont le « groupe de contrôle » ou « groupe témoin ». Le but de l'analyse est de déterminer s'il subsiste des différences entre ces deux groupes quant à la fréquence de la vie en couple (et de l'exercice d'un emploi)⁶.

La procédure suivie est la suivante. Dans un premier temps, au sein de chacun des 10 échantillons établis précédemment par sexe et âge, on extrait aléatoirement un échantillon de 20%, afin de limiter la taille des fichiers et les temps de traitement. Puis, sur chaque groupe, la propension à répondre sur papier est estimée en fonction des caractéristiques individuelles et géographiques déjà utilisées pour les régressions logistiques.

Par construction des échantillons, les comparaisons se font à sexe et âge identiques.

Les deux caractéristiques qui s'avèrent alors les plus déterminantes pour expliquer la propension à répondre sur papier sont la proportion de répondants internet dans la zone de collecte et le niveau de diplôme de la personne.

Une population témoin de répondants internet est ensuite créée, qui présente les mêmes caractéristiques que les répondants papier sur la base de deux critères :

- Leur propension à répondre sur papier mesurée à l'aide du modèle précédent
- Leur niveau de diplôme

En règle générale, les caractéristiques du groupe témoin sont très proches aussi sur les autres variables (voir l'exemple des femmes nées en 1988 en annexe).

Les deux populations sont enfin comparées : la population de répondants sur papier et la population témoin, composée de répondants internet ayant les mêmes caractéristiques que les répondants papier⁷.

À plat, avant de prendre en compte les différences de structure entre les répondants Internet et papier, nous retrouvons sur la figure 1.8 pour chacun des 10 échantillons les écarts constatés précédemment (figure 1.6) sur les deux indicateurs (être en emploi, vivre en couple) entre les répondants papier et les répondants : à sexe et âge donnés, les répondants papier sont moins souvent en emploi et moins souvent en couple. Ces écarts de fréquence de la vie en couple et de l'occupation d'un emploi entre les

6. Une autre alternative encore aurait été d'estimer des modèles Logit de la vie en couple séparément pour les répondants Internet et papier, avec ce faisant l'hypothèse qu'à caractéristiques équivalentes, les répondants Internet et papier ne répondent pas forcément de la même manière (soit en raison d'un effet de mode, soit en raison de caractéristiques plus fines non prises en compte) et d'estimer ensuite le poids de l'effet de structure à l'aide d'une décomposition à la Oaxaca-Blinder. Il a été choisi ici de plutôt mettre en œuvre une méthode par appariement.

7. Pour tenir compte des écarts qui peuvent subsister de fréquence de vie en couple ou d'exercice d'un emploi, l'effet mesuré est ajusté des autres caractéristiques non utilisées pour faire l'appariement : par exemple, la différence entre groupe témoin et groupe de répondants papier est mesurée à lieu de naissance contrôlé. Cela ne change que très peu les résultats car le groupe témoin est construit pour avoir la même propension à répondre sur papier. Il ressemble de ce fait beaucoup au groupe de répondants papier sur l'ensemble des caractéristiques, dont le lieu de naissance.

répondants papier et la population témoin des répondants internet subsistent-ils lorsque l'on compare répondants papier et groupe témoin ? Autrement dit, reste-t-il un « effet du traitement » (le traitement étant ici le fait de répondre sur papier) ? Si les écarts initiaux (à plat) selon le mode de collecte sont liés uniquement à des effets de structure, alors l'effet du traitement devrait être nul. S'ils sont dus en très grande partie à des effets de structure, alors les écarts observés entre populations traitées et de contrôle devraient être réduits de façon conséquente par rapport aux écarts initiaux.

Les résultats sont les suivants. Sur la vie de couple, le constat est assez net : l'effet après appariement reste significativement élevé. Il est peu réduit par rapport à l'écart initial (figure 1.9). C'est moins vrai pour l'emploi : selon les catégories de sexe et d'âge, l'effet n'est pas toujours significatif et il est, dans tous les cas, nettement plus faible que l'écart initial.

Les résultats sont une fois encore très similaires entre l'enquête annuelle de recensement de 2018 et celle de 2019. Par ailleurs, les résultats sont presque identiques lorsque la vie de couple est mesurée par la réponse brute, avant redressement, ou même par le fait d'avoir renseigné un conjoint dans la liste des habitants de la feuille de logement.

Les conclusions sont donc les mêmes avec cette méthode qu'avec les régressions logistiques : **les différences de réponses sur la vie de couple sont importantes entre répondants sur papier et répondants sur internet et ne se réduisent pas à des effets de structure, du moins pas avec les variables disponibles et retenues pour décrire cette structure.** L'intérêt de cette méthode est qu'elle est très similaire à celle qui pourrait être appliquée pour étendre des résultats trouvés sur internet à l'ensemble d'une enquête. Cela s'apparente à un calage, en construisant une population de répondants internet homologue, en termes de structure, aux répondants papier. La difficulté à expliquer les différences par des effets de structure incite donc à la prudence notamment dans la conception de la prochaine enquête Famille, envisagée en 2025. En effet, la future enquête Famille, enquête complémentaire au recensement, sera comme celui-ci nécessairement multimode. Comme une proportion importante de l'échantillon sera enquêtée via internet, il serait tentant d'en profiter pour ajouter des questions posées uniquement sur internet ciblant des groupes ou des situations particulières. La mise en œuvre de filtres sur un questionnaire internet est très facile et transparente pour le répondant, alors que sur un questionnaire papier elle est extrêmement limitée. Mais les résultats présentés ici montrent qu'il pourrait être très difficile de construire une population de répondants internet qui aient les mêmes comportements, en matière conjugale et familiale, que les répondants papier, et donc d'étendre à l'ensemble de la population des résultats obtenus sur un échantillon collecté par internet.

Figure 1.8 : Écarts de réponse avant et après appariement sur le fait de vivre en couple et d'avoir un emploi

2018		Vie de couple				Avoir un emploi					
		Papier <i>En %</i>	Internet	Écart	Effet après appariement <i>En points</i>	Papier <i>En %</i>	Internet	Écart	Effet après appariement <i>En points</i>		
Femmes	25	43,5	49,3	-5,8	-5,7	***	61,0	67,8	-6,8	-0,1	ns
	30	65,4	77,2	-11,8	-10,0	***	68,7	79,1	-10,5	-0,7	ns
	40	68,1	82,2	-14,1	-10,4	***	73,0	84,2	-11,3	-2,7	*
	50	62,9	77,8	-14,9	-13,0	***	76,0	85,4	-9,4	-3,7	***
	60	64,1	77,9	-13,8	-12,8	***	58,4	63,0	-4,6	-1,6	ns
Hommes	25	26,8	33,4	-6,7	-7,4	***	70,1	72,0	-1,9	+1,6	ns
	30	51,6	70,1	-18,5	-17,9	***	78,2	86,5	-8,3	-3,1	***
	40	63,4	84,6	-21,2	-17,5	***	82,9	91,5	-8,6	-3,9	***
	50	62,1	84,3	-22,2	-21,8	***	80,8	91,9	-11,1	-7,4	***
	60	65,8	85,4	-19,6	-18,3	***	62,3	69,0	-6,7	-2,2	*

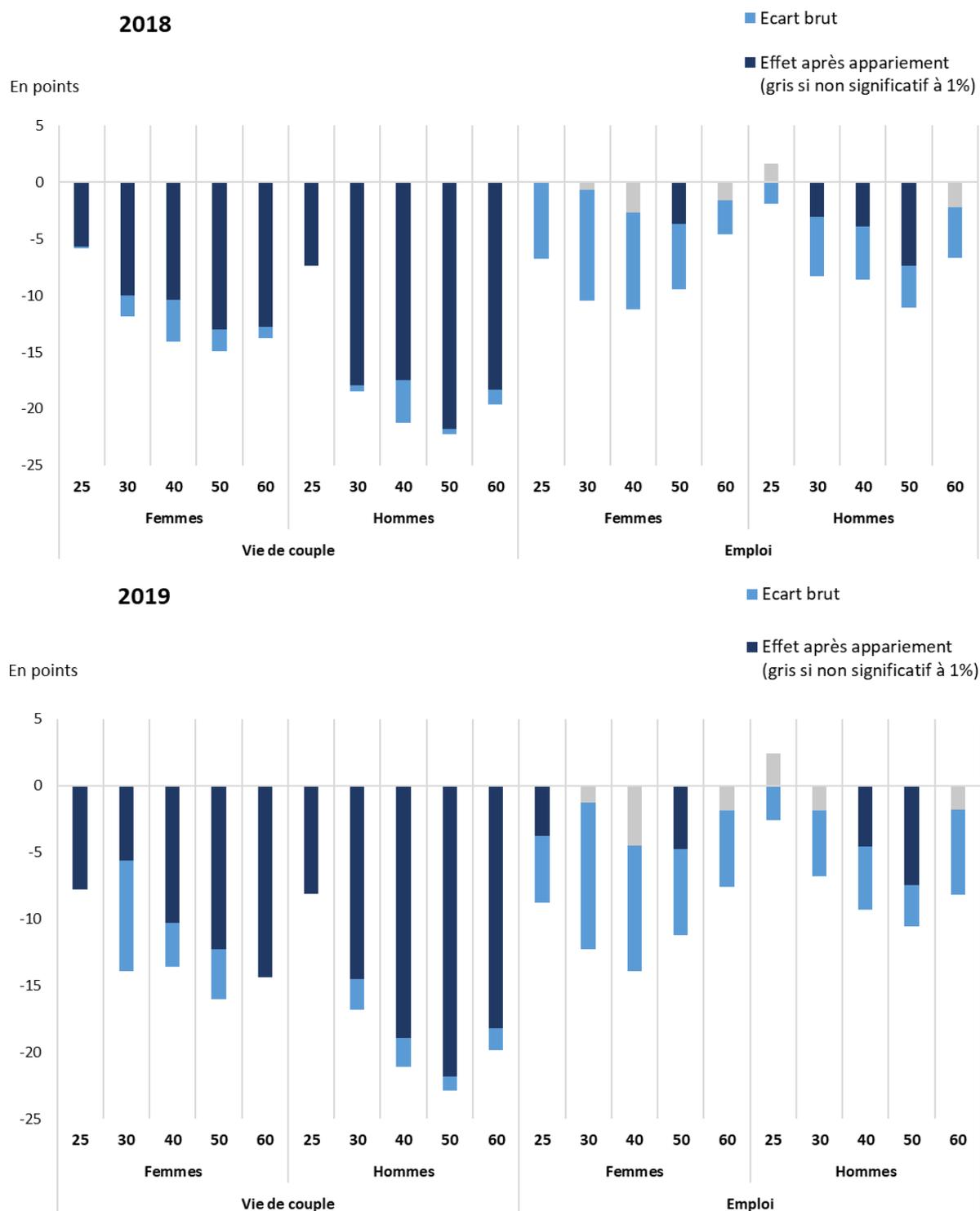
*** : significatif à 1p1000, ** significatif à 1%, * significatif à 5%, - significatif à 10%, ns : non significatif

Note : données non pondérées.

Champ : Ménages ordinaires, hors feuilles de logement non enquêtées (FLNE), France hors Doms

Source : Enquête annuelle de recensement 2018, Insee.

Figure 1.9 : Écart avant et après appariement en 2018 et en 2019



Note : données non pondérées.

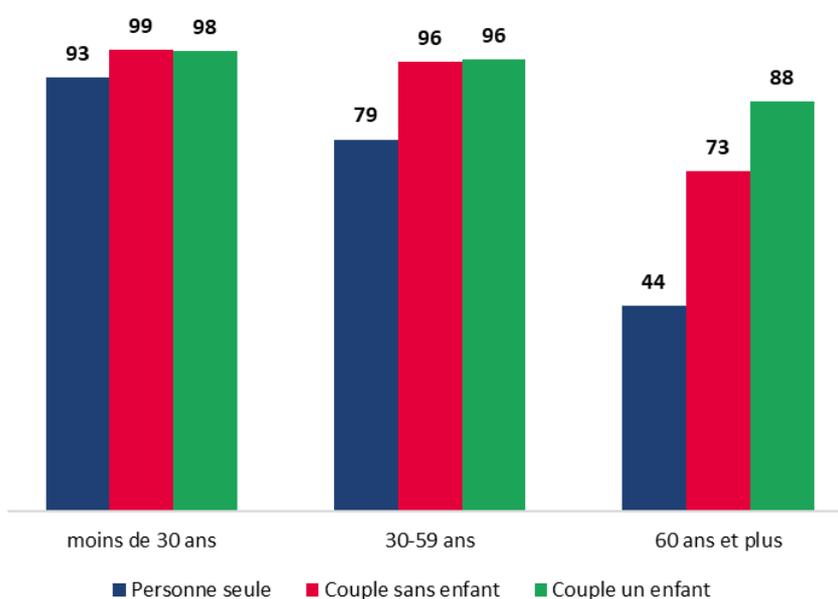
Champ : Ménages ordinaires, hors feuilles de logement non enquêtées (FLNE), France hors Doms

Source : Enquêtes annuelles de recensement 2018 et 2019, Insee.

(3) Conclusion

La conclusion de cet exercice est que **l'écart dans la proportion de personnes qui déclarent vivre en couple sur internet et sur papier ne se laisse pas expliquer facilement, même en prenant en compte de nombreux facteurs en plus du sexe et de l'âge qui sont déterminants**. Des différences non observées peuvent être la cause de la persistance des écarts. La présence de deux adultes dans le logement augmente visiblement la probabilité que le logement soit recensé sur internet. Des pistes pour expliquer cela pourraient être trouvées dans l'existence de liens entre la situation familiale d'une part, et l'équipement et les pratiques numériques d'autre part. Il apparaît effectivement, d'après les enquêtes permanentes sur les conditions de vie, que les couples sont mieux équipés en connexion internet⁸ que les personnes seules (figure 1.10). Ainsi, lorsque la personne de référence du ménage est âgée de 30 à 59 ans, le ménage dispose d'une connexion internet dans 96 % des cas s'il s'agit d'un couple (sans enfant ou avec un enfant) et 79 % s'il s'agit d'une personne seule.

Figure 1.10 : Taux d'équipement des ménages en connexion internet (en %) en 2015 selon le type de ménage et l'âge de la personne de référence



Note : Sélection de données du tableau 8 de l'Insee Résultats Équipements des ménages 1996-2016, 2017, Insee.
Champ : Personnes seules, couples sans enfant ou avec un enfant. France métropolitaine.
Source : SRCV-Silc 2015, Insee.

Néanmoins, nous ne pouvons pas exclure avec les résultats obtenus la présence d'effets de mesure : il est possible que les occupants ayant pourtant les mêmes caractéristiques apportent des réponses différentes au recensement selon qu'elles répondent sur internet et sur papier. Les effets de mode sont rarement étudiés entre deux modes auto-administrés, et vraisemblablement de plus faible ampleur qu'entre un mode auto-administré et un mode intermédiaire, avec un enquêteur en face-à-face ou par téléphone. Certains effets ont toutefois pu être observés entre répondants papier et internet lors de l'enquête expérimentale Qualité de vie au travail (Razafindranovona 2015 et 2017).

D'autres études, en cours ou envisagées, pourront apporter des éclairages complémentaires et peut-être des conclusions plus tranchées, par exemple sur les effets du mode de collecte sur les données collectées sur l'emploi des personnes au recensement. Des données plus expérimentales sur un échantillon pourraient être utiles pour mener ces analyses : avoir une information sur l'équipement internet disponible, comparer les réponses des mêmes personnes interrogées avec des modes différents, etc.

8. Il y a beaucoup moins de différences sur le taux d'équipement en téléphones portables, mais répondre au recensement sur smartphone est malaisé.

PARTIE II. LIENS ET TYPES DE FAMILLE

Résumé :

Un des objectifs majeurs de la refonte de la feuille de logement et de l'analyse ménages-familles est d'améliorer l'information collectée sur les structures familiales, et de rendre possible la distinction entre familles « traditionnelles » et familles recomposées. Pour ce faire, le tableau listant les habitants du logement a été modifié dans la version papier du questionnaire pour permettre la désignation pour chaque habitant de son ou ses parents et de son conjoint lorsqu'ils sont dans le logement. Sur internet, le questionnaire décrit les relations deux à deux de l'ensemble des habitants du logement. Les traitements statistiques de l'analyse dite ménage-famille utilisent ensuite ces informations pour reconstituer les familles et la situation familiale de chaque individu. Sur internet, les informations collectées nécessitent assez peu de modifications (mise en cohérence et correction des réponses apportées, imputations en cas de non réponse). En revanche, sur papier, 21 % des enfants mineurs n'ont pas de parent dans le logement, ce qui représente, comme on le verra, approximativement 20 points de trop par rapport à la fréquence de ces situations dans d'autres sources. Dans ces situations, l'analyse ménage-famille mise en œuvre permet d'imputer deux parents ou un parent et un beau-parent, ce qui lui confère un rôle important dans la répartition des enfants dans les types de famille.

Dans un second temps (partie B), l'analyse se porte sur le dénombrement des types de famille et la façon dont il a été affecté par l'introduction de la collecte par internet et la refonte de l'AMF. Les différences dans les types de famille sont décrites selon le mode de collecte, et pour les répondants papier, selon que l'enfant avait des parents déclarés au recensement ou qu'ils ont été imputés. Une grande partie de ces différences est due à des effets de structure : les personnes en couple répondent davantage sur internet et dans les ménages des enfants recensés sur papier il y a bien plus souvent un seul adulte, donc un seul parent potentiel, ce qui conduit à classer la famille sans ambiguïté dans les familles monoparentales. Toutefois, à nombre de parents potentiels identique, notamment pour les enfants qui ont deux parents potentiels dans le logement, la proportion de ceux qui sont classés en famille recomposée est significativement supérieure en cas de collecte papier, même en contrôlant d'un certain nombre de caractéristiques de la famille et de la localisation du logement.

Ces différences de représentation des différents types de famille selon le mode de collecte ne s'accompagnent cependant pas d'une rupture de série au moment de la généralisation de la collecte par internet. La refonte ne semble pas non plus avoir introduit de rupture de série : les familles monoparentales poursuivent leur croissance à un rythme régulier, plus soutenu dans les départements d'outre-mer. Sur les familles recomposées, la confrontation des mesures issues des enquêtes annuelles de recensement de 2018 et 2019 aux séries existantes, établies à partir des enquêtes Famille et des enquêtes Emploi, montre une grande stabilité des effectifs.

Cette partie s'intéresse aux nouvelles questions de la feuille de logement introduites en 2018 qui permettent notamment de décrire avec davantage de détails les structures familiales et la situation des enfants. Entre autres nouveautés, elles permettent de distinguer les relations « parent / enfant » des relations « beau-parent / bel-enfant » et donc de décrire les familles recomposées. Il s'agit de distinguer trois types de familles : les familles monoparentales (un adulte qui vit ses enfants, sans conjoint dans le logement) ; les familles « traditionnelles » (tous les enfants de la famille sont les enfants du couple actuel) ; les familles recomposées (un couple résidant avec au moins un enfant d'un seul des conjoints). Cela a fait l'objet d'un Insee Première en janvier 2020 (Algava, Bloch, Vallès, 2020).

Après avoir décrit les modalités de recension des différents types de lien entre les personnes d'un logement, avant et après refonte, nous présenterons les traitements qui utilisent cette recension, à savoir l'analyse ménages-familles. Une attention particulière est portée au fait que la collecte est faite de façon sensiblement différente sur internet et sur papier, avec par conséquent des comportements de réponse (et de non réponse) qui sont également distincts. L'évolution des types de famille avec enfants est ensuite étudiée en comparaison avec des sources externes. Cela constitue une sorte d'actualisation de la partie du document de travail d'Aude Lapinte et Guillemette Buisson, qui était consacrée aux familles telles que repérées dans plusieurs sources (Buisson, Lapinte, 2017b).

A. L'évolution du questionnaire et de l'analyse ménages-familles à la suite de la refonte de 2018

1. Les relations entre habitants du logement sur papier

Jusqu'en 2017, la personne qui remplissait la feuille de logement devait décrire les relations de chaque habitant du logement avec la personne inscrite sur la première ligne de la liste des « Personnes vivant habituellement dans le logement » (figure 2.1). Même si quelques exemples étaient suggérés (« époux, épouse, union libre, fils, fille, etc. »), une grande variété de libellés étaient utilisés par les enquêtés et l'exploitation des réponses nécessitait, dans des configurations a priori « complexes », le regard d'une personne chargée du codage (ce point sera précisé en partie 3.). De plus, dans le cas d'une famille recomposée, avec par exemple une mère Sidonie, son enfant Alexandre et le nouveau conjoint de Sidonie, Xavier, il était impossible de savoir que Xavier était le beau-père et non le père d'Alexandre, dès lors que c'est Sidonie qui était inscrite sur la première ligne (figure 2.3). Alexandre était repéré comme son fils et Xavier son conjoint. Mais la relation entre Alexandre et Xavier n'était pas explicitée.

À partir de 2018, il n'y a plus de réponse en toutes lettres sur les liens. Ceux-ci sont décrits de façon explicite, en se référant aux numéros des personnes inscrites sur la liste. Les types de liens proposés sont nombreux sur internet, pour que chacun puisse cocher la situation qui lui correspond. Faute de place, l'information est simplifiée sur papier, contrairement à ce qui se fait sur internet : les liens sont restreints aux seuls liens indispensables à la constitution des familles au sens du recensement, fondées sur les liens de type conjoint et parent/enfant. Pour chaque individu l'information sur son conjoint et ses parents est collectée mais pas l'information sur les autres types de relations. Dans l'exemple, Sidonie et Alexandre sont désignés explicitement comme conjoints l'un de l'autre. Alexandre est désigné comme le fils de Sidonie. En revanche, Xavier n'est pas indiqué explicitement comme le beau-père d'Alexandre. C'est parce que Xavier est indiqué comme étant le conjoint de Sidonie, Alexandre comme le fils de Sidonie, et qu'il n'y a pas de lien parent-enfant déclaré entre Xavier et Alexandre que Xavier sera considéré comme le beau-père d'Alexandre. C'est une des limites de la collecte sur papier, car le fait de ne pas proposer le type de relation correspondant parfaitement à la situation peut inciter des personnes recensées à déclarer Xavier en tant que père, faute de case adaptée. A l'inverse, si le ménage omet de déclarer que Xavier est le père d'Alexandre (oubli, inattention), Xavier sera supposé être le beau-père d'Alexandre. À partir des réponses données sur papier, on peut différencier parmi les couples avec enfants les familles recomposées des autres situations. Ainsi la famille de Xavier, Sidonie et Alexandre sera considérée comme « recomposée », formée d'un couple et de l'enfant d'un des conjoints né d'une union antérieure.

Un second défaut important de ce questionnaire de 2018 dans sa version papier est qu'il est inadapté au recueil des informations pour les enfants ayant deux mères ou deux pères avec qui ils partagent le logement. De ce fait, des tests ont été organisés en 2019/2020 afin de mettre en place une version aménagée du questionnaire papier à compter de l'enquête annuelle de recensement de 2021⁹.

9. Celle-ci a toutefois été reportée à 2022 du fait de la crise sanitaire.

Figure 2.1 – Recension des liens entre les habitants du logement sur papier jusqu'en 2017

Personnes vivant habituellement dans le logement

Inscrivez soit en liste A, soit en liste B, soit en liste C chaque personne qui vit habituellement dans ce logement. *N'oubliez pas de vous inscrire !*

→

Puis, **remplissez** un bulletin individuel pour chaque personne inscrite ou dénombrée en liste A. Ne remplissez aucun bulletin individuel pour les personnes inscrites en liste B ou en liste C.

→

N'inscrivez pas les personnes de passage dans ce logement lors du recensement et qui vivent habituellement ailleurs (par exemple : personnes en visite ou en vacances).

Liste A Habitants permanents du logement → Remplissez un bulletin individuel pour chacun

Inscrivez en liste A :

- les personnes qui vivent dans ce logement la plus grande partie de l'année, y compris :
 - les personnes temporairement absentes (vacances, voyage d'affaires, hospitalisation de moins d'un mois, etc.);
 - les nourrissons, même s'ils sont encore à la maternité;
 - les sous-locataires et colataires occupant une partie du logement.

Inscrivez également en liste A :

- les enfants mineurs logés ailleurs pour leurs études et dont ce logement est la résidence familiale.
- les conjoints qui ont un autre domicile pour des raisons professionnelles et qui reviennent vivre dans ce logement pour les week-ends, les vacances, etc.
- les personnes majeures qui habitent dans ce logement pour leurs études.
- les personnes qui sont présentes dans ce logement et qui n'ont pas de résidence habituelle ailleurs.
- les employés de maison, salariés et jeunes filles au pair qui habitent dans ce logement.

N'inscrivez pas les personnes à lister en liste B ou en liste C.

	Nom <small>(exemple : DUPAS, épouse MAURIN)</small>	Prénom	Lien de parenté ou relation avec la personne inscrite sur la première ligne <small>(exemples : époux, épouse, union libre, fils, fille, mère, père, sous-locataire, etc.)</small>
1			
2			
3			
4			
5			
6			
7			
8			

S'il y a plus de 8 personnes, indiquez le nombre de personnes supplémentaires → et remplissez un bulletin individuel pour chacune.

Exemple

M. et Mme Maurin habitent Saint-Malo. Ils ont trois enfants :

- Christophe est présent toute l'année dans le logement ;
- Grégoire, 16 ans, est interne dans un lycée à Rennes ;
- Julie, 21 ans, est étudiante à Paris où elle loue une chambre ; elle revient tous les week-ends chez ses parents.

Mme Maurin héberge son neveu de 15 ans, Thomas Galard, dont les parents habitent Dax et qui fait ses études à Saint-Malo.

Jean Dupas, père de Mme Maurin, fait un séjour de quatre mois chez sa fille ; il vit le reste de l'année dans le Jura.

Liste A : Habitants permanents du logement		
MAURIN	Michel	
DUPAS, épouse MAURIN	Françoise	Épouse
MAURIN	Christophe	Fils
MAURIN	Grégoire	Fils

→ Quatre bulletins individuels.

Liste B : Enfants majeurs logés ailleurs pour leurs études					
MAURIN	Julie	Fille	1996	3, rue Cauchy	Paris 15 ^e

→ Aucun bulletin individuel.

Liste C : Autres habitants du logement			
C1	GALARD	Thomas	Neveu
C2	DUPAS	Jean	Beau-père

→ Aucun bulletin individuel.

Zoom sur la partie décrivant les liens

	Nom <small>(exemple : DUPAS, épouse MAURIN)</small>	Prénom	Lien de parenté ou relation avec la personne inscrite sur la première ligne <small>(exemples : époux, épouse, union libre, fils, fille, mère, père, sous-locataire, etc.)</small>
1			
2			
3			

Figure 2.2 – Recension des liens entre les habitants du logement sur papier à partir de 2018

Personnes vivant habituellement dans le logement											
A Habitants permanents du logement : personnes qui vivent dans ce logement la plus grande partie de l'année → Remplissez un bulletin individuel pour chacun de ces habitants											
<p>Inscrivez les personnes qui vivent dans ce logement la plus grande partie de l'année, y compris :</p> <ul style="list-style-type: none"> – les nourrissons même encore à la maternité ; – les personnes temporairement absentes ; – les sous-locataires et colataires ; – les enfants qui habitent également chez un autre parent à la suite d'une séparation ou d'un divorce et qui vivent dans ce logement : <ul style="list-style-type: none"> • plus de la moitié du temps, • ou la moitié du temps et y ont passé la nuit du début du recensement, soit du mercredi 17 au jeudi 18 janvier. <p>Ne vous oubliez pas vous-même.</p> <p>Inscrivez également les :</p> <ul style="list-style-type: none"> – enfants mineurs logés ailleurs pour leurs études dont ce logement est la résidence familiale ; – conjoints éloignés pour raisons professionnelles ; – personnes majeures qui habitent ici pour leurs études ; – personnes présentes dans ce logement et qui n'ont pas de résidence habituelle ailleurs ; – employés de maison, salariés et jeunes au pair qui habitent ici. <p>N'inscrivez pas les personnes listées dans les autres tableaux ci-dessous.</p> <p>Pour les couples homoparentaux, les liens de mère et père sont à renseigner quel que soit le sexe des parents.</p>	Numéro de la personne	Nom	Prénom	Sexe (Masculin/Féminin)	Année de naissance (AAAA)	Pour chacune des personnes vivant dans ce logement, renseignez le numéro de la personne ayant l'un des liens de parenté suivants avec elle			Si l'enfant habite aussi chez son autre parent à la suite d'une séparation ou d'un divorce, vit-il ici...		
							Son conjoint (mariage, pacs, concubinage ou union libre)	Sa mère (biologique ou adoptive)	Son père (biologique ou adoptif)	plus de la moitié du temps ?	la moitié du temps ?
	1				M <input type="checkbox"/> F <input type="checkbox"/>		Le conjoint de la personne 1 est la personne n°	La mère de la personne 1 est la personne n°	Le père de la personne 1 est la personne n°	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2
	2				M <input type="checkbox"/> F <input type="checkbox"/>		Le conjoint de la personne 2 est la personne n°	La mère de la personne 2 est la personne n°	Le père de la personne 2 est la personne n°	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2
	3				M <input type="checkbox"/> F <input type="checkbox"/>		Le conjoint de la personne 3 est la personne n°	La mère de la personne 3 est la personne n°	Le père de la personne 3 est la personne n°	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2
	4				M <input type="checkbox"/> F <input type="checkbox"/>		Le conjoint de la personne 4 est la personne n°	La mère de la personne 4 est la personne n°	Le père de la personne 4 est la personne n°	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2
	5				M <input type="checkbox"/> F <input type="checkbox"/>		Le conjoint de la personne 5 est la personne n°	La mère de la personne 5 est la personne n°	Le père de la personne 5 est la personne n°	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2
	6				M <input type="checkbox"/> F <input type="checkbox"/>		Le conjoint de la personne 6 est la personne n°	La mère de la personne 6 est la personne n°	Le père de la personne 6 est la personne n°	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2
	7				M <input type="checkbox"/> F <input type="checkbox"/>		Le conjoint de la personne 7 est la personne n°	La mère de la personne 7 est la personne n°	Le père de la personne 7 est la personne n°	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2
8				M <input type="checkbox"/> F <input type="checkbox"/>		Le conjoint de la personne 8 est la personne n°	La mère de la personne 8 est la personne n°	Le père de la personne 8 est la personne n°	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2	
S'il y a plus de 8 habitants permanents, indiquez le nombre de personnes supplémentaires						et remplissez un bulletin individuel pour chacune.					

Zoom sur la partie décrivant les liens

Pour chacune des personnes vivant dans ce logement, renseignez le numéro de la personne ayant l'un des liens de parenté suivants avec elle		
Son conjoint (mariage, pacs, concubinage ou union libre)	Sa mère (biologique ou adoptive)	Son père (biologique ou adoptif)
Le conjoint de la personne 1 est la personne n°	La mère de la personne 1 est la personne n°	Le père de la personne 1 est la personne n°
Le conjoint de la personne 2 est la personne n°	La mère de la personne 2 est la personne n°	Le père de la personne 2 est la personne n°
Le conjoint de la personne 3 est la personne n°	La mère de la personne 3 est la personne n°	Le père de la personne 3 est la personne n°

Figure 2.3 Un exemple de remplissage, en 2017 et en 2018

Prénom	Version 2017	Version 2018		
	Lien de parenté ou relation avec la personne inscrite sur la première ligne (exemples : époux, épouse, union libre, fils, fille, mère, père, sous-locataire, etc.)	Pour chacune des personnes vivant dans ce logement, renseignez le numéro de la personne ayant l'un des liens de parenté suivants avec elle		
		Son conjoint (mariage, pacs, concubinage ou union libre)	Sa mère (biologique ou adoptive)	Son père (biologique ou adoptif)
1 Sidonie		Le conjoint de la personne 1 est la personne n° 2	La mère de la personne 1 est la personne n°	Le père de la personne 1 est la personne n°
2 Xavier	Union libre	Le conjoint de la personne 2 est la personne n° 1	La mère de la personne 2 est la personne n°	Le père de la personne 2 est la personne n°
3 Alexandre	Fils	Le conjoint de la personne 3 est la personne n°	La mère de la personne 3 est la personne n° 1	Le père de la personne 3 est la personne n°

2. Les relations entre habitants du logement sur internet

Jusqu'en 2017, les relations entre les habitants du logement étaient collectées sur internet de la même manière que sur papier. Il était demandé d'inscrire en toutes lettres le lien de parenté ou la relation entre chaque personne et celle inscrite en premier (figure 2.4).

Cette description présentait en conséquence les mêmes défauts que sur la version papier, notamment l'impossibilité de distinguer les parents des beaux-parents et la difficulté pour utiliser les libellés saisis en clair, qui, comme pour le papier, n'étaient utilisés qu'en cas de situation a priori « complexe ».

À compter de 2018, la description des liens sur internet est désormais faite au travers d'écrans très détaillés et le remplissage est facilité car il est guidé par le module (figure 2.5). Cela permet d'obtenir une matrice complète des liens 2 à 2 entre les personnes recensées. La collecte est assez différente de ce qui est fait sur papier. Ainsi, tous les liens sont explicitement collectés et non déduits. Alexandre et Xavier sont déclarés respectivement beau-fils et beau-père l'un de l'autre et ainsi la famille est qualifiée de recomposée. La situation familiale est ainsi décrite de façon plus précise. Le questionnaire est également adapté aux situations d'homoparentalité : il est possible de déclarer pour un même enfant deux mères ou deux pères résidant dans le logement.

Figure 2.4 – Recension des liens entre les habitants du logement sur internet jusqu'en 2017

Recensement de la population
INSEE - Recensement de la population

Liste des personnes vivant habituellement dans le logement

Veuillez inscrire chaque personne qui vit habituellement dans ce logement.
 Ne pas oublier les personnes temporairement absentes (vacances, voyage d'affaires, hospitalisation de moins d'un mois, etc.), les nourrissons même encore à la maternité, les sous-locataires et les personnes qui vivent aussi une partie du temps ailleurs (enfants ou étudiants scolarisés ailleurs, conjoints éloignés pour raisons professionnelles, enfants en garde alternée, personnes âgées en institution, etc.).
 Ne vous oubliez-pas vous-même !

	Nom (ex. : DUPAS, épouse MAURIN)	Prénom	Lien de parenté ou relation avec la personne inscrite sur la première ligne (ex. : épouse, union libre, fils, mère, sous-locataire, etc.)	Année de naissance (ex. : 1900)	
1	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>	Supprimer
2	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>	Supprimer
3	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>	Supprimer
4	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>	Supprimer
5	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>	Supprimer
6	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>	Supprimer

Figure 2.5 – Recension des liens entre les habitants du logement sur internet à partir de 2018

Recensement de la population
INSEE - Recensement de la population

PROGRESSION

Questions sur le logement ✓

Questions sur :
 - les habitants ✓
 - leurs liens
 - leurs lieux

----- Sélectionnez le lien correspondant :

- Conjoint (mariage, pacs, concubinage ou union libre)
- Père
- Fils (biologique ou adoptif)
- Beau-père (conjoint d'un des parents)
- Beau-père (père du conjoint)
- Beau-fils (enfant du conjoint)
- Beau-fils – gendre (conjoint d'un enfant)
- Frère, demi-frère, quasi-frère *
- Grand-père
- Petit-fils
- Oncle
- Cousin
- Neveu
- Beau-frère
- Enfant placé en famille d'accueil
- Colocataire ou sous-locataire
- Autre *

Liens ou relations entre les habitants du logement

Veuillez renseigner les liens de parenté ou relations qui unissent les habitants du logement (conjoint, mère, père, fils, fille, etc.).

Liens de Xavier HAMELIN (39 ans)

Xavier HAMELIN est le de Alexandre MAURIN

Xavier HAMELIN est le de Sidonie MAURIN

←
→

Liens déjà renseignés

Liens de Sidonie MAURIN (35 ans)

Sidonie MAURIN est la **Mère** de Alexandre MAURIN

Sidonie MAURIN est la **Conjointe (mariage, pacs, concubinage ou union libre)** de Xavier HAMELIN

Liens de Alexandre MAURIN (15 ans)

Alexandre MAURIN est le **Fils (biologique ou adoptif)** de Sidonie MAURIN

Alexandre MAURIN est le **Beau-fils (enfant du conjoint)** de Xavier HAMELIN

La nomenclature des liens se présente ainsi :

01	Conjoint
02	Mère, père
03	Fille, fils
04	Belle-mère, beau-père, conjoint du parent
05	Belle-mère, beau-père, parent du conjoint
06	Enfant du conjoint
07	Conjoint d'un enfant
08	Sœur, frère (y compris demi et quasi)
09	Grand-parent

10	Petit-enfant
11	Tante, oncle
12	Cousin(e)
13	Nièce, neveu
14	Belle-sœur, beau-frère
15	Enfant placé
16	Colocataire
17	Autre
18	Inconnu

3. La refonte de l'analyse ménages-familles à partir de l'EAR 2018

Une fois les informations sur les relations collectées, elles sont traitées au travers de l'analyse ménages-familles (AMF), qui a été complètement remaniée en 2018. L'analyse ménages familles est un ensemble de traitements qui permet de reconstituer des familles au sein des logements et d'établir des statistiques sur ces familles et leur composition, à partir des données collectées au recensement. Elle a pour objectif de constituer une ou deux familles dans les logements et de déterminer la position (conjoint, enfant, parent) des différents habitants dans la famille. Dans les concepts utilisés pour le recensement, un **ménage** est l'ensemble des personnes qui partagent habituellement le même logement. Au sein d'un ménage, il peut y avoir une **famille** (un couple, avec ou sans enfants, une famille monoparentale – le parent et ses enfants), plus rarement deux familles (par exemple une femme avec ses enfants formant une première famille et le couple des grands-parents formant une seconde famille). Il peut aussi n'y avoir aucune famille : par exemple une personne seule, des personnes colocataires sans lien familial, mais aussi un enfant vivant seulement avec ses grands-parents (parce qu'il n'y a pas dans ce cas de lien parent-enfant). En plus de la ou les familles, le ménage peut comprendre d'autres personnes. La caractérisation de la situation de chaque personne (enfant ou parent d'une famille) et de la configuration familiale dans le logement nécessitent de mobiliser des informations de la feuille de logement et des bulletins individuels remplis par chaque personne.

L'AMF a peu évolué de 2004 à sa refonte en 2018, si ce n'est pour prendre en compte les couples de même sexe à partir de 2015.

Avant la refonte de 2018, la feuille de logement permettait la description des relations de chaque occupant du logement avec la première personne listée. Sur papier, ces liens étaient manuscrits et n'étaient pas saisis. Sur internet, le libellé librement saisi par l'enquêté n'était pas analysé. L'ensemble de traitements nommé « Analyse ménages-familles » était ensuite réalisé pour une partie seulement des logements, environ un sur trois (ce qu'on appelle l'exploitation complémentaire), afin de limiter les coûts manuels. Lorsque la composition du ménage était *a priori* (à l'aide d'un algorithme) estimée complexe, l'image scannée de la feuille de logement papier ou sa version internet était visualisée par une personne en charge du codage des relations dans le logement et du type de famille. Le plus souvent, seule l'information des bulletins individuels était utilisée, lorsque la situation était évidente (une seule personne dans le logement), ou jugée suffisamment simple pour décider de la composition du ménage. Par exemple, si le logement comprenait uniquement deux habitants, ayant moins de 14 ans d'écart d'âge et déclarant tous deux vivre en couple dans leur bulletin individuel, alors le ménage était

catégorisé comme composé d'une seule famille : un couple sans enfant¹⁰. Cette simplification coïncidait la plupart du temps avec la situation réelle, mais pas toujours : une petite partie des personnes en couple dans le même logement ne sont pas en couple l'une avec l'autre, mais chacune avec un conjoint qui n'est pas recensé dans le logement.

Cette situation a changé en 2018 : sur la nouvelle feuille de logement, chaque habitant habituel du logement a un numéro d'ordre (01, 02 par exemple). Les personnes recensées doivent donner le numéro de leur conjoint, quels que soient les rangs de l'enquêté et de son conjoint dans la liste des occupants du logement. Le fonctionnement est le même pour les relations entre parents et enfants qui sont explicitement collectées : pour chaque enfant, il faut préciser le numéro d'ordre de ses parents. Ces informations (le numéro d'ordre du conjoint, des parents) sont systématiquement saisies pour chaque habitant. Cela permet de décrire finement les liens de parenté entre les habitants du logement deux à deux. La relation entre deux personnes (relation conjugale ou parent-enfant) est mieux établie, puisqu'elle l'est à partir de ce qu'ont déclaré directement les personnes et non plus déduite des informations individuelles collectées pour chacun : chacun des conjoints sur le fait qu'il vit ou non en couple (sans préciser avec qui), parents et enfants potentiels sur leur écart d'âge et la possibilité d'une telle relation. L'analyse ménages-familles en est profondément transformée. Elle est de plus généralisée à l'ensemble des logements, car elle ne repose plus sur des traitements manuels (coûteux). Cette généralisation est un gain appréciable, car elle augmente la taille des échantillons pour les exploitations locales sur les familles et la connaissance des situations rares, par exemple les ménages complexes, la co-résidence de plusieurs générations, les familles homoparentales, etc.

La page du site Insee.fr, consacrée au traitement des données du recensement de la population (<https://www.insee.fr/fr/information/2526415>), comporte de nombreuses informations. En particulier, le point 5.6 de cette page porte sur le traitement des variables de l'analyse ménages-familles. Il détaille les différents traitements réalisés : comment l'AMF traite les situations de non réponse, en cas d'incohérence, quelle information est privilégiée, etc.

Figure 2.6 : L'analyse ménage famille avant et après la refonte

Avant 2018	2018 et après
Codification automatique sans utiliser les liens dans les trois quarts des situations (dites « simples ») → Les relations parentales et conjugales sont imputées selon la logique normative de l'AMF	Codification automatique des liens déclarés (cases à cocher ou numéros, pas de libellés en clair) → Les relations parentales et conjugales sont celles déclarées
Codification manuelle pour les situations dites complexes : utilisation des liens déclarés en clair	
Pas de distinction parent / beau-parent	Distinction parent / beau-parent possible
Exploitation complémentaire (ensemble des personnes recensées dans les communes de plus de 10000 habitants et un quart dans les communes de moins de 10000 habitants).	Exploitation principale (ensemble des personnes recensées)

10. Plus précisément, jusque 2015, s'y ajoutait la condition que les conjoints soient de sexe opposé, ce qui conduisait à reclasser dans l'AMF les conjoints de même sexe en « célibataires » (la réponse à la question du bulletin individuelle « vivez-vous en couple ? » n'était pas modifiée, seule l'AMF était concernée). À partir de 2015, cette contrainte est levée, et la condition sur la vie de couple est élargie (soit les personnes déclarent vivre en couple, soit elles se disent mariées, pacsées ou en union libre à la question suivante).

B. Non réponse aux liens et types de famille

En règle générale, la non réponse est très faible au recensement. Lorsqu'un agent recenseur ne parvient pas à recenser un logement dont il sait ou pense qu'il est occupé, il remplit un document intitulé « Fiche de logement non enquêté » (FLNE) sur lequel il doit si possible renseigner le nombre d'habitants supposés vivre dans le logement¹¹. Il s'agit de non réponse complète et les réponses sont imputées en principe en cohérence entre elles en s'appuyant sur un donneur unique choisi dans le voisinage du logement. **La proportion de FLNE est de 3,9 % des logements lors de l'EAR 2019** (Solard, 2020).

Dans les bulletins individuels, la non réponse partielle, à une ou plusieurs questions, est aussi très modeste, et un peu moins élevée sur internet que papier (**figure 2.7**).

Figure 2.7 – Proportion de non réponse en 2018 aux questions du bulletin individuel liées à la situation familiale (en %)

	ensemble	papier	internet
Sexe*	0,02	0,03	0*
Vie de couple**	5,1	5,7	4,4
État matrimonial**	4,3	4,1	4,4

* : A compter de 2018, la non réponse n'est plus possible sur internet, sinon le questionnaire est bloqué.

** : Individus nés en 2000 ou avant

Champ : Ménages ordinaires, hors FLNE, données pondérées

Source : Enquête annuelle de recensement 2018, Insee.

En revanche, dès les tests de la nouvelle feuille de logement, il est apparu que sa complexité, surtout dans sa version papier, conduisait à des taux de non réponse aux questions sur les liens conjugaux et parentaux assez élevés¹².

Ces liens étant nécessaires à la codification des familles, l'imputation des réponses manquantes a été anticipée, en s'appuyant sur la cohérence interne et sur des résultats issus de l'enquête Famille et logement de 2011. Nous cherchons ici à évaluer l'ampleur de la non-réponse et des imputations, et à estimer l'impact que cela pourrait avoir sur les résultats sur les types de famille.

1. Les liens 2 à 2 sur internet, non réponse et imputation

Pour l'enquête annuelle de recensement 2018, 10,6 millions de liens concernent les individus recensés sur internet (**figure 2.8**). 96,3%, soit 10,2 millions ont été renseignés (valeurs de 1 à 16 – voir figure 2.5) et sont maintenus inchangés (aucun redressement). Pour 2,5 % des liens, la réponse initiale était non renseignée ou renseignée à inconnu ou autre, et elle a été imputée. Enfin, 1,2 % des liens déjà renseignés ont été modifiés.

11. Insee.fr, Le traitement des données du recensement de la population, partie 5.3 sur la validation des FLNE - <https://www.insee.fr/fr/information/2526415>.

12. Cette non réponse est nettement plus élevée que celle observée avec l'ancienne feuille de logement, qu'il a été possible d'estimer grâce à la saisie réalisée pour l'enquête Famille et Logements de 2011. En 2011, 1,5 % des mineurs étaient sans lien déclaré avec une personne du logement. En faisant l'hypothèse d'une non-réponse nulle pour la partie de l'EAR collectée sur internet, on peut considérer que cela équivaut à une non-réponse de 6,2% dans le contexte actuel (où seulement 30% des enfants sont recensés sur papier). Mais cela reste inférieur aux proportions d'enfant sans parent déclaré avec la nouvelle feuille de logement, environ 21% en 2018.

Figure 2.8 – Le remplissage des liens sur internet

	Effectif	%
Rempli (de 1 à 16) et inchangé	10 226 024	96,3
Non renseigné	266 326	2,5
Lien rempli (de 1 à 16) et modifié	125 642	1,2
Dont inversion parent enfant (beaux-parents / bel-enfant)	41 264	0,4
Dont modification de la relation entre enfant et adulte (de parent à beau-parent ou l'inverse)	15 412	0,1
Dont modification du type, d'enfant du conjoint à conjoint de l'enfant	12 343	0,1
Le lien est imputé en inconnu ou autre	19 173	0,2
Autres modifications	37 450	0,4

Champ : Liens entre personnes vivant dans des ménages ordinaires.

Source : Enquête annuelle de recensement 2018, Insee.

Au niveau des individus (**figure 2.9**), on peut regarder **la proportion des individus pour qui au moins un lien a été imputé ou corrigé**, en excluant les cas de correction sans ambiguïté (voir note en bas du tableau). Cette proportion **est modérée**, autour de 3 % des individus qui ne vivent pas seuls, sans différences importantes selon l'âge, exception faite des 15-29 ans qui sont 5,3 % à avoir fait l'objet d'une correction. La proportion d'individus dont les liens ont été corrigés ou imputés est plus élevée dans les logements de 6 personnes ou plus.

Figure 2.9 – Proportion d'individus dont les liens ont été imputés ou corrigés

Nombre de personnes dans le logement	Age de la personne							Répartition
	ensemble	0-14 ans	15-29 ans	30-39 ans	40-49 ans	50-59 ans	60 ans et plus	
2	1,7	1,4	3,1	1,9	2,0	1,4	1,3	29,7
3	4,0	3,8	5,3	2,6	3,0	3,9	7,3	23,3
4	3,3	3,0	5,7	1,9	2,0	4,2	13,7	30,5
5	4,3	3,7	6,5	3,0	2,7	6,9	18,6	12,1
6 à 8	8,5	7,0	11,1	6,7	6,7	14,0	24,6	4,3
9 et plus	19,8	14,7	23,4	26,7	18,3	31,6	38,5	0,2
ensemble	3,4	3,6	5,3	2,4	2,5	3,0	2,8	100,0

Lecture : Parmi les personnes vivant dans un ménage de deux personnes ou plus, l'analyse-ménages a modifié au moins un lien pour 3,4 % d'entre eux, en dehors des corrections évidentes, sans ambiguïté. Cela peut provenir, par exemple d'incohérences entre les liens déclarés et les âges des personnes. Pour les enfants, cela peut provenir de la règle de cohérence au sein des fratries : si un enfant est issu du couple actuel, tous les enfants plus jeunes le sont également.

Note : Les cas de corrections évidentes, sans ambiguïté, ne sont pas comptabilisés. Il s'agit notamment :

- D'une mise en cohérence des liens symétriques. Par exemple, le lien AB dit que A est le père de B et le lien BA que B est le père de A. Si A est le plus jeune, alors le lien AB devient A est l'enfant de B.
- D'une imputation grâce au lien symétrique. Par exemple, le lien AB est non renseigné et le lien BA indique que B est le père de A, alors le lien AB devient A est l'enfant de B.
- D'une inversion. Par exemple, le lien AB indique que A est le père de B et le lien BA que B est l'enfant de A. Si A est le plus jeune, alors les deux liens sont inversés.

Champ : Personnes qui vivent dans un logement comprenant au moins deux habitants, hors FLNE.

Source : Enquête annuelle de recensement 2018, Insee.

2. Les liens 2 à 2 sur papier, non réponse et imputation

Il est moins évident d'identifier la non réponse papier aux questions sur le tableau des liens de la feuille de logement. Tous les liens ne sont en effet pas demandés. On sait seulement pour chaque individu si son conjoint, son père et sa mère sont présents dans le logement.

Dans le questionnaire papier (**figure 2.2**), l'absence de réponse peut alors soit signifier l'absence de lien « nucléaire » (on appellera par commodité ainsi les liens entre conjoints et entre parents et enfants) ou la non déclaration des liens existants.

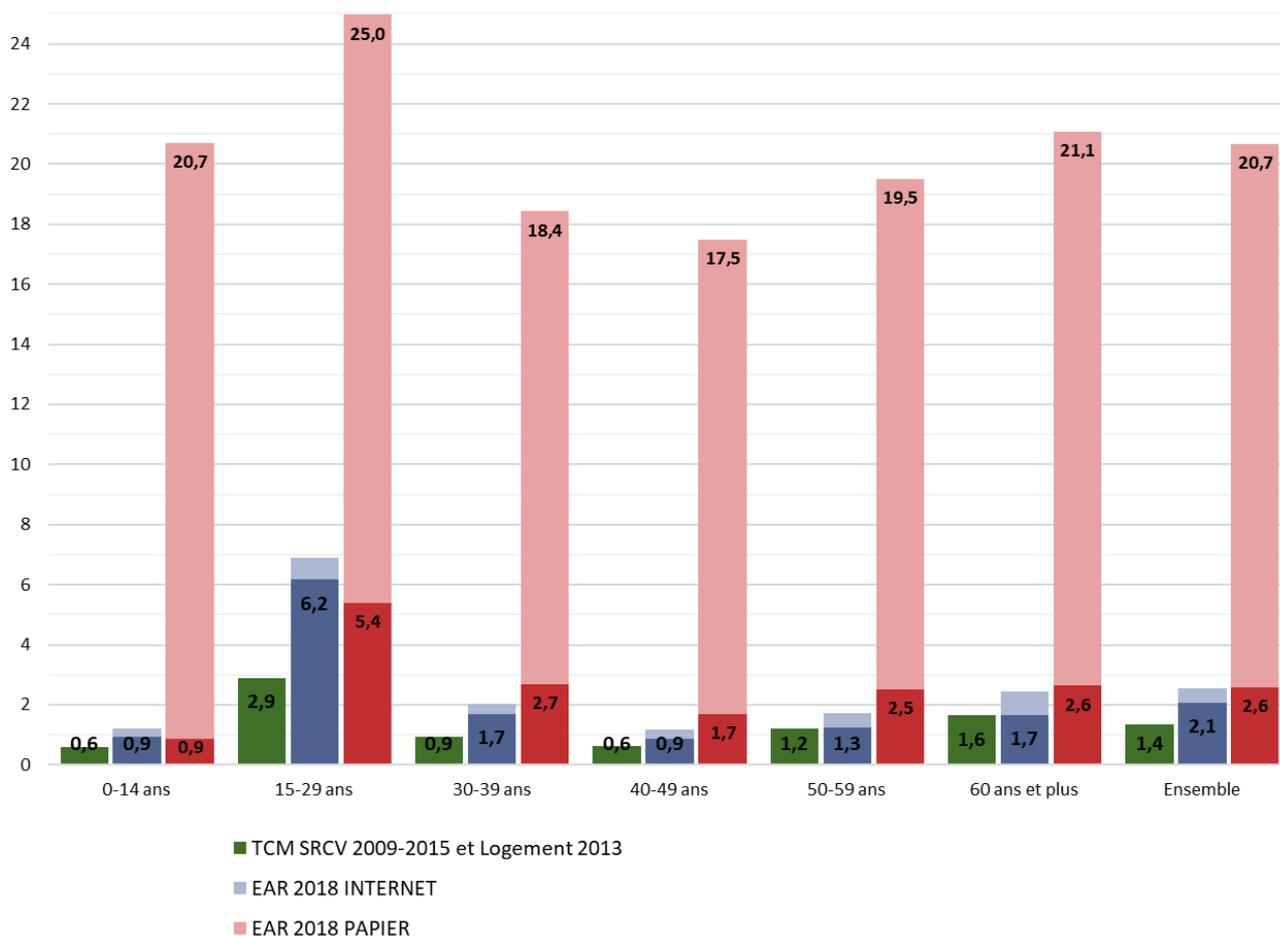
Trois optiques différentes permettent d'avoir un ordre de grandeur de la non réponse (**figure 2.10**) :

- La proportion de personnes sans aucun lien nucléaire peut être estimée à partir des liens déclarés dans les troncs communs des enquêtes ménages, partie commune aux enquêtes de l'Insee auprès des ménages. On a dans cette optique calculé la proportion de personnes qui n'ont ni conjoint, ni enfant, ni père, ni mère dans le logement sur les données empilées des enquêtes SRCV 2009-2015 et de l'enquête logement 2013.
- La même proportion peut être estimée sur les répondants à l'EAR2018 sur internet.
- L'écart entre la situation des répondants papier avant et après imputation donne aussi une idée de l'ampleur de la non déclaration de liens nucléaires existants.

Globalement, la proportion de personnes « sans lien nucléaire » semble plus élevée au recensement, sur internet comme sur papier, que dans les enquêtes auprès des ménages ayant un TCM (tronc commun des enquêtes ménages). Cela pourrait s'expliquer par le fait que les enquêtes auprès des ménages sont faites en face-à-face, avec un enquêteur qui se rend dans le logement des enquêtés pour leur poser les questions et recueillir leurs réponses, alors que le recensement est en dépôt-retrait, les personnes remplissant seules les questionnaires. Les règles de rattachement au logement sont aussi plus souples dans le TCM que dans le recensement, où l'élimination des doubles-comptes est une préoccupation majeure. Par exemple, les étudiants majeurs qui ont un logement indépendant (dans lequel ils vivent plus fréquemment que les autres populations en colocation, donc sans lien nucléaire) doivent être recensés dans ce logement, tandis qu'ils peuvent être déclarés par leurs parents dans les enquêtes ménages dès qu'ils passent aussi du temps dans le logement parental. Toutefois les ordres de grandeur sont similaires, et l'on voit que la très grande majorité des enfants de moins de 15 ans en logement ordinaire vivent avec au moins un de leurs parents. L'écart entre la proportion d'enfants sans parent présent dans le logement au recensement sur papier avant imputations (20,7 %) et la proportion relevée dans le TCM (0,6%), au recensement sur internet (0,9 % après imputations) ou même sur papier après imputations (0,9 %) permet d'estimer que pour environ 20% des enfants de moins de 15 ans recensés sur papier, des liens existaient qui n'ont pas été déclarés.

Figure 2.10 – Proportion de personnes sans lien « nucléaire », avant imputation (couleurs claires) et après imputation (en foncé)

En %



Lecture : Parmi les personnes âgées de 0 à 14 ans recensées sur papier, 20,7 % n'ont pas de lien nucléaire dans le logement avant imputation (et donc en particulier, aucun parent désigné). Après imputation, il en reste 0,9 %. L'écart est donc de 19,8 points.

Champ : Personnes vivant dans un ménage de plus d'une personne, ménages ordinaires hors FLNE.

Source : Enquête annuelle de recensement 2018, enquêtes SRCV 2009-2015, enquête Logement 2013, Insee.

C. Influence de l'imputation sur les types de famille : parents et beaux-parents des enfants mineurs

La non-réponse sur les liens est donc assez fréquente pour les ménages qui répondent sur papier. L'imputation est alors réalisée selon des règles assez complexes.

Pour un enfant mineur, sans conjoint et sans parent déclaré dans le logement, l'algorithme de l'AMF réalise une imputation dont on résume les grandes lignes ici¹³.

Dans les cas les plus fréquents où il y a un ou deux adultes potentiellement parents de l'enfant (c'est-à-dire des personnes qui ont entre 15 ans et 60 ans de plus que lui), cela se déroule ainsi :

- s'il n'a qu'un parent potentiel, alors ce parent potentiel est imputé comme parent
- s'il y a plusieurs parents potentiels, non conjoints entre eux, un seul est imputé comme parent
- s'il y a deux parents potentiels conjoints entre eux, alors ils sont définis l'un comme parent, l'autre comme parent ou beau-parent. Pour définir qui est beau-parent et qui est parent, on utilise le sexe des parents potentiels, leur âge et des proportions définies à partir des situations de l'enquête Famille et logements 2011.

Ainsi un enfant de moins de 2 ans sans parent déclaré se verra systématiquement imputer deux parents. Un enfant ayant entre trois et cinq ans, dont les parents potentiels forment un couple de sexe différent, se verra imputer une mère et un beau-père dans 3 % des cas, un père et une belle-mère dans 1 % des cas et deux parents dans 96 % des cas. Pour un enfant de 11 à 17 ans les proportions sont respectivement de 8, 3 et 89 %. En effet les enfants plus âgés ont plus souvent vécu la séparation de leurs parents. Lorsque les parents potentiels sont de même sexe, l'imputation de deux parents se fait aux mêmes proportions que pour les couples de sexe opposés mais les deux parents potentiels ont la même probabilité d'être désigné comme parent unique. Par exemple, un enfant de 11 à 18 ans vivant avec un couple de femmes sera désigné comme l'enfant des deux femmes dans 89 % des cas, dans les 11% de cas restants, il sera désigné soit comme l'enfant de l'une et le bel-enfant de l'autre, soit l'inverse, à probabilités égales.

Une fois ces règles appliquées, les parents imputés peuvent être modifiés afin d'avoir une cohérence dans les fratries : si un enfant n'est pas celui du couple, alors tous les enfants plus âgés que lui ne le sont pas non plus, car on considère que le couple actuel qui occupe le logement s'est formé après sa naissance et a fortiori celle de ses aînés.

Dans l'ensemble, quand au moins un parent a été déclaré, les liens des enfants mineurs avec leur(s) parent(s) sont assez rarement modifiés (**figure 2.11**) : 1,3 % des enfants sont dans ce cas. En revanche, ils sont souvent imputés en cas de non réponse (21,9 %), selon l'algorithme résumé ci-dessus. Les corrections de liens effectivement déclarés surviennent essentiellement quand les parents déclarés ne sont pas parents potentiels, car trop jeunes ou trop âgés. Ainsi, quand il n'y a aucun parent potentiel, ce qui est seulement le cas de 0,5 % des enfants mineurs en ménage ordinaire, les corrections sont fréquentes. Cela consiste généralement à supprimer les liens déclarés. Lorsque le ménage est complexe (3 parents potentiels ou plus), ce qui concerne 3,7 % des enfants, la non réponse est plus fréquente (29,6 % des enfants n'ont aucun parent déclaré) et lorsqu'il y a une réponse, elle est plus souvent corrigée, souvent en fonction des réponses des frères et sœurs.

13. Les spécifications détaillées de l'analyse Ménages-Familles sont disponibles à l'adresse suivante : <https://www.insee.fr/fr/information/2526415>, partie 5.6.

Figure 2.11 – Situation des enfants avant et après redressement selon le nombre de parents potentiels

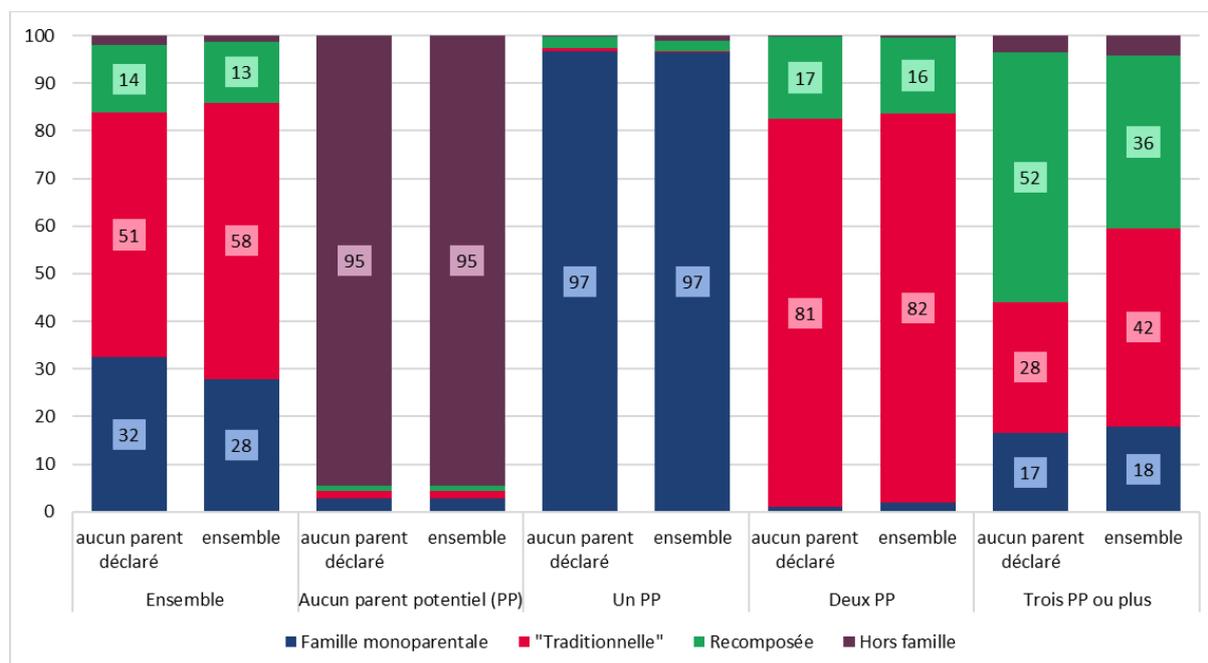
Parents déclarés	Redressement	Nombre de parents potentiels				
		ensemble	0	1	2	3 et plus
Aucun parent	Aucun parent	0,4	85,7	0,1	0	0,1
	Un parent	9,4	1,8	26,4	2,3	18,7
	Deux parents	12,5	0,1	0,1	17,5	10,8
	Total	22,3	87,6	26,6	19,8	29,6
Un parent	Un parent, le même	26,5	0,3	71,1	9,8	18,5
	Autres cas	0,6	9,7 (0 parents)	1,2	0,2	2,7
	Total	27,1	10,0	72,3	10,0	21,2
Deux parents	Deux parents, les mêmes	49,8	0,1	0,2	69,7	46,0
	Autres cas	0,7	2,2 (0 parents)	0,8	0,5	3,2
	Total	50,5	2,3	1,0	70,2	49,2
Ensemble		100,0	100,0	5,3	2,4	2,5
Répartition		100,0	0,5	26,8	68,9	3,7

Champ : Personnes en ménages ordinaires hors FLNE ayant répondu sur papier.

Source : Enquête annuelle de recensement 2018, Insee.

La fréquence de la non-réponse partielle sur les liens confère un rôle important à l'algorithme. Fait très rassurant, les types de famille imputés pour les enfants qui n'avaient pas de parents déclarés dans la feuille de logement sont très proches de ceux de l'ensemble des enfants recensés sur papier pour lesquels les liens sont renseignés. Cela reste vrai à nombre de parents potentiels identique (figure 2.12). Petite exception, quand il y a trois parents potentiels ou plus l'algorithme semble imputer davantage de familles recomposées en l'absence de parent déclaré (52% contre 36% pour l'ensemble des enfants ayant trois parents potentiels ou plus).

Figure 2.12 – Type de famille dans lesquels vivent les enfants recensés sur papier, selon le nombre de parents potentiels et la présence ou l'absence de parents déclarés dans la feuille de logement (en %)



Champ : Personnes mineures en ménages ordinaires hors FLNE ayant répondu sur papier.

Note : Un enfant peut n'avoir qu'un parent potentiel et être en famille recomposée, en général lorsque le conjoint du parent n'a pas l'âge d'être un parent potentiel pour l'enfant (moins de 15 ans d'écart, ou plus de 60 ans).

Source : Enquête annuelle de recensement 2018, Insee.

Pour évaluer l'influence de l'algorithme d'imputation, il est possible de comparer les situations familiales des enfants selon le mode de collecte. Il faut toutefois garder à l'esprit que les répondants papier et internet sont différents (voir partie I du document de travail) et que les familles monoparentales sont plus souvent recensées sur papier. L'écart est important : 28 % des enfants recensés sur papier vivent en famille monoparentale, contre 16% de ceux recensés sur internet.

Toutefois, ce qui nous intéresse dans cette partie est d'évaluer la qualité des données et en particulier le rôle dans les écarts de répartition entre les trois types de famille constatés, à nombre de parents potentiels identique :

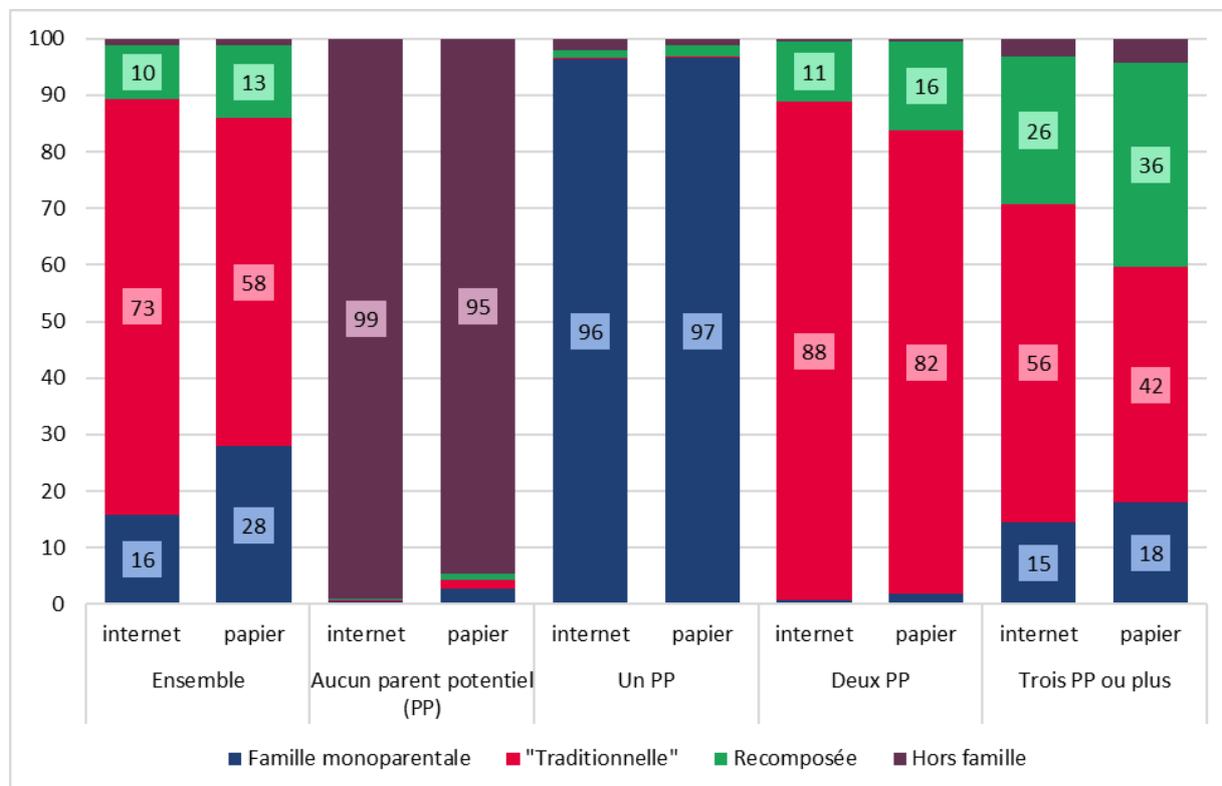
- d'une part, de la façon dont l'algorithme reconstruit les liens manquants entre les individus présents dans le logement en cas de non réponse,
- d'autre part, d'éventuelles différences dans la façon de déclarer les liens selon que la personne répond sur internet ou sur papier (en plus de la non-réponse).

La figure 2.13 montre qu'une grande partie des différences constatées dans la situation familiale des enfants recensés sur papier et sur internet est liée aux ménages avec un seul parent potentiel, c'est-à-dire en règle générale un seul adulte dans le logement et donc peu d'incertitude sur le fait que la famille est monoparentale. 27 % des enfants recensés sur papier vivent avec un seul parent potentiel et 16% des enfants recensés sur internet. Il s'agit là d'un pur effet de structure, sauf à penser que le nombre d'adultes déclarés dans le logement peut différer, à structure identique, selon le mode de collecte, ce qui semble peu probable.

Toutefois, à nombre de parents potentiels identique, il subsiste un écart sensible dans la répartition par type de famille selon le mode de collecte. Ainsi dans les ménages à deux parents potentiels, ceux recensés sur internet sont moins souvent des familles recomposées (11 %) que ceux recensés sur

papier (16 %). Avec trois parents potentiels ou plus, l'écart est plus important : les enfants recensés sur papier sont nettement moins souvent en famille « traditionnelle » que ceux recensés sur internet (42 % contre 56 %).

Figure 2.13 – Type de famille dans lesquels vivent les enfants selon le mode de collecte et le nombre de parents potentiels (en %)



Champ : Personnes mineures en ménages ordinaires hors FLNE.

Source : Enquête annuelle de recensement 2018, Insee.

D. Les différences dans la situation familiale entre enfants recensés sur internet et enfants recensés sur papier sont-elles dues à des effets de structure ?

De tels écarts peuvent s'expliquer par des structures différentes notamment en termes d'âges et de niveau de diplôme des ménages recensés sur papier et sur internet.

Comme dans la partie I du document de travail, deux méthodes sont utilisées :

- Des régressions logistiques, pour voir si la variable de mode de collecte a encore une influence sur le type de famille à autres caractéristiques contrôlées
- Une méthode d'appariement sur score de propension, comme dans la première partie, afin de voir s'il est possible de construire une population d'enfants recensés sur internet qui ressemble à la population des enfants recensés sur papier et si leur situation familiale est identique.

Lorsqu'il y a un seul parent potentiel, il y a peu d'incertitude comme on l'a dit sur le type de famille : elle est monoparentale. On s'intéresse donc aux situations lorsqu'il y a deux parents potentiels ou plus. Pour essayer de contrôler davantage ce qui peut l'être, les méthodes sont appliquées sur deux populations :

- Les enfants mineurs qui ont exactement deux parents potentiels dans le ménage (77 % des enfants mineurs)
- Les enfants mineurs qui ont trois parents potentiels ou plus dans le ménage (3 % des enfants mineurs)

On exclut également les enfants issus des FLNE.

Figure 2.14 – Effectifs des populations considérées

Nombre de parents potentiels	Effectifs (non pondérés)		Proportion de familles recomposées	
	2	3 ou plus	2	3 ou plus
Internet	1 087 616	21 559	11	26
papier « parents imputés »*	88 033	6 319	17	51
papier « répondants »**	385 569	15 694	15	29

Notes :

* « parents imputés » : l'enfant n'a pas de parent déclaré dans la feuille de logement. C'est l'AMF qui lui a éventuellement imputé des parents.

** « répondants » : dans la feuille de logement, l'enfant a au moins un parent renseigné.

Internet : les données sont calculées après imputation, mais celle-ci a beaucoup moins d'influence car la non-réponse est faible.

Champ : Personnes mineures en ménages ordinaires hors FLNE.

Source : Enquête annuelle de recensement 2018, Insee.

1. Méthode par régression logistique

La question est de savoir si la proportion plus élevée de familles recomposées (et donc moindre de familles dites « traditionnelles ») parmi les répondants papier s'explique par un effet de structure : les caractéristiques de ces répondants diffèrent de ceux des répondants sur Internet, expliquent-elles le fait d'être une famille recomposée ? Ou subsiste-t-il une différence liée au mode de collecte une fois ces caractéristiques prises en compte ?

La méthode par régression logistique rend moins bien compte que la méthode par appariement des interactions entre le fait de répondre par internet ou par papier et la situation familiale. Elle présente en revanche l'intérêt de permettre de distinguer les réponses papier effectivement collectées des valeurs imputées via l'AMF faute de réponse initiale¹⁴, alors que la méthode par appariement repose sur une variable binaire : réponse sur papier ou réponse sur internet (« traité » ou « non traité »).

La conclusion de la méthode par régressions logistiques est qu'à situation identique sur un certain nombre de critères, la part d'enfants en familles recomposées reste corrélée avec le mode de collecte (figures 2.16 et 2.17), i.e. la part de familles recomposées est plus importante en cas de collecte papier qu'Internet, et davantage quand les parents sont imputés que quand ils ne le sont pas pour les répondants papier. Les critères de contrôle sont :

- l'âge de l'enfant (sauf lorsque les modèles sont réalisés âge par âge),
- la région,
- le type de zone (ville centre d'un grand pôle / banlieue d'un grand pôle, couronne d'un grand pôle, moyen ou petit pôle, couronne d'un moyen ou petit pôle, hors aire urbaine),
- la proportion de répondants internet dans la zone de collecte,

14. En effet, au lieu d'introduire comme dans la partie I du document de travail la variable explicative mode de collecte Internet ou papier, il suffit d'introduire trois modalités de réponse : Internet, Papier « répondants », papier « parents imputés ».

- le décile de niveau de vie dans lequel se situe la commune (à défaut l'EPCI),
- le niveau de diplôme maximal détenu par les parents potentiels,
- le nombre d'emploi parmi les parents potentiels,
- le nombre de mariés parmi les parents potentiels,
- le nombre de pacsés parmi les parents potentiels,
- le nombre d'immigrés parmi les parents potentiels.

Avec deux parents potentiels dans le logement, l'odds ratio associé au fait d'avoir répondu sur papier et déclaré des parents est de 1,3, par rapport aux répondants sur internet (**figure 2.15.b**). En cas de non réponse sur les parents l'odds ratio est de 1,6 (**figure 2.15.c**). Il subsiste donc un effet « mode de collecte papier », corrélé à la plus grande fréquence de familles recomposées, une fois prises en compte l'ensemble des caractéristiques des répondants et de leur zone d'habitation.

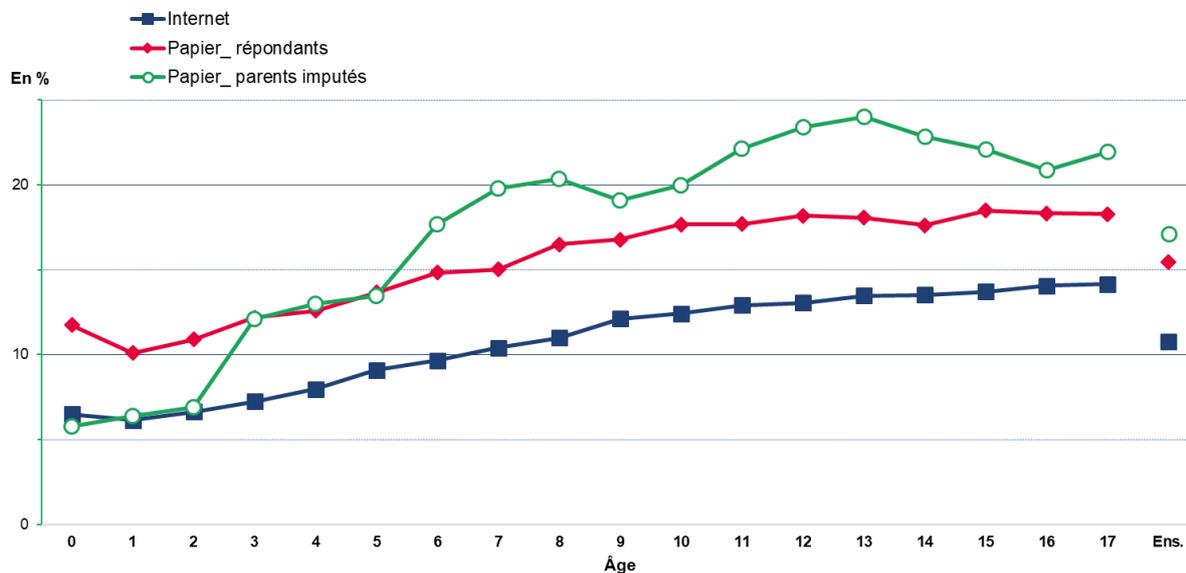
Si on détaille selon l'âge, on voit une spécificité des moins de 3 ans, pour lesquels l'imputation en cas de non réponse conduit à une proportion de familles recomposées inférieure à celle constatée sur internet. Ces variations semblent refléter les règles d'imputation de l'AMF qui sont différenciées selon les grandes catégories d'âge des enfants : 0-2 ans, 3-5 ans, 6-10 ans 11-17 ans. Dans l'enquête Famille 2011, on a observé (comme dans les autres sources) que la proportion d'enfants vivant avec un seul de leurs parents est croissante avec l'âge, ce qui est logique car davantage d'enfants connaissent la séparation de leurs parents. L'application de ces proportions par catégories explique la croissance par à-coups de la proportion d'enfants en famille recomposée en cas d'imputation des réponses (**figure 2.15.a**). Toutefois, les odds ratio en cas d'imputation semblent indiquer que l'imputation d'un beau-parent est un peu trop fréquente passés trois ans et un peu trop rare avant 3 ans.

Avec plus de deux parents potentiels, situation qui concerne peu d'enfants, les odds ratios sont supérieurs, aussi bien pour les répondants papier non imputés qu'imputés (**figure 2.16**). Les effectifs sont réduits d'où une certaine volatilité des odds ratios. La valeur élevée des odds ratio provient sans doute du fait que dans les ménages de grande taille et complexes, une non-réponse partielle aux liens est fréquente. Cette non-réponse est, faute d'autre information, et lorsqu'elle est partielle, interprétée comme l'absence de liens. Cela conduit trop souvent sans doute à considérer que la famille est recomposée, alors qu'une partie des liens n'ont pas été déclarés par exemple entre un enfant et un de ses parents.

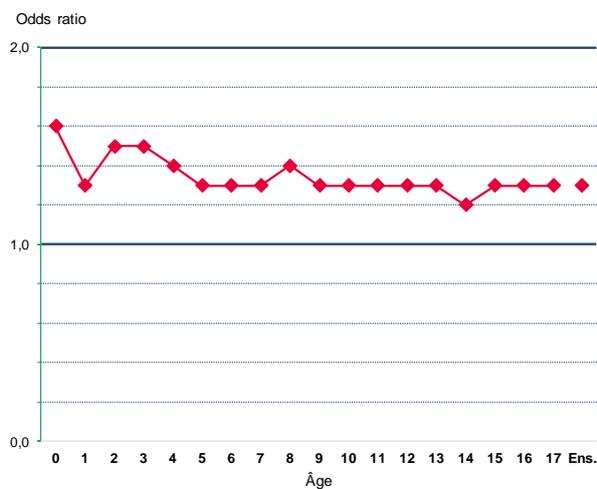
Au total, on ne peut donc exclure la présence d'un biais lié au mode de collecte : les effets de structure, du moins ceux par lesquels on contrôle, n'évitent pas des différences entre enfants selon le mode de collecte. L'imputation des parents ne semble pas altérer beaucoup le constat, si ce n'est qu'elle introduit des effets de seuil selon l'âge des enfants.

Figure 2.15 – Être en famille recomposée plutôt qu'en famille dite « traditionnelle », selon l'âge et le mode de collecte, parmi les enfants mineurs ayant exactement deux parents potentiels dans le logement

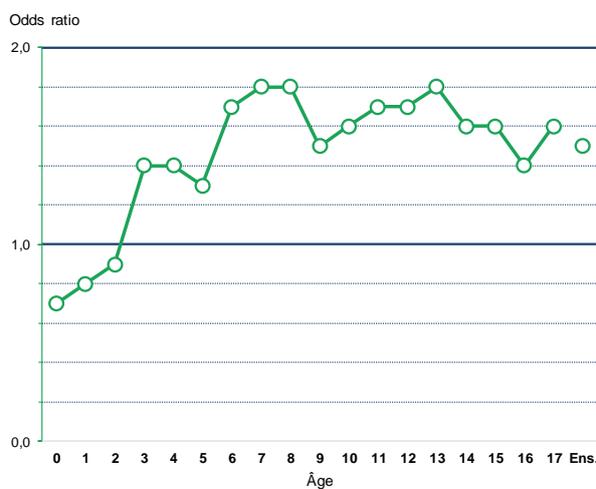
a) Proportion d'enfants en famille recomposée selon leur âge et le mode de réponse (en %)



b) Odds ratio associé au recensement papier avec déclaration de liens parents/ enfants, par rapport au recensement internet



c) Odds ratio associés au recensement papier, sans déclaration de liens parents/enfants, par rapport au recensement internet



Note : Tous les odds ratio sont significatifs au seuil de 5 %.

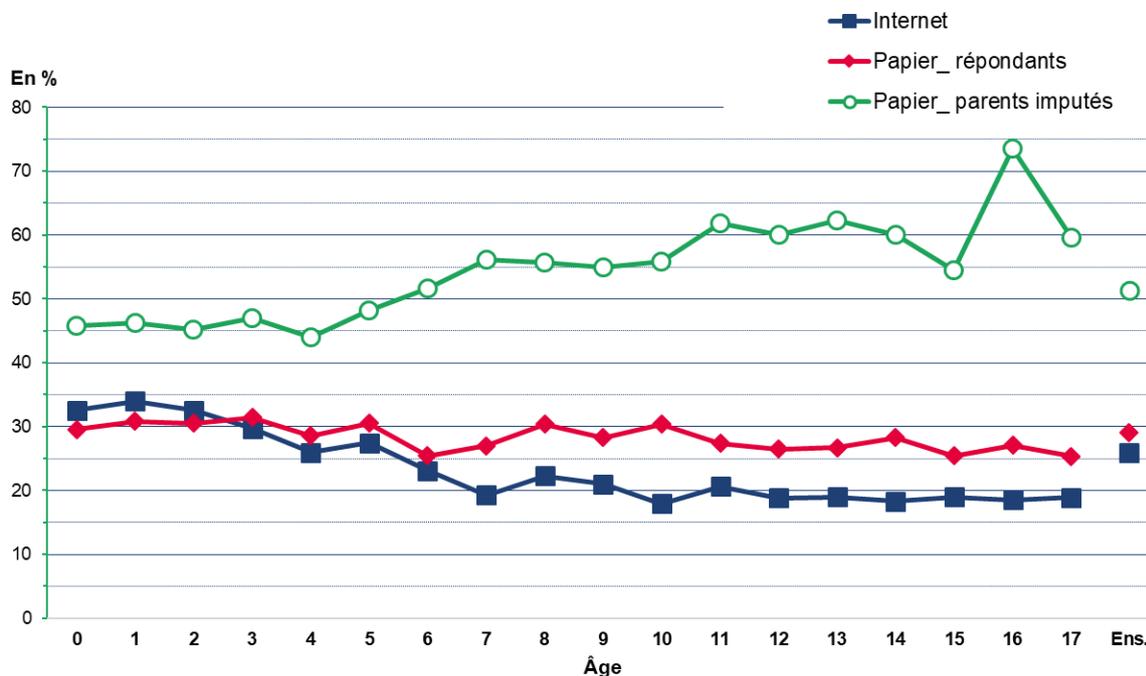
Lecture : Lorsqu'il a exactement deux parents potentiels dans le logement, par rapport à un enfant ayant été recensé sur internet, un enfant de 8 ans recensé sur papier a 1,4 fois plus de chances d'être dans une famille recomposée (que dans une famille dite « traditionnelle ») si au moins un parent a été désigné, 1,8 fois plus de chances dans le cas contraire.

Champ : Enfants mineurs, hors FLNE, ayant exactement deux parents potentiels dans le logement.

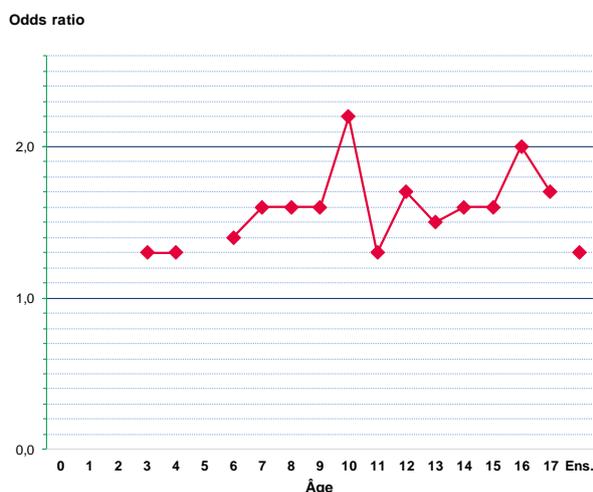
Source : Enquête annuelle de recensement 2018, Insee.

Figure 2.16 - Être en famille recomposée plutôt qu'en famille dite « traditionnelle », selon l'âge et le mode de collecte, parmi les enfants mineurs ayant trois parents potentiels ou plus dans le logement

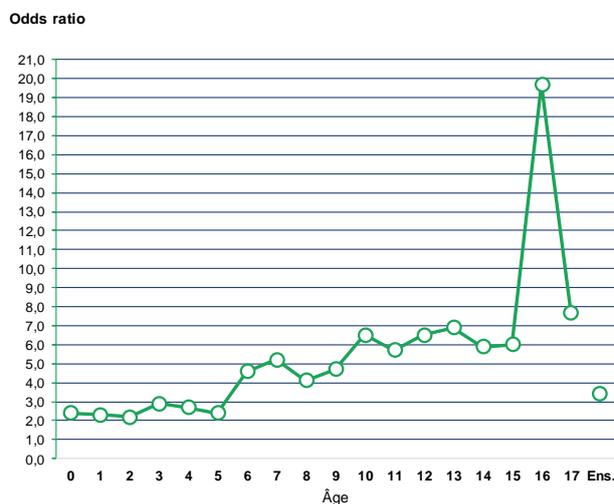
a) Proportion d'enfants en famille recomposée selon leur âge et le mode de réponse (en %)



b) Odds ratio associé au recensement papier avec déclaration de liens parents/ enfants, par rapport au recensement internet



c) Odds ratio associés au recensement papier, sans déclaration de liens parents/enfants, par rapport au recensement internet



Note : Les odds ratio non significativement différents de 1 au seuil de 5% ne sont pas représentées, par exemple à 0 an quand au moins un parent est déclaré.

Lecture : Lorsqu'il a trois parents potentiels ou plus, par rapport à un enfant ayant été recensé sur internet, un enfant de 8 ans recensé sur papier a 1,6 fois plus de chances d'être dans une famille recomposée si au moins un parent a été désigné, 4 fois plus de chances dans le cas contraire.

Champ : Enfants mineurs, hors FLNE, ayant trois parents potentiels ou plus dans le logement.

Source : Enquête annuelle de recensement 2018, Insee.

2. Méthode par appariement sur le score de propension

La méthode par le score de propension permet de construire une population de répondants internet similaire aux répondants papier. Afin de simplifier les traitements, trois populations sont considérées : les enfants de 5, 10 et 15 ans.

La méthode aboutit aux mêmes résultats que les régressions logistiques. Pour les enfants de 10 ans, ayant exactement deux parents potentiels, on parvient à construire une population de répondants internet qui présente les mêmes caractéristiques que les répondants papier, à partir des mêmes critères que ceux utilisés pour la régression logistique [voir l'annexe 3 pour des résultats plus détaillés]. Mais dans cette population, la part de familles recomposées reste nettement inférieure à celle observée sur les répondants papier. L'effet moyen du traitement (avoir répondu sur papier) est estimé à + 3,7, et significativement différent de 0. Dans la figure 2.18, l'effet moyen du traitement est qualifié de ATT (Average Treatment effect on the Treated).

Même sur des populations assez homogènes (nombre de parents potentiels identique, âge de l'enfant identique), il ne semble donc pas possible d'exclure l'existence d'un effet du mode de collecte sur la probabilité que l'enfant soit en famille recomposée plutôt que « traditionnelle ».

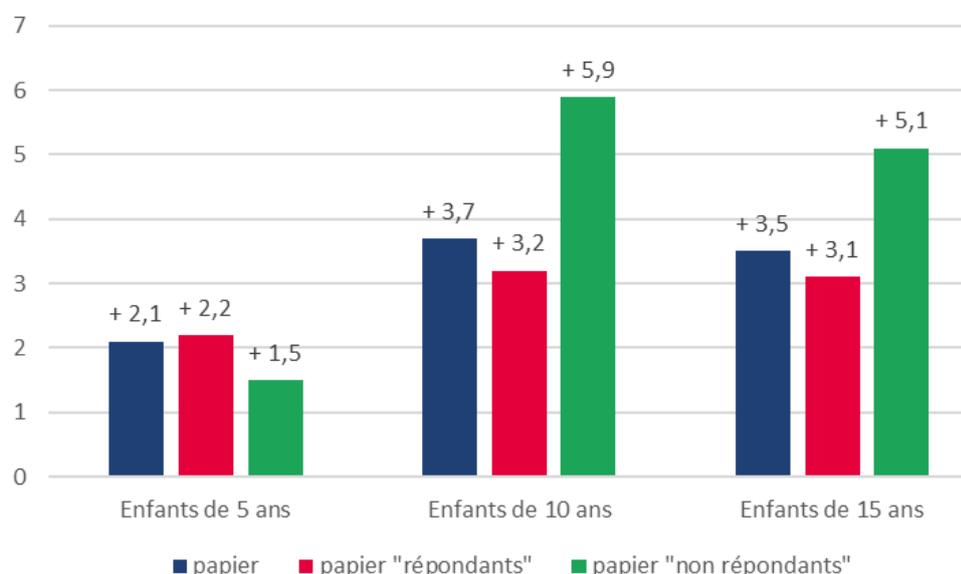
Figure 2.17 - Effet estimé du fait d'avoir répondu sur papier au recensement sur les structures familiales pour les enfants ayant deux parents potentiels dans le logement

a) Effet ajusté estimé sur la proportion d'enfants avec un seul parent et en famille recomposée

Proportion d'enfants en famille recomposée	Avant appariement			Populations appariées
	Internet	Papier	Écart	Effet ajusté (ATT)
Enfants de 5 ans	9,2	14,1	+ 4,9	+ 2,1
Enfants de 10 ans	12,6	18,4	+ 5,8	+ 3,7
Enfants de 15 ans	13,9	19,5	+ 5,6	+ 3,5

Proportion d'enfants avec un seul parent	Avant appariement			Populations appariées
	Internet	Papier	Écart	Effet ajusté (ATT)
Enfants de 5 ans	4,3	9,0	+ 4,7	+ 2,8
Enfants de 10 ans	9,9	14,9	+ 5,0	+ 2,8
Enfants de 15 ans	13,4	18,7	+ 5,3	+ 3,0

b) Effet ajusté estimé sur la proportion d'enfants en famille recomposée, selon que les liens parents-enfants ont été déclarés (papier « répondants ») ou imputés (papier « non répondants »)



Note : Le score de propension est estimé avec les variables de région, de type de zone (ville centre d'un grand pôle / banlieue d'un grand pôle, couronne d'un grand pôle, moyen ou petit pôle, couronne d'un moyen ou petit pôle, hors aire urbaine), de proportion de répondants internet dans la zone de collecte (en tranches), de décile de niveau de vie dans lequel se situe la commune (à défaut l'EPCI), de niveau de diplôme maximal détenu par les parents potentiels, de nombre d'emploi parmi les parents potentiels, le nombre de mariés parmi les parents potentiels, de nombre de pacsés parmi les parents potentiels, de nombre d'immigrés parmi les parents potentiels.

Ensuite, la population est appariée sur la base du score de propension. L'effet ajusté est calculé en corrigeant des petites différences de composition constatées dans la population témoin des répondants internet, sur l'ensemble des variables déjà listées. Tous les effets ajustés sont significatifs au seuil de 5%. En annexe 3 figure un exemple avec davantage de détail pour les enfants de 10 ans.

Champ : Enfants de 5, 10 et 15 ans **ayant deux parents potentiels de sexe différent dans le logement**, hors FLNE.

Source : Enquête annuelle de recensement 2018, Insee.

E. L'évolution des types de famille avec au moins un enfant mineur : confrontation de différentes sources

Cette influence du mode de collecte doit être conservée à l'esprit lorsque l'on considère les comparaisons avec d'autres sources, en particulier avec l'enquête Famille et logements qui était collectée uniquement sur papier. Toutefois, ni la généralisation de la collecte par internet, ni la refonte de la feuille de logement du recensement à compter de l'EAR 2018 ne semblent avoir occasionné de rupture de série importante, en particulier sur le nombre de familles monoparentales. De plus, les résultats produits sont tout à fait cohérents et comparables avec ceux des autres sources. C'est pourquoi nous avons publié les évolutions constatées quant aux différents types de familles (monoparentales, « traditionnelles » et recomposées) entre 2011 et 2018 à partir de l'enquête Famille et logements de 2011 et l'enquête annuelle de recensement de 2018 (Algava, Bloch, Vallès, 2020).

1. Les familles monoparentales en France métropolitaine

Les familles monoparentales sont identifiables depuis très longtemps dans les enquêtes auprès des ménages de l'Insee, au premier rang desquelles le recensement. Il existe ainsi des séries publiées à partir des recensements depuis 1968, qui montrent une croissance continue de ces familles. La croissance s'est accélérée à partir des années 1980 (Bodier et al., 2015). Si on compare les résultats avec ceux de l'enquête Emploi, les deux sources donnent une part de familles monoparentales croissant au même rythme, même si cette part est toujours inférieure de 1 à 2 points dans l'enquête Emploi (figure 11). Cet écart s'explique pour partie par la méthode de redressement (correction de la non-réponse à partir d'un calage sur marges) de l'enquête Emploi, qui ne prend pas en compte la configuration du ménage, comme l'ont bien documenté Guillemette Buisson et Aude Lapinte dans leur document de travail (Buisson et Lapinte, 2017).

L'enquête Famille et logements donne également une proportion de familles monoparentales un peu inférieure à l'enquête annuelle de recensement. Des petites différences dans la comptabilité des habitants (adultes et enfants) expliquent cet écart. En particulier, une différence est liée à la façon de prendre en compte les couples apparemment de même sexe dans l'analyse ménages familles (AMF) du recensement : jusqu'en 2014 et donc au moment de la réalisation de l'enquête Famille et logements en 2011, le lien conjugal n'était pas pris en compte. Une famille composée d'un couple de deux personnes de même sexe avec ses enfants était considérée par l'AMF comme une famille monoparentale (un des deux conjoints et les enfants), cohabitant avec un adulte « isolé » (l'autre conjoint). Cela concernait les familles avec deux parents véritablement de même sexe, mais aussi celles qui l'étaient *apparemment* du fait d'une erreur de codage sur le sexe d'un des conjoints [voir partie 4 du document de travail]. La comparaison de la situation en janvier 2011 d'un même enfant à l'enquête Famille et logement et à l'enquête annuelle de recensement montrait que la moitié de l'écart entre les deux sources s'expliquait par ce phénomène.

En 2015, la proportion d'enfants en famille monoparentale d'après l'enquête annuelle de recensement décroît. C'est la seule année de baisse entre 2004 et 2019 et cela constitue une rupture de série. Les courbes de tendance avant et après 2015 font apparaître un léger décrochage, d'environ 0,5 point. (**figure 2.18**). À première vue, la responsabilité aurait pu être attribuée à la montée en charge de la collecte par internet car 2015 est la première année de collecte massive par internet du recensement. Néanmoins, cela coïncide également avec l'amélioration de la prise en compte des couples de même sexe dans l'analyse ménages-familles. Comme expliqué plus haut, avant 2015, si la famille était constituée de deux adultes de même sexe vivant avec un enfant, la relation conjugale n'était pas prise

en compte¹⁵. Le ménage devenait alors « complexe » dans la terminologie de l'AMF¹⁶ : il comprenait une famille monoparentale, avec à sa tête un adulte ayant déclaré vivre en couple, et un adulte isolé, ayant lui aussi déclaré vivre en couple. En reconstruisant une série sur les familles monoparentales qui exclut ces situations (ménages comprenant une famille monoparentale dont le parent a déclaré vivre en couple et au moins une personne isolée, hors famille), la rupture de série disparaît (**figure 2.19**). Avant 2015, environ 75 000 enfants mineurs classés en famille monoparentale étaient dans cette situation d'avoir un parent ayant déclaré vivre en couple, ils ne sont plus que 15 000 environ depuis, soit une réduction d'environ 60 000 enfants en famille monoparentale, 0,4% du total des enfants mineurs¹⁷.

En revanche, **la refonte de la feuille de logement en 2018 n'a pas introduit de rupture de série**, contrairement à ce qu'on aurait pu attendre. Cette rupture de série aurait pu être occasionnée par la complexité du remplissage de la nouvelle feuille de logement sur papier (et la majorité des familles monoparentales répondent sur papier) ou par une meilleure identification des couples, avec la fin de l'imputation des situations conjugales [voir partie 1 du document de travail]. De plus, l'amélioration du questionnement sur la multi-résidence en limitant les doubles-comptes d'enfants de parents séparés, pourrait conduire à une diminution des enfants en familles monoparentales qui constituent la majorité des enfants de parents séparés. Pourtant il ne semble pas y avoir de rupture globale de tendance décelable.

15. Cela concernait les couples de même sexe et ceux qui, bien que formés en réalité d'une femme et un homme apparaissaient comme un couple de même sexe du fait d'une erreur de codage sur le sexe d'un des deux conjoints (voir partie 4).

16. Pour l'AMF, un ménage complexe est composé de plusieurs familles, plusieurs adultes isolés ou, comme ici, une ou plusieurs familles vivant avec une ou plusieurs personne(s) isolée(s).

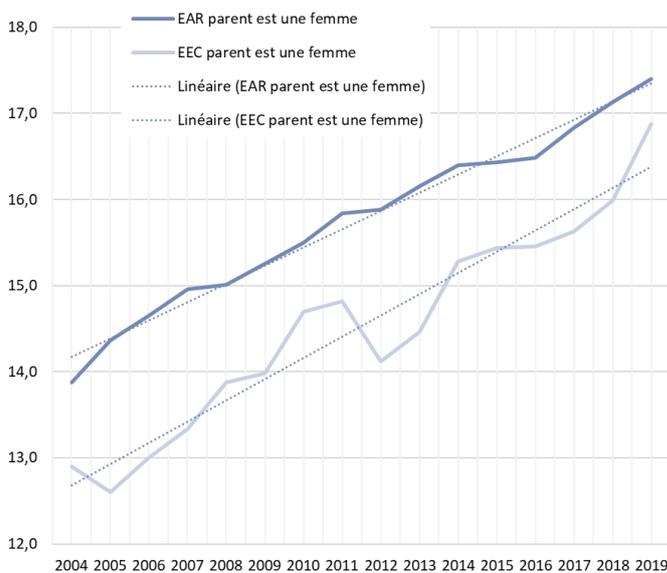
17. Du fait des erreurs de codage sur le sexe, cela ne constitue pas une estimation du nombre d'enfants vivant avec un couple de même sexe (Algava, Penant, 2019).

Figure 2.18 – Proportion d'enfants en familles monoparentales dans les enquêtes annuelles de recensement et les enquêtes Emploi (en %)

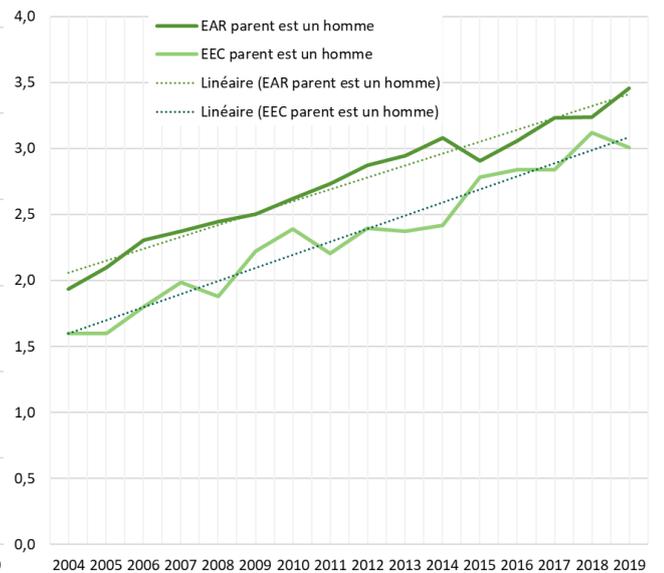


Selon le sexe du parent

Parents femmes



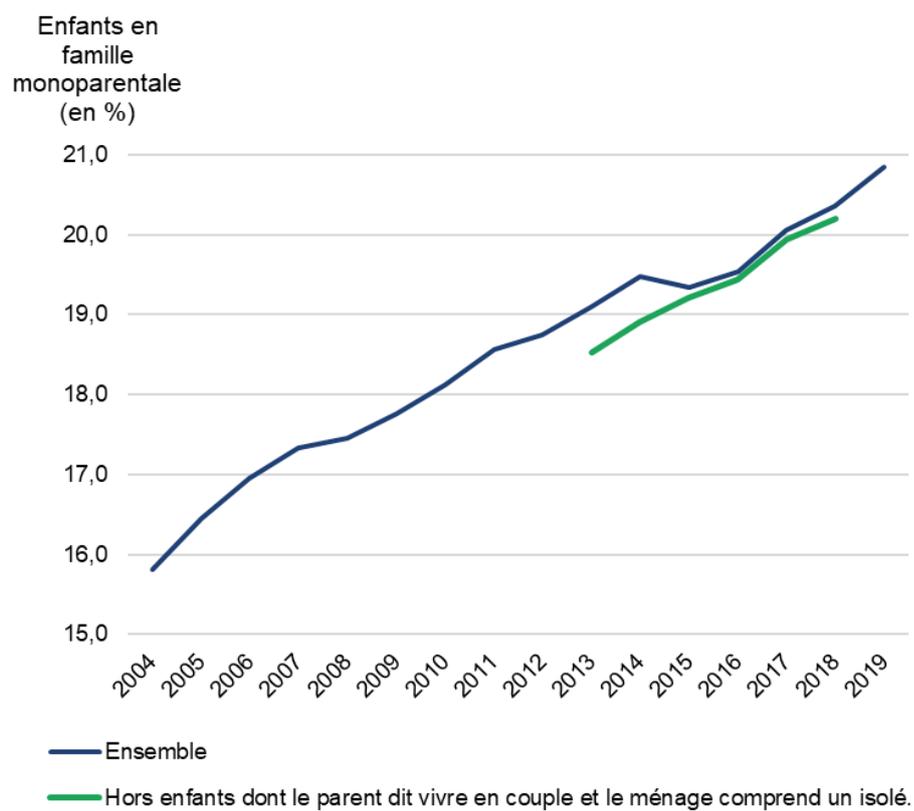
Parents hommes



Champ : France hors DROM, enfants mineurs

Sources : Enquêtes annuelles de recensement 2004-2019, enquêtes Emploi 2004-2018, enquêtes Familiales 1999 (enquête « Étude de l'histoire familiale » ; EHF 1999) et 2011 (enquête « Famille et logements », EFL 2011).

Figure 2.19 – Évolution de la proportion d'enfants en famille monoparentale



Champ : Enfants mineurs en ménage, hors FLNE, France hors DROM.

Sources : Enquêtes annuelles de recensement 2004-2019.

2. Les familles recomposées en France métropolitaine

Pour les familles recomposées, il n'existe pas de point de comparaison avec le passé au sein du recensement puisque l'EAR 2018 est la première à permettre la mesure du nombre de familles recomposées au recensement. Il est toutefois possible de comparer les résultats à ceux de l'enquête Emploi et des enquêtes Famille. Pour les enquêtes Famille de 1999 et 2011, nous nous appuyons sur les calculs réalisés par Aude Lapinte et Guillemette Buisson afin d'harmoniser les deux enquêtes (document de travail F1703 p 25-28).

Dans les enquêtes Famille 1999 et 2011 tout comme dans les EAR 2018 et 2019, la proportion d'enfants en famille recomposée est presque toujours identique, autour de 10,5 %¹⁸. Il semble qu'il y ait eu une légère croissance entre 1999 et 2018, ou plus exactement croissance entre 1999 et 2011 puis stabilité depuis (**figure 2.20**). Dans les enquêtes Emploi, l'estimation de la proportion d'enfants en famille recomposée est systématiquement inférieure. Elle est aussi plus variable d'une année à l'autre, même si une certaine tendance à la hausse se dégage. La répartition des enfants des familles recomposées selon leur situation (enfant de couple, de l'homme uniquement ou de la femme uniquement) est très similaire d'une source à l'autre (**figure 2.21**). En revanche, il est difficile de dégager une tendance d'évolution de chaque situation.

Au vu des variations fortes observées d'une année à l'autre dans l'enquête Emploi (hausse jusqu'en 2013, puis baisse jusqu'en 2016, puis hausse), cette source ne semble pas a priori être adéquate pour étudier l'évolution des familles recomposées. La comparaison des évolutions dans les enquêtes Emploi et les EAR permettra d'ici quelques années d'avoir un meilleur diagnostic sur la fiabilité de l'évolution des familles recomposées dans les enquêtes emploi, si ces évolutions sont proches.

Figure 2.20 – Proportion d'enfants en famille recomposée dans différentes sources (en %)

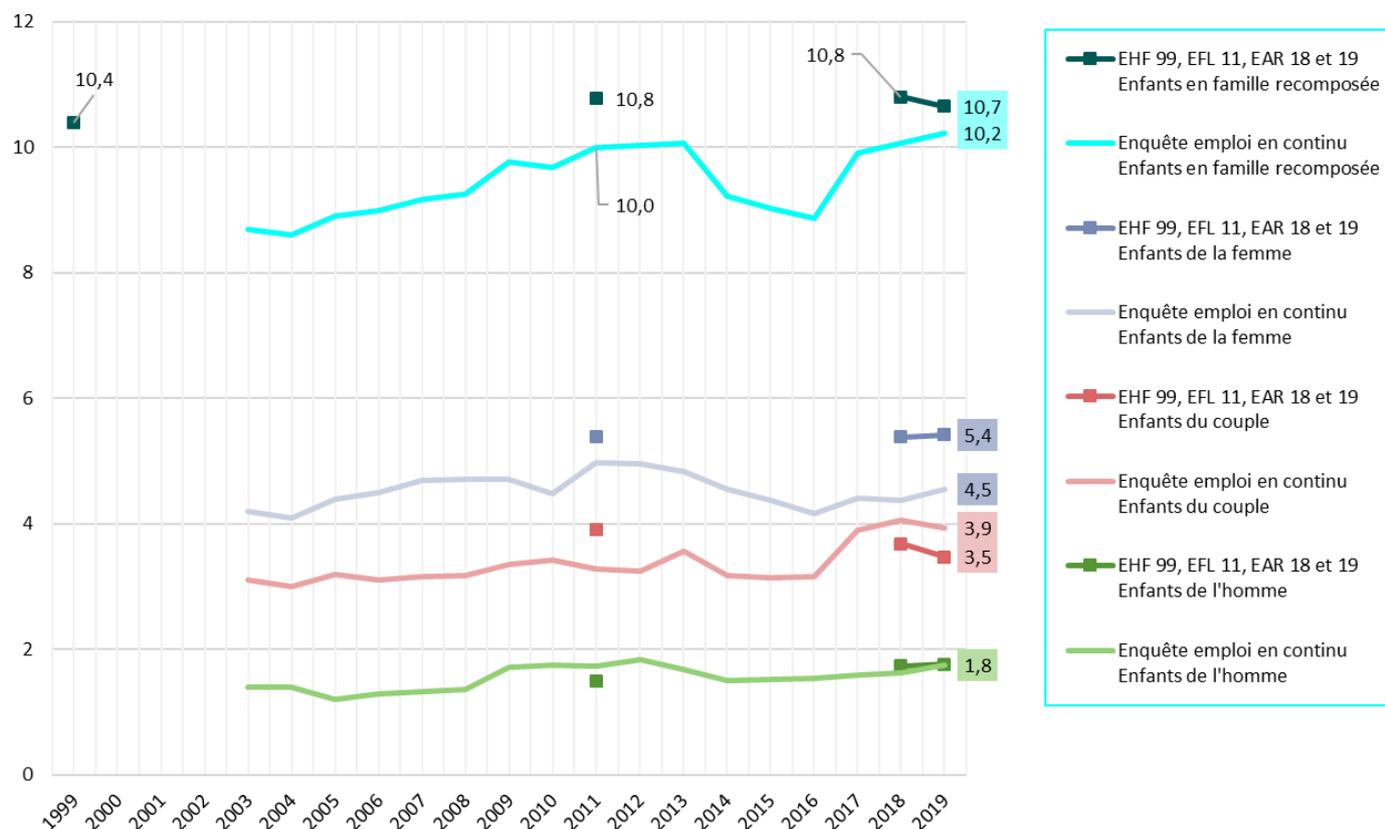


Champ : Enfants mineurs, France hors DROM

Sources : Enquêtes annuelles de recensement 2018 et 2019, enquêtes Emploi 2003-2018, EHF 1999, EFL 2011, Insee.

18. En revanche, comme les familles monoparentales croissent, cette stabilité se traduit par une hausse de la part des familles recomposées parmi les couples avec enfant(s), de 13,2 à 13,6 entre l'EFL 2011 et l'EAR 2018 par exemple.

Figure 2.21 – Proportion d'enfants en famille recomposée dans différentes sources selon leurs parents présents dans le logement (en %)



Champ : Enfants mineurs, France hors DROM

Sources : Enquêtes annuelles de recensement 2018 et 2019, enquêtes Emploi 2003-2018, EHF 1999, EFL 2011, Insee.

3. Les familles monoparentales dans les DROM

Dans les départements ultra-marins, et tout particulièrement aux Antilles, la monoparentalité est plus fréquente que dans les autres départements. L'origine de cette spécificité, étudiée de longue date, a pu faire débat (Lefaucheur, Brown 2011). Les familles monoparentales martiniquaises et guadeloupéennes sont pour partie l'expression d'un modèle matrifocal, où les naissances surviennent plus fréquemment en dehors d'une cohabitation conjugale, avec des situations de monoparentalité plus durable qu'en métropole (Marie, Breton, 2015). Marie et Breton, tout comme Lefaucheur (2018-1) soulignent toutefois que différents modèles coexistent et leur importance est variable dans les différentes couches sociales des sociétés guadeloupéenne et martiniquaise.

Mais il semble que la **forte croissance de la monoparentalité dans les 4 départements d'Outre-mer** pris en compte ici (**figure 2.22**) soit un phénomène moins souvent étudié. L'augmentation de la part des familles monoparentales à La Réunion est toutefois soulignée par Marie et Breton (2015). Lefaucheur (2018) souligne aussi une telle évolution à la Martinique et donne quelques pistes d'explication :

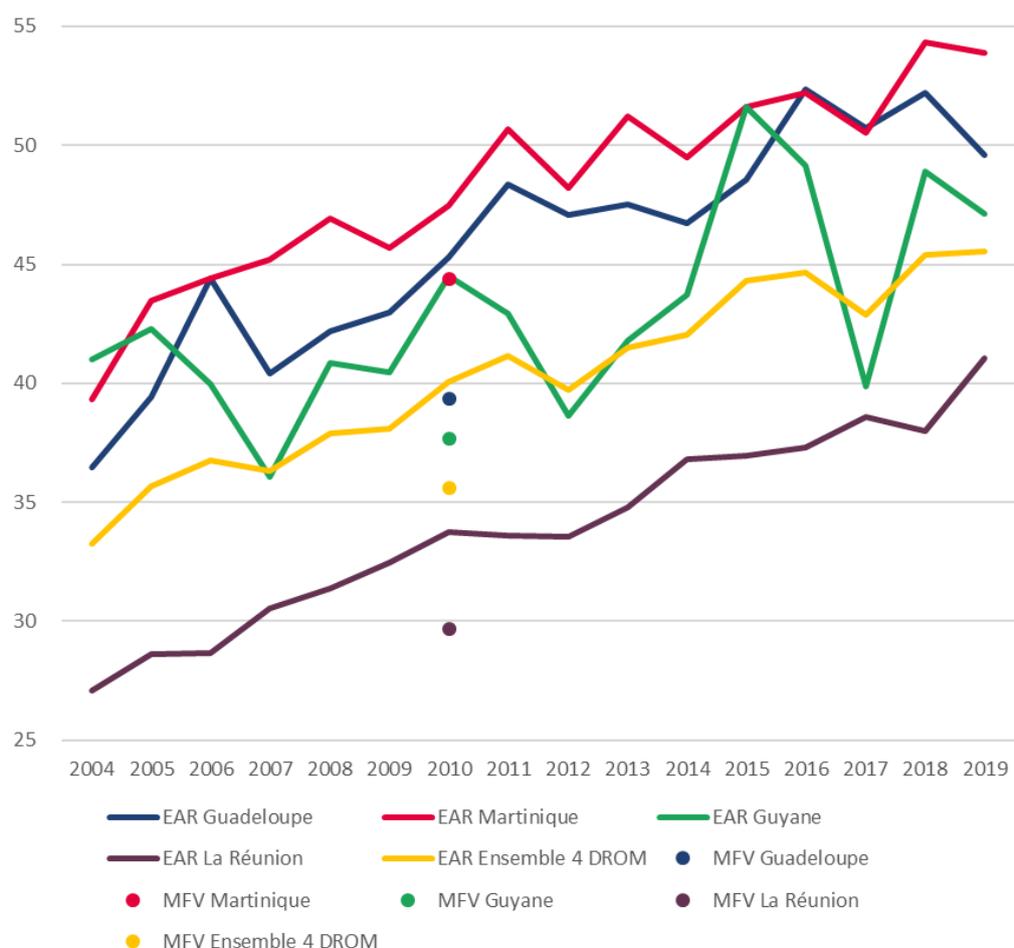
« Si, pour l'ensemble de la Martinique, les familles monoparentales représentaient déjà 42 % des familles avec enfants en 1999, le pourcentage atteignait 56 % quinze ans plus tard. À quoi rapporter cette progression ? On peut émettre diverses hypothèses [...] : réticence croissante des femmes à l'égard d'une vie de couple trop souvent marquée par le « machisme » masculin et l'infidélité du conjoint, [...] conséquences du record mondial de faiblesse du sex-ratio hommes/femmes détenu par la Martinique et de son aggravation (84,5 hommes pour 100 femmes en 2013, contre 96,1 hommes pour

100 femmes en 1970), [...]. On peut aussi y voir le poids de la religion dans la société martiniquaise et celui de la « respectabilité » dans la socialisation féminine, qui font encore souvent obstacle au recours à la contraception et à l'IVG. On peut encore rapporter cette progression aux effets de la modification radicale de la politique familiale outremer à l'égard des mères seules [...] qui permettrait un large transfert sur l'État de la responsabilité de l'entretien des enfants par leur père. On peut aussi la rapporter à un taux de chômage particulièrement élevé parmi les jeunes (56,4 % pour les 15-24 ans), ou à la prolongation de la scolarisation pour accroître les chances d'y échapper, qui n'autorisent pas plus l'un que l'autre les jeunes hommes à se conformer à l'impératif masculin de responsabilité en « mettant en case » les mères de leurs enfants. »

Cet ensemble d'explications pourrait expliquer la hausse observée dans les quatre départements d'Outre-mer étudiés, dont les modèles familiaux s'éloignent de ce point de vue de plus en plus de ceux des autres régions françaises puisque la monoparentalité y concerne près de la moitié des enfants (46 % en moyenne des 4 départements en 2019), proportion équivalente à celle des enfants en famille « traditionnelle » (44 % en 2019). Dans les régions métropolitaines, la monoparentalité croît aussi mais reste pour les enfants une situation très minoritaire.

Figure 2.22 – Évolution de la proportion d'enfants mineurs en famille monoparentale dans les DROM d'après les enquêtes annuelles de recensement 2004-2019

En %



Champ : Enfants mineurs, France hors DROM

Sources : Enquêtes annuelles de recensement 2004 à 2019, Insee, Enquête « Migrations, famille, vieillissement » (MFV), Ined-Insee 2010.

4. Les familles recomposées dans les DROM

Pour les familles recomposées, on dispose de moins de sources car l'enquête Famille et logements n'a été réalisée qu'en France métropolitaine. Toutefois, en 2009 et 2010, des enquêtes Migration, famille et vieillissement ont été réalisées en Martinique, en Guadeloupe et à La Réunion (Valentin-Marie, Breton). Dans ces enquêtes, un questionnaire similaire au tronc commun des ménages permet de savoir si certains enfants du ménage n'ont qu'un seul parent présent et donc de différencier au sein des couples les familles recomposées des familles « traditionnelles ». Néanmoins, il n'y a pas d'analyse ménage-famille similaire à celle effectuée pour le recensement et de distinction des familles au sein des ménages. De façon à avoir des données comparables, nous avons réparti les enfants des ménages complexes qui vivaient avec un seul de leurs parents entre familles recomposées et familles monoparentales (**figure 2.23**). Puis nous avons utilisé la clé de répartition des couples entre familles traditionnelles et recomposées pour l'appliquer aux couples avec enfants mesurés dans le recensement 2011.

On obtient ainsi la part des familles recomposées pour chacun des 4 départements en 2011. Les valeurs obtenues montrent que **comme pour les régions métropolitaines, la part des familles recomposées a peu évolué dans les 4 DROM** considérés (**figure 2.24**). Elle a augmenté en Martinique, en Guadeloupe et un peu plus fortement à La Réunion. En dépit de cette hausse, ces trois régions restent celles où la part des familles recomposées est la plus faible, surtout en Martinique. Au contraire, la Guyane, en 2011 comme en 2018 est la région où la part des familles recomposées est la plus élevée. En combinant l'enquête Famille et logements de 2011 et le recensement de 2011, cela nous permet d'avoir des données comparables pour la métropole en 2011. L'agrégation donne ensuite des données 2011 pour l'ensemble de la France, hors Mayotte.

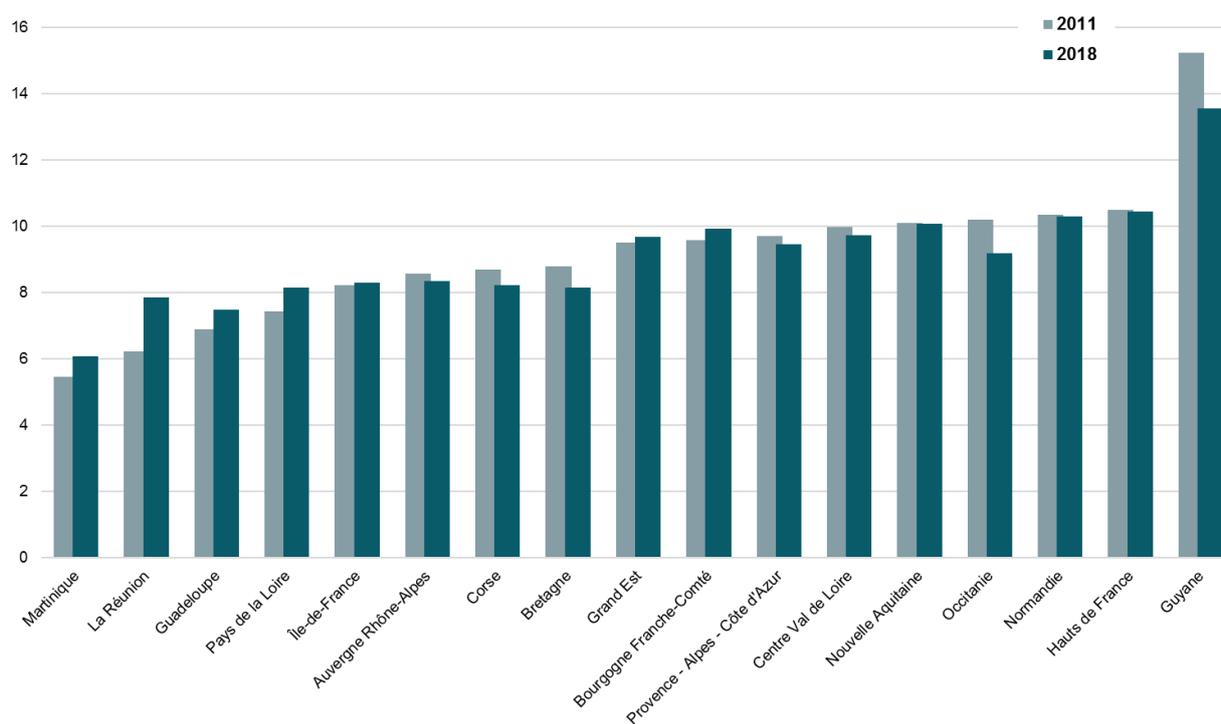
Figure 2.23 – Estimation des familles recomposées des DROM en 2011 (en %)

Type de ménage	Le ménage comprend un enfant avec un seul de ses parents	Type de famille	Guadeloupe	Martinique	Guyane	La Réunion	Ensemble 4 DROM
Migrations, famille, vieillissement							
Monoparental	Oui	Monoparentale	36,9	40,5	33,3	27,4	32,7
Couple	Oui	Recomposée	7,5	5,6	15,0	6,2	7,3
	Non	"Traditionnelle"	51,9	48,5	41,8	61,9	54,8
Ménage complexe	Oui	Monoparentale ou recomposée ?	3,0	4,4	6,3	2,8	3,5
	Non	"Traditionnelle"	0,8	1,0	3,5	1,8	1,6
Total			100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Migrations, famille, vieillissement - Réaffectation des ménages complexes							
Monoparental	Oui	Monoparentale	39,3	44,4	37,7	29,7	35,6
Couple	Oui	Recomposée	8,0	6,1	17,0	6,7	8,0
	Non	"Traditionnelle"	52,6	49,5	45,4	63,6	56,4
Total			100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Recalage sur le recensement de la population 2011							
Famille monoparentale			48,0	50,5	44,0	34,8	41,8
Famille recomposée			6,9	5,5	15,2	6,2	7,4
Famille "traditionnelle"			45,1	44,0	40,8	59,0	50,8
Total			100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Champ : Ménages ordinaires

Source : Enquête « Migrations, famille, vieillissement » (MFV 2010), recensement 2011, Insee

Figure 2.24 – Part des familles recomposées dans les familles par région, en 2011 et en 2018 (en %)



Champ : Familles avec enfant mineur

Source : EAR 2018, MFV 2010, RP 2011, EFL 2011

PARTIE III. LA MULTIRÉSIDENCE DES ENFANTS DE PARENTS SÉPARÉS

Résumé :

La feuille de logement rénovée en 2018 comporte des informations nouvelles sur les situations de multi-résidence. Ces nouvelles données visent à permettre de repérer les situations les plus fréquentes pour les enfants de parents séparés : garde exclusive par un des parents sans multi-résidence, résidence à parts égales chez chacun des parents (dite résidence alternée) et résidence principale chez un parent et une partie minoritaire du temps chez l'autre (dite résidence partagée). Même si l'équivalence est recherchée, les versions papier et internet du questionnaire diffèrent quelque peu sur la façon de poser les questions.

Cette partie vise à préciser la portée des résultats obtenus grâce à la refonte de 2018 en matière de connaissance de la situation résidentielle des enfants de parents séparés.

S'agissant de la résidence alternée, quand les enfants partagent leur temps à parts égales entre les logements de chacun de leurs parents séparés, les résultats obtenus sont globalement très cohérents avec ceux issus d'autres sources, notamment fiscales. La résidence alternée reste une modalité minoritaire pour les enfants de parents séparés, mais en forte croissance.

S'agissant de la résidence partagée, lorsque le temps est inégalement partagé, il existe moins de sources et elles sont moins cohérentes entre elles. La déclaration de la situation des enfants qui passent un week-end sur deux et la moitié des vacances chez un parent comme situation de multi-résidence est laissée à l'appréciation des parents. Or cette situation est la plus fréquemment prononcée dans les décisions de justice sur la résidence des enfants de parents séparés. Il est donc difficile d'interpréter les résultats qui incluent une partie, mais pas l'ensemble, des enfants dans cette configuration.

Globalement, il y a dans les EAR des biais déclaratifs, qui transparaissent dans certains résultats : au sein d'une même enquête annuelle de recensement, il y a des écarts entre les différentes mesures possibles du nombre d'enfants multi-résidents. Ces incohérences sont très similaires à celles relevées dans l'EFL 2011 : les parents ont tendance à déclarer davantage d'enfants comme résidant chez eux.

L'enquête Famille et logements de 2011 et les enquêtes annuelles de recensement produisent toutefois des résultats très comparables : il semble donc possible d'utiliser l'EFL 2011 comme le premier point d'une série statistique sur la multi-résidence des enfants de parents séparés.

Un des objectifs de la refonte de la feuille de logement en 2018 est d'améliorer la mesure et la compréhension des situations de multi-résidence, particulièrement pour les enfants dont les parents sont séparés. C'est un sujet par définition compliqué pour une enquête comme le recensement, qui donne une photographie des situations à un moment tandis que la multi-résidence suppose des mobilités fréquentes entre deux logements. Pour améliorer l'appréhension des situations, la nouvelle feuille de logement modifie assez fondamentalement l'approche de la multi-résidence des enfants de parents séparés. La principale nouveauté est la présence d'un tableau, le tableau B, explicitement consacré aux « enfants vivant chez leur autre parent la plus grande partie de l'année à la suite d'une séparation ou d'un divorce ». D'autres informations éclairent ces situations de multi-résidence.

La refonte de la feuille de logement a eu un impact à la baisse sur l'estimation du nombre total d'habitants¹⁹. La diminution est principalement expliquée par les améliorations apportées au questionnaire sur le repérage des situations de multi-résidence, qui sont des situations à risque de double-compte pour le recensement (être compté à tort dans chacun des logements au lieu d'un seul). En effet, dans l'EAR 2018 par rapport aux précédentes, les habitants permanents sont moins nombreux. En revanche, il y a davantage de personnes recensées dans un logement où elles ne passent qu'une partie de leur temps et où elles ne sont en conséquence pas comptées comme habitants permanents.

19 Voir les notes « Rénovation du questionnaire du recensement de la population sur les liens familiaux et les situations de multi-résidence. Impact sur les évolutions annuelles de population », Insee, 2019 et « Rénovation du questionnaire du recensement de la population. Estimation de l'effet questionnaire (ajustement) à partir d'une enquête de recensement (2018) », Note technique, Insee, janvier 2019.

Ces évolutions sont interprétées comme un effet de l'amélioration du questionnaire. L'hypothèse est que les parents avaient par le passé davantage tendance à déclarer leurs enfants comme habitants permanents, même s'ils ne passaient qu'une partie de leur temps dans le logement, faute de trouver où les inscrire ailleurs. Le questionnaire, désormais mieux adapté, réduirait les doubles-comptes et aboutirait à une diminution du nombre de personnes comptées à tort comme habitants permanents, en particulier parmi les enfants de parents séparés. Dans le présent document, nous n'aborderons pas le sujet de la comparaison entre l'EAR 2018 et les EAR précédentes sur la multi-résidence, car les informations étaient précédemment très fragmentaires, les listes des habitants non permanents n'étant pas saisies. Nous nous concentrons sur la comparaison des résultats de 2018 (et 2019) avec des sources externes.

A. Les principales situations de multi-résidence des enfants de parents séparés

Avant de comparer les sources, qui ont des façons différentes d'interroger les situations, il est utile de décrire les situations typiques pour s'accorder sur la façon de les dénommer.

Précisons d'emblée qu'on s'intéresse à la résidence et que, pour simplifier, on considère qu'une résidence est un endroit où l'on passe la nuit. Par ailleurs, l'analyse portera sur les **enfants mineurs**.

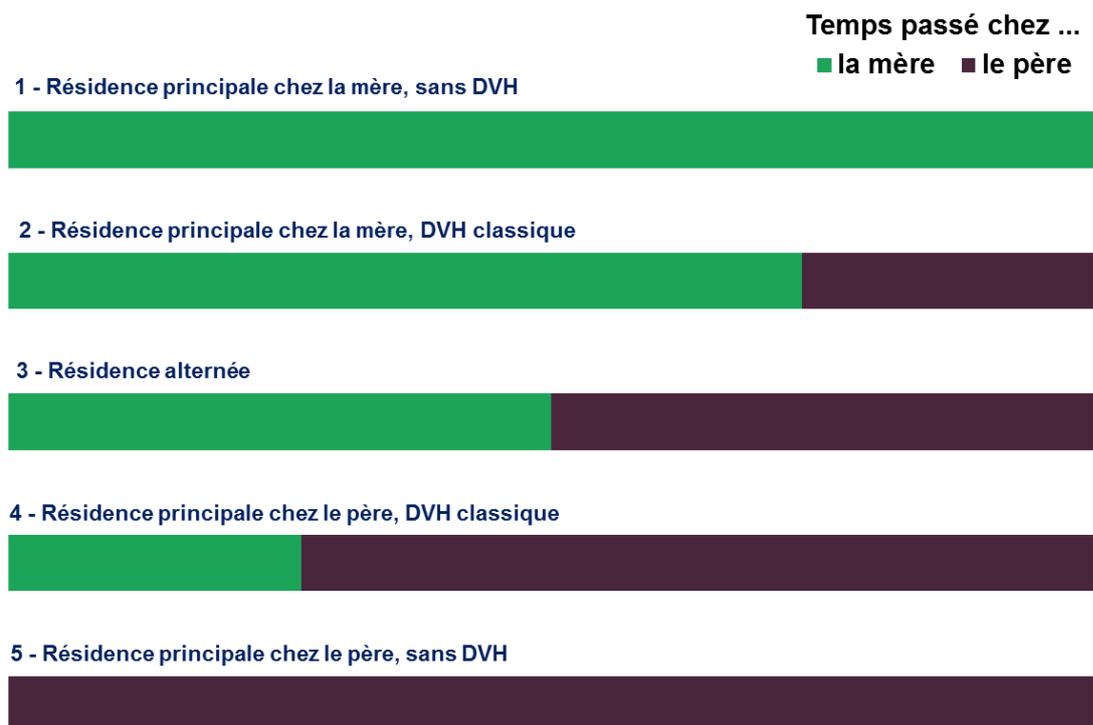
Un schéma de Benoit Hachet (2014) permet de mettre en évidence 5 situations « typiques » pour les enfants de parents séparés²⁰.

1. La résidence principale de l'enfant est fixée chez la mère, l'enfant y passe toutes les nuits, il n'est pas multi-résident.
2. La résidence principale de l'enfant est fixée chez la mère, mais le père a un droit de visite et d'hébergement (DVH), classiquement un week-end sur deux et la moitié des vacances scolaires. Cela correspond aux décisions de justice les plus fréquentes en cas de divorce ou de séparations passées devant un juge aux affaires familiales. L'enfant est multi-résident. Le terme de résidence partagée est parfois utilisé pour qualifier cette situation.
3. L'enfant a sa résidence fixée conjointement chez le père et la mère, il alterne entre ces deux domiciles, le plus souvent sur un rythme hebdomadaire. Cette situation, dite de résidence alternée, concerne une minorité croissante des enfants dont les parents sont séparés.
4. Cas symétrique du cas 2, mais beaucoup plus rare : La résidence principale de l'enfant est fixée chez le père, et la mère a un droit de visite et d'hébergement (résidence partagée).
5. Cas symétrique du 1 : La résidence principale de l'enfant est fixée chez le père, l'enfant y passe toutes les nuits, il n'est pas multi-résident.

En principe, il y a multi-résidence dans les cas 2 et 3 et 4 : l'enfant dort régulièrement dans plusieurs logements.

20. Lorsque l'enfant vit avec un seul de ses parents, il n'est pas possible de savoir le sexe de son autre parent. Compte tenu des faibles effectifs de familles homoparentales, on raisonne ici comme si l'enfant avait un parent de chaque sexe.

Figure 3.1 – Temps passé chez chacun des parents, les situations typiques des enfants de parents séparés



Note : Schéma repris de Hachet (2014).

B. Les situations de multi-résidence dans la nouvelle feuille de logement

Le principe de la feuille de logement, dans sa nouvelle forme comme dans l'ancienne, est de distinguer d'une part les habitants permanents, ceux qui doivent remplir un bulletin individuel et sont comptés dans la population municipale des communes et d'autre part les habitants non permanents, qui ne remplissent pas de bulletin individuel. Cette distinction repose en grande partie sur la quotité de temps passé dans le logement recensé, ce qui permet d'aborder les situations de multi-résidence.

1. Le questionnaire

Dans la nouvelle feuille de logement (FL) du recensement, utilisée à partir de l'enquête annuelle de 2018, les questions sont amenées de façon un peu différente sur internet et papier (figures 3.2 et 3.3).

Questionnaire papier (figure 3.2) :

- La personne qui remplit la feuille de logement doit d'abord décider dans quel tableau inscrire la personne. Pour les enfants mineurs, ils sont sauf exception inscrits soit dans le tableau A (Habitants permanents) soit dans le tableau B (Enfants vivants chez leur autre parent la plus grande partie de l'année à la suite d'une séparation ou d'un divorce). Pour choisir, la personne qui remplit la FL peut s'aider des explications écrites sur le côté du tableau : « *Inscrivez [dans le tableau A] les enfants qui habitent également chez un autre parent à la suite d'une séparation ou d'un divorce et qui vivent dans ce logement plus de la moitié du temps, ou la moitié du temps et y ont passé la nuit du début du recensement soit du mercredi 17 au jeudi 18 janvier* ».
- Ensuite, pour les enfants inscrits dans le tableau A, elle doit répondre à cette question : « *Si l'enfant habite aussi chez son autre parent à la suite d'une séparation ou d'un divorce, vit-il ici...* »
 1. *Plus de la moitié du temps*
 2. *La moitié du temps* »
- Pour les enfants inscrits dans le tableau B, elle doit répondre à cette question : « *L'enfant vit chez son autre parent...* »
 1. *Plus de la moitié du temps*
 2. *La moitié du temps* »

Figure 3.2 – Extrait de la feuille de logement du recensement, version papier

Personnes vivant habituellement dans le logement

A Habitants permanents du logement : personnes qui vivent dans ce logement la plus grande partie de l'année → Remplissez un bulletin individuel pour chacun de ces habitants												
<p>Inscrivez les personnes qui vivent dans ce logement la plus grande partie de l'année, y compris :</p> <ul style="list-style-type: none"> – les nourrissons même encore à la maternité ; – les personnes temporairement absentes ; – les sous-locataires et colocalitaires ; – les enfants qui habitent également chez un autre parent à la suite d'une séparation ou d'un divorce et qui vivent dans ce logement : <ul style="list-style-type: none"> • plus de la moitié du temps, • ou la moitié du temps et y ont passé la nuit du début du recensement, soit du mercredi 17 au jeudi 18 janvier. <p>Ne vous oubliez pas vous-même.</p> <p>Inscrivez également les :</p> <ul style="list-style-type: none"> – enfants mineurs logés ailleurs pour leurs études dont ce logement est la résidence familiale ; – conjoints éloignés pour raisons professionnelles ; – personnes majeures qui habitent ici pour leurs études ; – personnes présentes dans ce logement et qui n'ont pas de résidence habituelle ailleurs ; – employés de maison, salariés et jeunes au pair qui habitent ici. <p>N'inscrivez pas les personnes listées dans les autres tableaux ci-dessous.</p> <p>Pour les couples homoparentaux, les liens de mère et père sont à renseigner quel que soit le sexe des parents.</p>	Numéro de la personne	Nom	Prénom	Sexe (Masculin/ Féminin)	Année de naissance (AAAA)	Pour chacune des personnes vivant dans ce logement, renseignez le numéro de la personne ayant l'un des liens de parenté suivants avec elle			Si l'enfant habite aussi chez son autre parent à la suite d'une séparation ou d'un divorce, vit-il ici... plus de la moitié du temps ? la moitié du temps ?			
	1			M <input type="checkbox"/> F <input type="checkbox"/>	[][][][]	Le conjoint de la personne 1 est la personne n° []	La mère de la personne 1 est la personne n° []	Le père de la personne 1 est la personne n° []	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2		
	2			M <input type="checkbox"/> F <input type="checkbox"/>	[][][][]	Le conjoint de la personne 2 est la personne n° []	La mère de la personne 2 est la personne n° []	Le père de la personne 2 est la personne n° []	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2		
	3			M <input type="checkbox"/> F <input type="checkbox"/>	[][][][]	Le conjoint de la personne 3 est la personne n° []	La mère de la personne 3 est la personne n° []	Le père de la personne 3 est la personne n° []	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2		
	4			M <input type="checkbox"/> F <input type="checkbox"/>	[][][][]	Le conjoint de la personne 4 est la personne n° []	La mère de la personne 4 est la personne n° []	Le père de la personne 4 est la personne n° []	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2		
	5			M <input type="checkbox"/> F <input type="checkbox"/>	[][][][]	Le conjoint de la personne 5 est la personne n° []	La mère de la personne 5 est la personne n° []	Le père de la personne 5 est la personne n° []	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2		
	6			M <input type="checkbox"/> F <input type="checkbox"/>	[][][][]	Le conjoint de la personne 6 est la personne n° []	La mère de la personne 6 est la personne n° []	Le père de la personne 6 est la personne n° []	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2		
	7			M <input type="checkbox"/> F <input type="checkbox"/>	[][][][]	Le conjoint de la personne 7 est la personne n° []	La mère de la personne 7 est la personne n° []	Le père de la personne 7 est la personne n° []	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2		
	8			M <input type="checkbox"/> F <input type="checkbox"/>	[][][][]	Le conjoint de la personne 8 est la personne n° []	La mère de la personne 8 est la personne n° []	Le père de la personne 8 est la personne n° []	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2		
	S'il y a plus de 8 habitants permanents, indiquez le nombre de personnes supplémentaires []						et remplissez un bulletin individuel pour chacune.					
B Enfants vivant chez leur autre parent la plus grande partie de l'année à la suite d'une séparation ou d'un divorce → Ne remplissez pas de bulletin individuel pour ces enfants												
<p>Inscrivez ici les enfants qui vivent dans le logement de l'autre parent :</p> <ul style="list-style-type: none"> – plus de la moitié du temps ; – ou la moitié du temps et ont passé la nuit du début du recensement dans le logement de l'autre parent, soit du mercredi 17 au jeudi 18 janvier. 	Numéro de la personne	Nom	Prénom	Sexe (Masculin/ Féminin)	Année de naissance (AAAA)	<div style="background-color: #f0f0f0; padding: 10px; border: 1px solid #ccc;"> Merci de ne rien inscrire dans la partie hachurée </div>			Parmi les habitants permanents numérotés de 1 à 8		L'enfant vit aussi chez son autre parent... plus de la moitié du temps. la moitié du temps.	
	9			M <input type="checkbox"/> F <input type="checkbox"/>	[][][][]				Sa mère (biologique ou adoptive) La mère de la personne 9 est la personne n° []	Son père (biologique ou adoptif) Le père de la personne 9 est la personne n° []	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2
	10			M <input type="checkbox"/> F <input type="checkbox"/>	[][][][]				La mère de la personne 10 est la personne n° []	Le père de la personne 10 est la personne n° []	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2
	11			M <input type="checkbox"/> F <input type="checkbox"/>	[][][][]				La mère de la personne 11 est la personne n° []	Le père de la personne 11 est la personne n° []	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2

Questionnaire internet (figure 3.3) :

- La personne qui remplit le questionnaire en ligne commence par lister l'ensemble des « personnes vivant habituellement dans le logement », y compris ceux qui vivent aussi une partie du temps ailleurs.
- Pour chacun de ces occupants, une fenêtre « *Les lieux d'habitation de ...* » permet de préciser si l'enfant vit dans ce logement de façon permanente et s'il vit aussi dans un autre logement.
- Dans ce cas, une des situations proposées est : « *Suite à une séparation ou un divorce, ENFANT habite également chez son autre parent et...* »
 1. *Vit ici plus de la moitié du temps*
 2. *Vit ici la moitié du temps* »
- Le choix de la seconde modalité « *Vit ici la moitié du temps* » déclenche une nouvelle question : « *A-t-il dormi ici la nuit du début du recensement soit du mercredi 17 au jeudi 18 janvier 2018 ? 1. Oui 2. Non* »
Si oui il est inscrit dans le tableau A, si non il est dans le tableau B.

La principale différence entre les deux questionnaires est que le répondant papier fait un choix entre les deux tableaux (A ou B), tandis que le répondant internet ne voit pas ces deux tableaux. Ils sont reconstitués *a posteriori* lors de l'analyse des réponses. Par simplicité, nous parlerons d'enfants inscrits dans le tableau B même s'agissant d'enfants recensés sur internet. Il s'agira alors d'enfants pour lesquels les informations fournies sur internet ont conduit à les considérer comme habitants non permanents, résidant la majeure partie de leur temps chez leur autre parent. Sur internet, une fois que la personne a été listée comme « vivant habituellement dans le logement », la question sur l'existence d'un autre logement est explicite. Sur papier, pour les personnes inscrites en liste A, il n'y a pas de question directe sur l'existence d'un autre logement, seulement une question sur les enfants de parents séparés.

Figure 3.3 – Extraits de la feuille de logement du recensement, version internet

a) La liste des habitants

Liste des personnes vivant habituellement dans le logement

Veuillez inscrire chaque personne qui vit habituellement dans ce logement, y compris l'occupant principal déclaré précédemment.

N'oubliez pas :

- les *nourrissons* même encore à la maternité ;
- les *personnes temporairement absentes* (vacances, voyage d'affaires, hospitalisation de moins d'un mois, etc.) ;
- les *personnes qui vivent aussi une partie du temps ailleurs* :
 - o enfants ou étudiants scolarisés ailleurs,
 - o conjoints éloignés pour raisons professionnelles,
 - o enfants en résidence alternée (garde alternée à la suite d'une séparation ou d'un divorce),
 - o personnes âgées en institution, etc. ;
- les *colocataires* et les *sous-colocataires* ;

Ne vous oubliez pas vous-même !

Nom	Prénom	Sexe	Date de naissance	Supprimer cette personne de la liste
(ex. : DUPAS, Épouse MAURIN)		H: Homme F: Femme	(ex. : 12 mars 1986)	
1 MAURIN	Theo	<input checked="" type="radio"/> H <input type="radio"/> F	14 déc 2006	

b) Les lieux de vie de chaque habitant

Les lieux d'habitation de Théo MAURIN

Est-ce que Théo MAURIN (cochez la case correspondant à la situation) :

Vit dans ce logement de façon permanente la plus grande partie de l'année ? Oui Non

Si Théo MAURIN vit aussi dans un autre logement, merci de compléter la partie suivante :

Suite à une SÉPARATION OU UN DIVORCE, Théo MAURIN habite également chez son autre parent (père ou mère) et :

- vit ici plus de la moitié du temps.
- vit ici la moitié du temps.
- A-t-il dormi ici la nuit du début du recensement, soit du lundi 17 au mardi 18 avril: Oui. Non.
- vit ici moins de la moitié du temps.

En raison de ses ÉTUDES, Théo MAURIN :

- est logé ailleurs (internat, logement indépendant, chambre en ville, etc.) et revient vivre ici pour les week-ends ou les vacances.
- vit ici et retourne dans son logement familial pour les week-ends ou les vacances.

Pour des RAISONS PROFESSIONNELLES, Théo MAURIN :

- réside ailleurs la semaine et revient ici les week-ends.
- habite ici la semaine et retourne dans son logement familial le week-end.

Théo MAURIN est dans une AUTRE situation, car il :

- est hébergé dans un établissement (maison de retraite ou hospice, hospitalisation pour plus d'un mois, centre pour handicapés, foyer de travailleurs, militaires logés en caserne ou servant à l'étranger, établissement pénitentiaire, etc.) et ce logement est sa résidence principale.
- est employé de maison, salarié ou jeune au pair et habite ici.
- habite temporairement ici au moment du recensement mais réside la plus grande partie de l'année dans un autre logement.

2. Du questionnaire aux situations des enfants (1) : en théorie, toutes les situations de multi-résidence sont parfaitement repérables

En théorie, les questions à l'EAR permettent de distinguer l'ensemble des situations typiques décrites dans le schéma précédent. Sur les situations de multi-résidence, nous pouvons même confronter de façon globale les réponses des pères et des mères pour vérifier leur cohérence. Par exemple, en principe, un même nombre d'enfants doivent être déclarés par leur père comme vivant moins de la moitié du temps chez eux et par leur mère comme vivant plus de la moitié du temps, mais pas tout le temps, chez elles. Il n'est malheureusement pas possible pour un même enfant de connaître les réponses de chacun de ses parents : la comparaison ne peut se faire qu'au niveau global, statistique, et non au niveau individuel²¹.

Les cinq situations du schéma sont identifiées dans l'EAR, pour les enfants de parents séparés (un seul de leurs parents vit dans le logement recensé, éventuellement avec un conjoint qui est le beau-parent de l'enfant), de la façon suivante :

- Les enfants dans la situation 1 (résidence principale chez la mère, sans multi-résidence chez le père) sont en principe ceux recensés dans le logement de leur mère (listés en tableau A par le répondant du questionnaire papier, ou intégrés au tableau A suite aux réponses au questionnaire internet) et qui ne vivent pas ailleurs. Toujours en principe, ils ne sont pas déclarés par leur père puisqu'ils ne résident pas chez lui, même occasionnellement.
- Les enfants dans la situation 2 (résidence principale chez la mère, le père reçoit l'enfant régulièrement) sont en principe déclarés dans le tableau A par leur mère, comme vivant dans son logement plus de la moitié du temps et dans le tableau B par leur père, comme vivant moins de la moitié du temps chez lui.
- Les enfants dans la situation 3 (résidence alternée) sont en principe déclarés par leurs deux parents, par l'un dans le tableau A et par l'autre dans le tableau B, selon l'endroit où l'enfant a passé la nuit du 17 au 18 janvier 2018 (16 au 17 janvier 2019 pour l'EAR 2019). Chaque parent indique que l'enfant passe la moitié du temps dans son logement.
- Les enfants dans la situation 4 (résidence principale chez le père, la mère reçoit l'enfant régulièrement) sont en principe déclarés dans le tableau A par leur père et dans le tableau B par leur mère.
- Les enfants dans la situation 5 (résidence principale chez le père, sans multi-résidence chez la mère) sont en principe ceux recensés dans le logement de leur père (tableau A) et qui ne vivent pas ailleurs. Ils ne sont pas déclarés par leur mère en principe puisqu'ils ne résident pas chez elle, même occasionnellement.

Il est donc possible en théorie d'identifier les cinq situations dans l'EAR. Toutefois, cela suppose de faire des hypothèses fortes sur l'interprétation du questionnaire par les parents et sur leurs comportements de réponse : les parties suivantes permettront de discuter de cet aspect.

21. Grâce à l'échantillon démographique permanent, il sera possible de repérer les enfants faisant partie de l'échantillon recensés chez chacun de leurs parents la même année et donc de confronter les informations fournies par les deux foyers.

3. Du questionnaire aux situations des enfants (2) : influence de la non réponse partielle

(1) Dans le tableau A

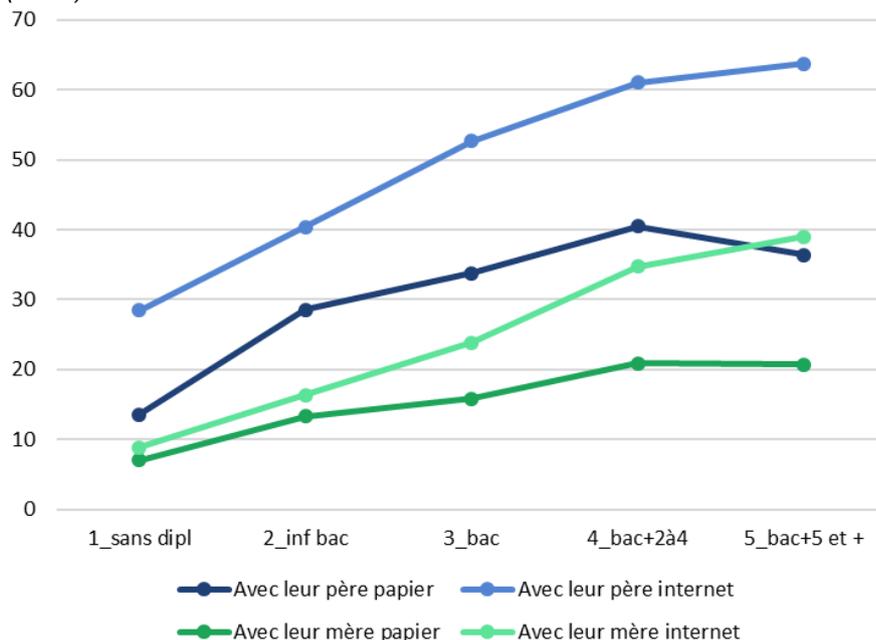
L'estimation du nombre d'enfants dans les différentes situations peut, pour ceux déclarés dans le tableau A, s'appuyer sur les corrections et imputations réalisées dans le cadre de l'analyse ménage-famille (AMF). C'est ce que nous faisons pour les questions sur les parents, en cas de non réponse. Pour les enfants recensés sur papier, une non réponse à la question sur la multi-résidence est interprétée comme « *l'enfant ne vit pas chez son autre parent* », donc une absence de multi-résidence, ce qui est tout à fait logique vue la formulation de la question (*Si l'enfant habite chez son autre parent, vit-il ici... ?*).

Néanmoins, pour 54 % des enfants inscrits sur papier dans le tableau B, nécessairement multi-résidents, la durée de résidence est manquante (*cf. infra*). On peut alors penser qu'**une partie des absences de réponse du tableau A ne sont pas de la non multi-résidence mais une absence de réponse à la question sur la multi-résidence**. Cela semble confirmé par les différences dans la proportion d'enfants de parents séparés multi-résidents selon le mode de collecte : pour ceux qui vivent avec leur père, 51 % sur internet, 30 % sur papier, et pour ceux qui vivent avec leur mère 25 % sur internet et 14 % sur papier. Cela pourrait s'expliquer par des effets de structure, largement évoqués dans les parties précédentes, par exemple le fait que les répondants au questionnaire papier sont moins souvent diplômés, donc leurs enfants moins souvent multi-résidents (surtout pour la résidence alternée²²). Mais à niveau de diplôme égal subsiste un écart important (figure 3.4). Bien entendu, le niveau de diplôme n'est pas la seule caractéristique qui différencie à la fois d'une part les parents d'enfants en résidence alternée et les autres parents, d'autre part les répondants papier et internet. Par exemple, à niveau de diplôme égal, les différences de niveau de vie pourraient jouer. Mais cet exemple laisse à penser que la multi-résidence est sous-déclarée sur papier²³, sans qu'il soit possible de savoir dans quelles proportions exactement. Nous avons estimé dans la partie II de ce document de travail à environ 20 % la non réponse sur papier aux questions sur les parents, dans les colonnes qui précèdent immédiatement celle qui interroge sur la multi-résidence. Il est vraisemblable que l'ordre de grandeur soit le même : la question vient après et elle est plus spécifique, mais elle est aussi *a priori* plus simple (sans lecture en double-entrée ni référence aux autres lignes).

22. Algava, Penant, Yankan, Insee première n°1728, 2019.

23. À noter que 53% des enfants de parents séparés sont recensés sur internet, 44% sur papier et 3% sont en FLNE (feuille de logement non enquêtée, faisant donc l'objet d'une imputation du questionnaire).

Figure 3.4 – Proportion d'enfants de parents séparés multi-résidents, selon le parent avec lequel ils résident, son niveau de diplôme, et le mode de collecte
(en %)



Champ : Enfants mineurs vivant avec un seul de leur parent (et éventuellement un beau-parent)

Source : Insee, EAR 2018

(2) Dans le tableau B

Pour les enfants dans le tableau B, les réponses ne sont pas apurées. N'intervenant pas dans le décompte de la population (car ce ne sont pas des habitants permanents du logement), les informations figurant au tableau B sont laissées telles qu'elles ont été recueillies (informations brutes), sans imputation en cas de non réponse à une question ni traitement de type analyse « Ménages-Familles ».

En premier lieu, pour 18 % des personnes inscrites au tableau B sur papier, **l'année de naissance** est manquante²⁴, ce qui empêche d'établir si la personne est majeure ou mineure. Pour pouvoir compter des enfants mineurs, la proportion de mineurs parmi ceux ayant une année de naissance déclarée (84 %) est imputée à ceux qui n'ont pas d'année de naissance déclarée. Sur les 675 000 enfants multi-résidents du tableau B, 84 000 sont ainsi considérés comme mineurs sans que leur année de naissance ait été déclarée.

En second lieu, certains enfants inscrits dans le tableau B n'ont pas de parent déclaré dans le logement. Ainsi, **sur papier, 50 % des enfants inscrits n'ont pas de parent déclaré dans le tableau B** : il n'y a pas de numéro d'habitant permanent du logement renseigné pour le père de l'enfant, ni pour sa mère. Il s'agit vraisemblablement de non réponse à ces questions, plutôt que de l'absence de parents dans le logement. La réponse est manquante pour 5 % des enfants sur internet. Pour notre analyse, on utilise donc la structure familiale du ménage (décrite à partir des habitants permanents) pour imputer : s'il s'agit d'une femme seule ou d'un homme seul il est possible d'en déduire qu'il est le parent de l'enfant. Dans les autres cas, minoritaires, par exemple si le ménage est composé d'un ou plusieurs couples, nous affectons un parent au prorata des réponses (par exemple, pour les enfants inscrits dans le tableau B

24. Cela concerne 100% des enfants inscrits au tableau B par imputation d'une FLNE, mais aucun des enfants recensés sur internet, où il est obligatoire de fournir l'année de naissance.

sur papier qui ont un parent déclaré, dans 74 % des cas il s'agit de leur père donc on reproduit cette proportion)²⁵.

Troisième donnée fréquemment manquante dans le tableau B, la **durée de résidence dans l'autre logement** : la moitié ou plus de la moitié du temps ? **Pour 54 % des enfants dans le tableau B recensés sur papier, la réponse est manquante.** Nous les affectons alors au prorata des réponses : 54 % des enfants déclarés par leur mère sont à moitié présents dans le logement et 28 % de ceux déclarés par leur père. Il est difficile d'utiliser **les proportions constatées sur internet** car celles-ci sont nettement supérieures : **73 % des enfants déclarés au tableau B par leur mère sont alternants et 44 % de ceux déclarés par leur père.** Mais la résidence alternée comme le fait de répondre sur internet sont davantage le fait des plus diplômés, ce qui rend l'extrapolation difficile.

Figure 3.5 – Imputations appliquées aux enfants déclarés dans le tableau B.

2018 (en milliers)	Avant imputations*				Après imputations		
	leur père	leur mère	on ne sait pas	total	leur père	leur mère	total
Résidence « partagée »	212	41	7	260	294	65	359
Résidence alternée	146	108	5	259	179	136	315
Multirésidence sans précisions	77	38	40	155			
Ensemble	435	187	52	674	473	201	674

* : la minorité a été imputée si nécessaire ainsi que la présence des parents dans les situations évidentes (lorsqu'il n'y a qu'un adulte dans le ménage, il est désigné comme le parent).

Champ : Enfants mineurs inscrits dans le tableau B, ou situation équivalente sur internet.

Source : Insee, EAR 2018, France hors Mayotte.

4. Du questionnaire aux situations des enfants (3) : Résultats

Après imputations, il est possible de ventiler les enfants de parents séparés recensés comme permanents (tableau A sur papier) ou non permanents (tableau B sur papier) selon leur mode de résidence tel qu'il ressort des réponses données sur la feuille de logement lors de leur recensement (figure 3.5).

Nous faisons ici l'hypothèse forte (cf. infra) que lorsque l'enfant n'est pas déclaré comme vivant une partie du temps chez son autre parent, il n'y réside pas, même une partie du temps. Sous cette hypothèse, nous obtenons la ventilation présentée en figure 3.6. Il devient alors possible de comparer les réponses sur la multi-résidence d'après les réponses au tableau A à celles du tableau B²⁶.

Deux constats principaux se dégagent:

- En comptabilisant les enfants en résidence principale, c'est-à-dire comptés comme habitants permanents dans le tableau A (les deux colonnes de gauche sur la figure 3.6), la répartition suivante est obtenue (figure 3.7) :

25. Sur internet, la proportion est proche, 67 % en 2018.

26. Au moment du décompte des populations légales et des études sur les habitants permanents, les enfants du tableau B ont par construction un poids nul. On leur affecte ici le poids du logement, qui est identique au poids de chaque habitant permanent du ménage (y compris les enfants présents).

- **Les deux tiers des enfants de parents séparés sont déclarés par leur mère comme vivant uniquement chez elle ;**
 - **10 % vivent uniquement chez leur père ;**
 - **Un peu moins d'un quart des enfants de parents séparés sont déclarés multi-résidents** : parmi eux 55 % vivent principalement chez un seul parent et passent une partie du temps chez l'autre, on parlera alors de résidence « partagée », et 45% partagent leur temps à parts égales entre leurs deux parents, et sont dits en résidence alternée.
- Les effectifs de multi-résidents, estimés via le tableau B (les deux colonnes de droite sur la figure 3.5), sont nettement inférieurs : 674 000 contre 927 000. Cet écart existe dans toutes les situations : **les parents déclarent davantage d'enfants présents à leur domicile**. Les deux principales raisons possibles seront discutées par la suite : soit certains enfants qui auraient dû être déclarés comme non permanents (et inscrits au tableau B) ne sont pas déclarés du tout par les parents concernés, soit trop de parents déclarent les enfants en tableau A au lieu de B (ce qui conduit à des doubles-comptes). Les deux situations coexistent d'ailleurs très vraisemblablement : certains enfants sont listés à tort dans les habitants permanents, d'autres enfants sont omis à tort du tableau B.

La réédition de l'analyse sur l'année 2019 produit des résultats à la structure exactement identique, à l'exception d'une hausse des effectifs d'enfants en résidence alternée, ce qui est attendu compte-tenu des évolutions données par d'autres sources qui montrent que ce mode de résidence croît.

Les parties suivantes nous permettront de discuter de ces résultats, de leur cohérence interne et par rapport à d'autres sources. Comme nous le montrerons par la suite, il semble particulièrement difficile de supposer que les parents déclarent comme multi-résidents tous les enfants qui sont en résidence principale chez un parent avec un droit de visite et d'hébergement classique (DVH) pour leur autre parent. Une partie de ces enfants sont vraisemblablement recensés comme vivant exclusivement chez un de leurs parents, sans mention de la multi-résidence. En revanche, la situation de résidence alternée, semble moins équivoque et sa déclaration paraît plus cohérente. C'est pourquoi nous préférons parler de situations de résidence « partagée », sans mention du DVH pour désigner la situation des enfants qui sont recensés comme vivant dans les deux logements de leurs parents séparés, mais à parts inégales.

Ce sont d'abord les résultats sur la résidence alternée qui seront étudiés, puis ceux sur la résidence partagée. Enfin, pour comparer avec l'enquête Famille et logements, le regroupement des deux, qui constitue une mesure globale de la multi-résidence des enfants de parents séparés, sera analysé.

Figure 3.6 – Situation des enfants mineurs de parents séparés dans les EAR 2018 et 2019

2018 (en milliers)

Recensés chez :	Tableau A		Tableau B	
	leur père	leur mère	leur père	leur mère
1 Résidence exclusive chez la mère	//	2 639	//	//
2 Résidence « partagée », principalement chez la mère	//	431	294	//
3 Résidence alternée	209	211	179	136
4 Résidence « partagée », principalement chez le père	76	//	//	65
5 Résidence exclusive chez le père	417	//	//	//
Ensemble	702	3 281	473	201

2019 (en milliers)

Recensés chez :	Tableau A		Tableau B	
	leur père	leur mère	leur père	leur mère
1 Résidence exclusive chez la mère	//	2 674	//	//
2 Résidence « partagée », principalement chez la mère	//	421	287	//
3 Résidence alternée	224	228	180	142
4 Résidence « partagée », principalement chez le père	77	//	//	64
5 Résidence exclusive chez le père	441	//	//	//
Ensemble	741	3 324	467	206

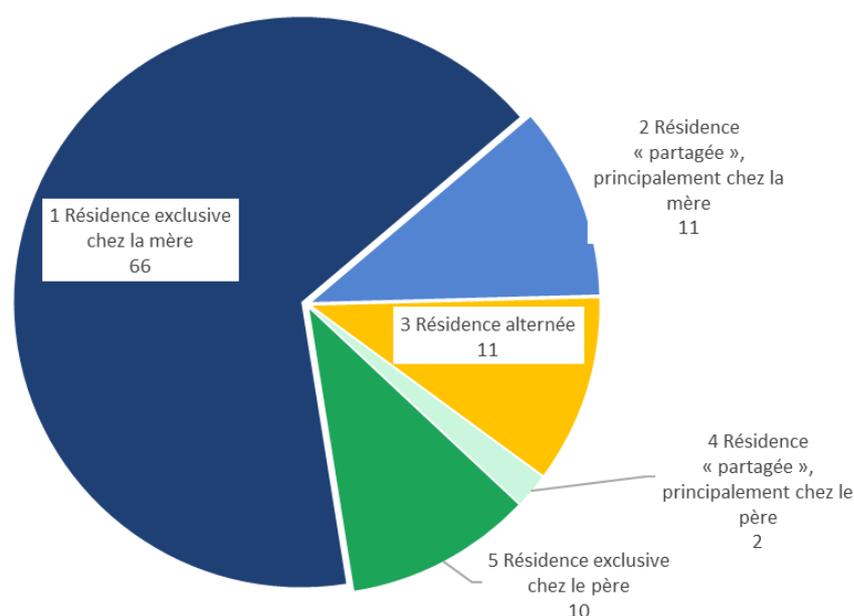
// : N'a pas lieu d'être.

Champ : France hors Mayotte, enfants mineurs.

Source : EAR 2018 et 2019, Insee

Figure 3.7 – Modalités de résidence des enfants de parents séparés en 2018

(en %)



Champ : France hors Mayotte, enfants mineurs

Source : EAR 2018, informations du tableau A, Insee.

C. Les enfants en résidence alternée : des résultats cohérents avec ceux des données fiscales

Parmi les enfants, il serait logique de penser que ceux en résidence alternée sont les mieux déclarés comme multi-résidents, car il y a moins de place à l'interprétation : l'enfant a assez clairement deux résidences et la décision de justice, s'il y en a une, fixe une résidence conjointe chez le père et la mère. Effectivement, la cohérence des données collectées dans les enquêtes annuelles de recensement avec les sources externes, notamment les données fiscales, est très bonne. Pourtant, les déclarations des enfants concernés ne sont pas exemptes d'incohérences internes.

1. Une évolution cohérente d'une source à l'autre : de plus en plus d'enfants en résidence alternée

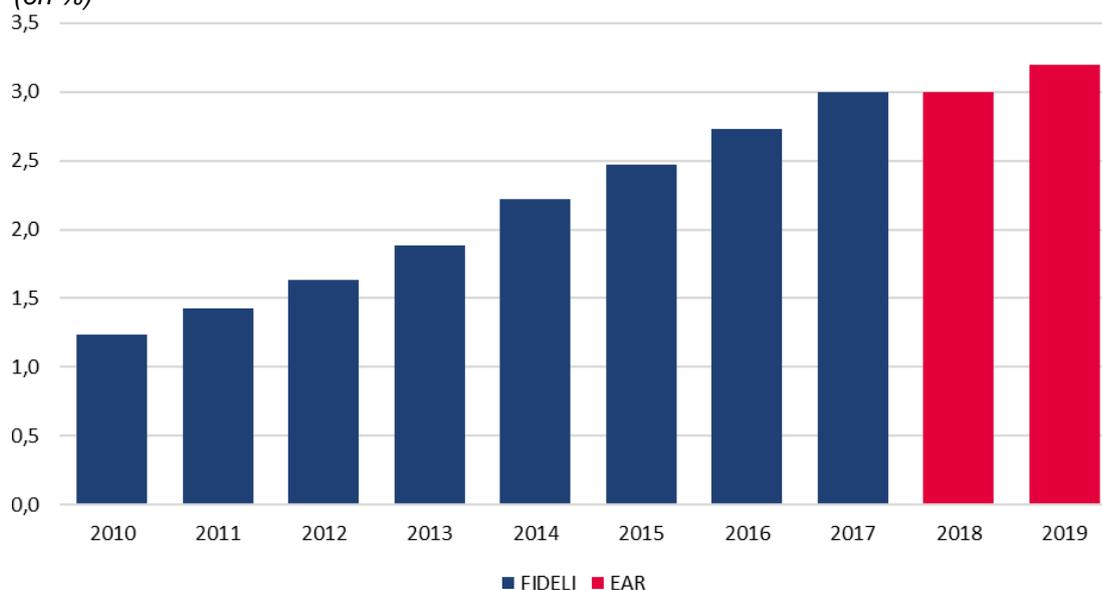
(1) Le fichier démographique sur les logements et les individus (Fidéli)

D'après les données de l'**enquête annuelle de recensement 2018** sur les habitants permanents (données du tableau A), **sur 3,98 millions d'enfants de parent séparés 420 000 sont en résidence alternée, soit 10,6 %**. Cela représente **3,0 % de l'ensemble des enfants mineurs**. Ils étaient 452 000 enfants en 2019 et 480 000 en 2020, représentant 11,1 % puis 11,5 % des enfants de parents séparés (Bloch, 2021). La résidence alternée est donc un mode d'organisation minoritaire, mais en forte croissance. Cette croissance est confirmée par d'autres sources.

Ainsi, **ces résultats sont très cohérents avec ce qui ressort des données fiscales** intégrées au fichier démographique sur les logements et les individus (Fidéli). Fidéli est une base de données statistiques, constituée par l'Insee, issue des fichiers d'imposition des personnes à l'impôt sur le revenu, la taxe d'habitation et la taxe foncière. Il regroupe une information quasi exhaustive sur les individus, les logements et les mobilités résidentielles. Il contient également des éléments sur le niveau de vie des personnes. Cette base reprend tous les éléments de la déclaration fiscale des parents, et permet ainsi de repérer les enfants en résidence alternée. En effet, les parents indiquent cette situation afin que la (demi-)part fiscale afférente à l'enfant soit répartie entre les deux parents. Chaque enfant alternant est ainsi compté dans chacun des logements de ses parents, et les statistiques sont donc établies sur l'ensemble des logements où ils résident. En conséquence, la pondération des enfants alternants a été divisée par deux.

Même si le concept sous-jacent est proche (enfants qui partagent leur temps à parts égales entre leurs deux parents), la façon de l'aborder est très différente entre l'EAR et Fidéli. Pourtant les résultats sont très concordants (figure 3.8). En effet, la proportion d'enfants mineurs déclarés en résidence alternée par leurs parents sur la déclaration fiscale passe de 1,2 % en 2010 (déclaration 2011 sur les revenus 2010) à 3,0 % en 2017 (déclaration 2018 sur les revenus 2017). Le sens et l'ordre de grandeur de l'évolution concordent. Il en va de même des effectifs : 413 000 enfants en 2017 d'après Fidéli 2018 ; 420 000 enfants d'après l'EAR 2018. Ces deux effectifs correspondent à 3 % des enfants mineurs (figure 3.7).

Figure 3.8 - Proportion d'enfants en résidence alternée parmi l'ensemble des enfants mineurs (en %)



Champ : France hors Mayotte, enfants mineurs

Source : EAR 2018 et 2019, Fichier démographique sur les logements et les individus (Fidéli) 2011 à 2018, Insee.

(2) Les données des caisses d'allocations familiales

Les données des caisses d'allocations familiales constituent une autre source d'information sur les enfants en résidence alternée. En effet, depuis 2007, les parents dont les enfants sont en résidence alternée peuvent partager les allocations familiales. Céroux et Hachet (2019) ont relevé dans ces données que « depuis dix ans, le partage des allocations familiales (Af) dans le cadre de la résidence alternée a augmenté continûment ». Ils notent également « Du côté des enfants en résidence alternée et non plus des parents : + 63 % d'enfants concernés la première année, + 11 % par an depuis 2015 ; en effectif, ils sont 7,2 fois plus nombreux qu'en 2007 (respectivement 238 884 et 33 229 enfants) ». Le maintien d'une croissance soutenue passée la période de montée en charge correspond aux observations dans Fidéli (+11 % entre 2015 et 2016, + 10 % et + 7 % les années suivantes). Il en va de même dans l'EAR (+8 % entre 2018 et 2019).

En revanche, les effectifs ne coïncident logiquement pas : le nombre d'enfants pour lesquels les parents partagent les allocations familiales est bien plus faible que celui enregistré dans Fidéli ou dans les EAR, de l'ordre de 75% plus élevé. Deux éléments contribuent sans doute à cet écart :

- Pour partager les allocations familiales, il faut y avoir droit et donc que les foyers des deux parents comprennent au moins deux enfants (soit deux enfants – ou plus – de l'ancien couple, tous deux alternants, soit une autre configuration où chacun des parents a un ou plusieurs autres enfants, non alternants ou non issus du même couple). Or, dans l'EAR 2018, 28 % des enfants alternants vivent dans un logement ne comprenant qu'un enfant mineur.

- Second élément, il faut que les parents souhaitent partager les allocations familiales. Les parents peuvent déclarer à la caisse d'allocations familiales (Caf) la résidence alternée tout en renonçant au partage, mais cette situation est alors mal enregistrée. Les arrangements financiers entre les deux ex-conjoints peuvent se faire hors de la médiation de la Caf, d'autant que le partage Caf ne peut concerner que les allocations familiales et non les autres prestations familiales éventuellement perçues.

(3) Les données des décisions des juges aux affaires familiales

Autre source d'information sur les résidences alternées, les enquêtes de 2003 et 2012 sur les décisions de justice concernant la résidence des enfants mineurs, réalisées par le ministère de la Justice. Entre ces deux enquêtes, la proportion d'enfants pour lesquels est décidée une résidence alternée a beaucoup augmenté, de 10 à 17 % entre 2003 et 2012. Cela reste un mode de résidence peu fréquemment prononcé par les juges car peu sollicité par les parents (Bessière et al., 2013).

La comparaison entre le recensement, les données fiscales et les enquêtes du ministère de la Justice se doit d'être prudente car les approches sont assez différentes :

- L'enquête du ministère de la **Justice** porte sur un **flux** de décisions, afin de régler la situation des familles au moment du divorce ou de la séparation, et non sur la situation des enfants, en **stock**, comme dans le **recensement**.

- **Lorsque des parents se séparent, la fixation de la résidence des enfants ne fait pas toujours l'objet d'une décision de justice pour fixer leur résidence.** C'est en principe systématique en cas de divorce, si les parents étaient mariés, et assez fréquent en cas de rupture d'une union libre. Il peut aussi y avoir des situations où les parents n'ont jamais vécu en couple ou se sont séparés avant la naissance de l'enfant. Dans ce cas, il est peu probable, mais néanmoins possible, que la résidence de l'enfant ait fait l'objet d'une décision de justice.

- Au recensement, il est possible de comptabiliser les enfants qui vivent avec un seul parent (et son éventuel conjoint), mais il n'est pas possible de savoir si l'enfant a un autre parent qui vit ailleurs ou non, lorsque le second parent est inconnu ou décédé. Or si l'enfant n'a qu'un parent, il n'y a évidemment pas lieu de fixer la résidence de l'enfant. Par abus de langage, on parle dans cette partie d'enfants de parents séparés pour désigner les enfants qui vivent avec un seul parent. Seule une enquête avec une dimension biographique permettrait de savoir quel est l'évènement qui a fait que l'enfant cohabite avec un seul parent au moment de son recensement, le fait générateur : la séparation de ses parents, cas le plus fréquent ; le décès d'un de ses parents ; la naissance de l'enfant alors que son parent (il s'agit alors de la mère) ne vit pas en couple.

- Avec toutes ces réserves, une estimation du nombre d'enfants de parents séparés dont les modalités de résidence ont été fixées par une décision de justice est proposée dans l'encadré 3 : **environ la moitié des enfants de parents séparés ne seraient pas couverts par une décision de justice.** Comme ils sont sans doute dans des situations particulières (vraisemblablement plus souvent gardés exclusivement par un parent), cela explique en partie les divergences constatées entre décisions de justice et situation des enfants au recensement.

- **La pratique peut différer de la décision de Justice**, si les parents en sont d'accord, **et peut également évoluer dans le temps** : la résidence des enfants quelques années après la décision n'est pas forcément celle qui prévalait au moment de la séparation des parents. Ainsi, deux ans après la décision du juge aux affaires familiales, 10 % des divorcés de 2012 ont changé la résidence des enfants et 16 % les modalités de la résidence (droit de visite et d'hébergement ou modalités de la résidence alternée). Les parents reviennent d'ailleurs plus souvent sur la résidence alternée que sur les autres types de résidence (Cretin, 2015). La résidence telle qu'observée dans la pratique n'est donc pas forcément celle qui a été validée au moment de la séparation.

De fait, les proportions d'enfants en résidence alternée sont plus faibles dans l'EAR et dans les données fiscales que d'après les décisions de justice.

Dans l'EAR 2018, la proportion d'enfants en résidence alternée parmi les enfants de parents séparés est de 11,1 % pour la France métropolitaine. C'est peu comparé à la proportion de 17 % mesurée dans

l'enquête du ministère de la Justice de 2012, cinq ans auparavant, dans un contexte où la proportion d'enfants en résidence alternée augmente sensiblement.

Comme les données fiscales (source Fidéli) sur les effectifs d'enfants en résidence alternée sont comparables à celles des EAR sur les données récentes, on peut faire l'hypothèse que si la refonte du recensement avait eu lieu plus tôt, dès 2012, les stocks d'enfants alternants y auraient été similaires à ceux observés dans le dispositif Fidéli pour 2011 (déclaration 2012). Mais une des principales limites de Fidéli pour l'étude des structures familiales est l'incapacité de repérer les enfants de parents séparés. Cela empêche de calculer le dénominateur et donc la proportion d'enfants de parents séparés pour lesquels est mise en place une résidence alternée, qui soit comparable à la proportion de 17 % mesurée dans l'enquête sur les décisions de justice. Pour contourner cette difficulté en utilisant pour l'année 2011 au dénominateur le nombre d'enfants de parents séparés mesuré dans l'enquête Famille et logements 2011, soit 3 395 000 enfants, et au numérateur les effectifs d'enfants alternants en 2011 (déclaration 2012) dans Fidéli, on trouve une proportion de 6,6 % des enfants de parents séparés, deux fois et demi inférieure à la mesure réalisée sur les décisions de justice de 2012.

Encadré 3 : Peut-on estimer la proportion d'enfants de parents séparés dont la résidence a été fixée par décision de justice ?

Estimer la proportion d'enfants de parents séparés dont la résidence a été fixée par décision de justice permet de savoir si les modalités de résidence fixées par ces décisions concernent tous les enfants dont les parents ne vivent plus ensemble (ou n'ont jamais vécu ensemble). Il s'agit de savoir si ces décisions sont représentatives des situations d'ensemble suite à une séparation, même si les parents peuvent parfois repasser devant le juge pour faire acter une autre décision ou peuvent pratiquer des modalités de résidence différentes de celles décidées au moment du jugement. Pour calculer la proportion d'enfants concernés, il faut **rapporter le nombre d'enfants mineurs qui font l'objet chaque année d'une décision de justice à l'effectif annuel d'enfants nouvellement enfants de parents séparés.**

a) L'effectif annuel de nouveaux enfants de parents séparés

Le recensement ne permet pas exactement de mesurer les enfants dont les parents sont séparés mais ceux qui vivent avec un seul parent, et son éventuel conjoint. Généralement un enfant vit de façon nouvelle avec un seul de ses parents parce ces derniers se sont séparés, mais ce peut être aussi suite au décès de l'un d'entre eux. Certains enfants naissent alors que leur mère ne vit pas en couple, qu'elle l'ait fait par le passé ou non, que l'enfant ait ou non un autre parent qu'il connaît et/ou qui l'a reconnu. Par abus de langage, on parle d'enfants de parents séparés pour désigner les enfants qui vivent avec un seul parent.

- **Méthode d'estimation avec deux enquêtes annuelles de recensement**

Il est possible de faire une estimation du flux annuel d'enfants de parents nouvellement séparés à l'aide des enquêtes annuelles de recensement 2018 et 2019 (figure 1). On utilise pour cela le fait qu'un enfant résidant en France dont les parents se séparent devient enfant de parents séparés et reste dans cette catégorie jusqu'à sa majorité, à quelques exceptions près que l'on néglige ici (migrations internationales par exemple). Pour chaque cohorte, les nouveaux enfants de parents séparés peuvent donc être estimés par différence des effectifs entre deux enquêtes de recensement.

Par exemple, en janvier 2018, il y a 124 000 enfants nés en 2015 dont les parents sont séparés, et l'année suivante, en janvier 2019, ils sont 147 000. On estime alors que 23 000 ont connu la séparation de leurs parents en 2018, c'est-à-dire entre 3 et 4 ans.

- **La situation des enfants de moins d'un an**

Pour estimer les séparations avant 1 an (ou dès la naissance) des enfants nés en 2018, on prend l'ensemble des enfants nés en 2018 dont les parents sont séparés lors de l'EAR 2019, soit 94 000. La même hypothèse conduirait à estimer que 91 000 enfants de la génération 2017 étaient enfants de parents séparés avant leur 1 an. Ces effectifs d'enfants vivant avec un seul parent dès leur première année nous paraissant élevés, nous les avons confrontés avec les données de l'état-civil. D'après cette source, 16,0 % des naissances des années 2016, 2017 et 2018, soit environ 122 000 par an, sont enregistrées avec un seul parent sur le bulletin de naissance, ou deux parents ayant des domiciles différents. L'ordre de grandeur est donc similaire, quoiqu'un peu supérieur, à la proportion d'enfants vivant avec un seul parent avant leur premier anniversaire d'après les EAR 2018 et 2019 (13,4 %). Il est normal que les deux concepts ne coïncident pas exactement. Des enfants ayant leurs deux parents non domiciliés ensemble au moment de leur naissance peuvent vivre avec les deux au moment de leur recensement quelques mois après : les parents peuvent s'installer ensemble au moment de la naissance ou juste après, et certains pères, qui vivent avec la mère, peuvent reconnaître l'enfant un peu après la naissance. À l'inverse, des parents peuvent se séparer durant les premiers mois suivant la naissance de l'enfant. En termes d'effectifs, l'écart est plus important car la comparaison avec d'autres sources suggère une sous-représentation des enfants en bas âge au recensement (Solard, 2020). Les deux sources donnent néanmoins une répartition géographique relativement similaire, avec des proportions bien plus élevées dans les départements d'Outre-mer, mais aussi en métropole dans certains départements des Hauts-de-France et d'Occitanie.

Figure 1 : les « nouveaux » enfants de parents séparés entre 2018 et 2019

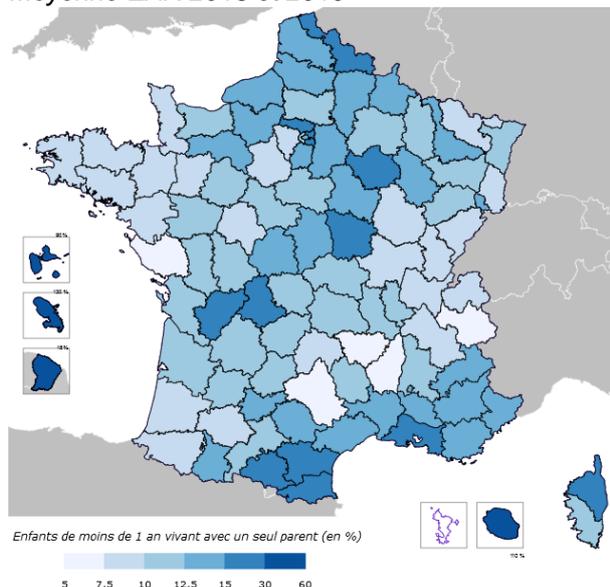
Année de naissance	Age atteint en 2019 (diff. de millésime)	Enfants vivant avec un parent en 2018	Enfants vivant avec un parent en 2019	Nouveaux enfants de parents séparés (vivant nouvellement avec un seul parent)
2000	19	303 800		
2001	18	309 600	318 800	9 200
2002	17	296 900	313 000	16 100
2003	16	287 500	301 700	14 300
2004	15	277 600	297 600	20 000
2005	14	271 200	287 400	16 200
2006	13	269 100	284 500	15 400
2007	12	254 000	273 100	19 000
2008	11	243 400	262 900	19 500
2009	10	228 700	248 900	20 100
2010	9	219 600	236 200	16 600
2011	8	201 300	220 200	18 900
2012	7	186 200	206 500	20 200
2013	6	163 100	185 500	22 500
2014	5	145 400	169 100	23 700
2015	4	123 900	146 900	23 000
2016	3	107 000	124 900	17 900
2017	2	91 100	105 600	14 400
2018	1	4 500	94 300	94 300
2019		-	3 500	
Total		3 983 900	4 080 600	401 300

Sources : enquêtes annuelles de recensement 2018 et 2019, Insee.

Figure 2 : Deux estimations de la proportion d'enfants vivant avec un seul parent dès leurs premiers mois

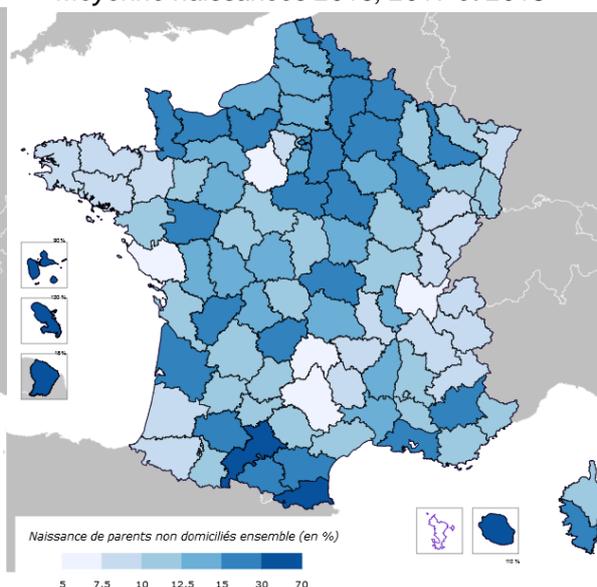
a) Proportion d'enfants de moins de 1 an vivant avec un seul parent

Moyenne EAR 2018 et 2019



b) Proportion de bulletins de naissance comportant un parent ou deux parents non domiciliés ensemble

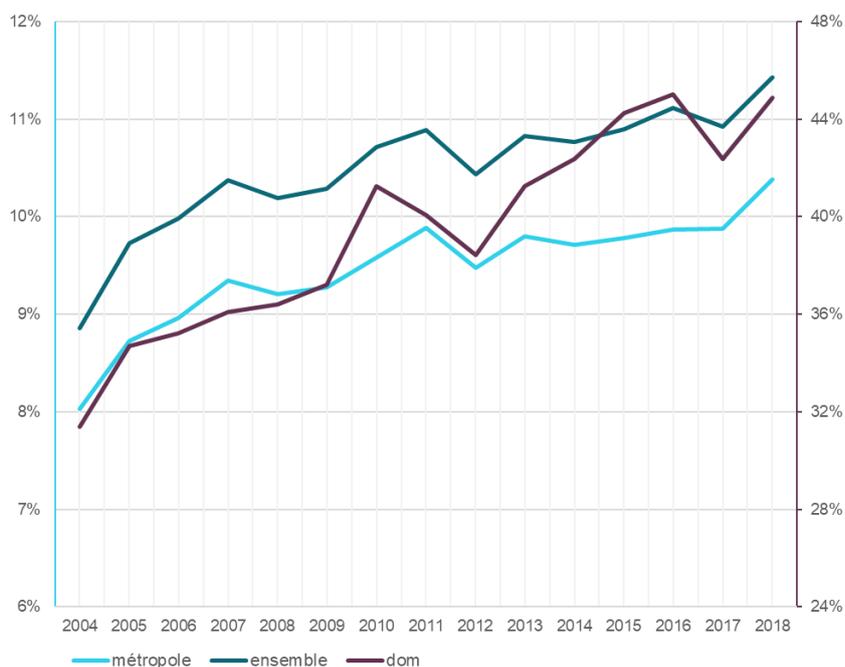
Moyenne naissances 2016, 2017 et 2018



Source : EAR 2018 et 2019, bulletins de naissance de l'état-civil 2016 à 2018, Insee.

Les enquêtes annuelles de recensement antérieures à 2018 ne permettent pas de distinguer les enfants d'un seul des deux conjoints dans les familles composées d'un couple. Toutefois, assez logiquement, il est rare que dans leur première année, les enfants aient connu la remise en couple de leur parent avec un nouveau conjoint. A l'enquête annuelle de recensement début 2018, 11,4 % des enfants recensés nés en 2017 vivent en famille monoparentale et seulement 1,7 % avec un de leurs parents et le nouveau conjoint de celui-ci. La chronique de la proportion d'enfants de moins d'un an en famille monoparentale (graphique) est donc vraisemblablement proche de la tendance d'ensemble des enfants vivant avec un seul de leurs parents. On observe une hausse d'un ou deux points en quinze ans de la proportion d'enfants en famille monoparentale durant leur première année.

Figure 3 : Proportion d'enfants nés l'année précédant leur recensement qui vivent en famille monoparentale lors de celui-ci, en métropole (échelle de gauche), dans les départements d'outre-mer (échelle de droite) et pour l'ensemble (échelle de gauche)



Source : enquêtes annuelles de recensement 2004 à 2018.

Champ : Enfants mineurs en famille.

- **Estimation du flux et comparaison**

En sommant les flux estimés en 2018 pour chaque génération, de la génération des enfants nés en 2017 à ceux nés en 2001, **on peut estimer qu'au total 401 000 enfants mineurs sont nouvellement enfants de parents séparés en 2019 et ont donc connu une séparation de leurs parents au cours de l'année 2018. Cela représente 9,5 % de l'effectif total d'enfants mineurs de parents séparés.**

Vianney Costemalle (2017) a estimé à partir de l'échantillon démographique permanent le flux annuel d'enfants de parents nouvellement séparés, en utilisant les variations dans la composition des foyers fiscaux. Il aboutit à une estimation de 379 000 : « Ainsi, entre 2011 et 2014, entre 200 000 et 225 000 enfants mineurs connaissent chaque année la rupture d'union libre des personnes qui en ont la charge, soit une moyenne de l'ordre de 210 000 par an. C'est plus que le nombre d'enfants mineurs concernés par un divorce (149 000) ou une rupture de Pacs (20 000) ».

L'estimation par la comparaison des EAR 2018 et 2019 (401 000 enfants mineurs devenant enfants de parents séparés) aboutit donc à un résultat très proche de celui de Vianney Costemalle (379 000 en moyenne sur 2011-2014). Cette proximité est cependant un peu surprenante compte tenu de l'écart des dates (entre 2011 et 2018, les familles monoparentales ont augmenté et les enfants de parents séparés également) et du fait que l'étude à partir de l'échantillon démographique permanent ne considère que les enfants dont les parents vivaient en couple auparavant.

b) Le nombre d'enfants mineurs concernés par une décision de justice suite à la séparation de leurs parents et la proportion d'enfants concernés

En 2012, lors de l'enquête sur les décisions des juges aux affaires familiales, 199 000 enfants ont été concernés par une première décision sur leur résidence : 114 000 à l'occasion du divorce de leurs parents et 85 000 lors de la séparation de leurs parents non mariés (Carrasco, Dufour, 2015). Comparé aux données compilées grâce à l'échantillon démographique permanent citées ci-dessus, qui datent de la même période, cela conduit à **estimer que 80 % des enfants dont les parents divorcent sont concernés par une décision de justice, et 37 % de ceux dont les parents non mariés (mais éventuellement pacsés) se séparent. Au total, cela fait une proportion estimée pour 2011-2014 de 53% d'enfants concernés par une décision de justice.**

Les données sur les décisions ne sont pas évidentes à actualiser. Du côté des enfants concernés par le divorce de leurs parents, le dernier chiffre disponible est celui de 2016 : cette année-là environ 117 000 enfants ont vu leurs parents divorcer et le jugement de divorce préciser leurs modalités de résidence. Après cette date, les données deviennent partielles car les divorces par consentement mutuel ne font plus nécessairement l'objet d'une décision de justice mais peuvent aussi être enregistrés par un notaire. Ces données ne sont alors pas récupérées par le ministère de la justice.

Du côté des parents non mariés, les décisions semblent en hausse. Ainsi de 2003 à 2013, elles étaient passées de 50 000 à 74 000 (Cretin, 2015). Les derniers chiffres disponibles concernant les décisions au fond (donc en principe et sauf recours, définitives et non transitoires) portant sur les demandes de parents non mariés relatives à l'exercice de l'autorité parentale, à la fixation de la résidence habituelle des enfants mineurs, ou au droit de visite font état de 83 000 décisions en 2016 et 80 000 en 2018 (Calculs SDSE, Ministère de la Justice). En 2012, 74 000 décisions correspondaient à 59 000 décisions suite à des premières demandes, et ces 59 000 décisions concernaient 85 000 enfants. En appliquant une règle de trois, on trouve que les 83 000 décisions de 2016 correspondraient à 94 000 enfants couverts en 2016 par une première décision, et 92 000 en 2018.

Au total, en 2016, environ 210 000 enfants auraient été couverts par une décision de justice fixant pour la première fois les modalités de leur résidence. Le volume des décisions a peu changé entre 2016 et 2018 pour les parents non mariés (légère baisse). Faute d'information sur les décisions accompagnant un divorce, on fait l'hypothèse que le nombre d'enfants couverts est le même en 2018. Rapporté aux 401 000 enfants dont les parents se sont séparés en 2018, **cela fait environ 52 % d'enfants concernés, estimation presque identique à 2012.**

Des incertitudes pèsent sur les deux estimations. Néanmoins elles donnent un ordre de grandeur : **environ la moitié des enfants dont les parents ne vivent pas ensemble n'ont pas fait l'objet d'une décision de justice qui fixe les modalités de leur résidence.** Cela comprend les enfants qui ne connaissent pas leur autre parent, et vraisemblablement une grande proportion de ceux dont les parents n'ont jamais cohabité. Les enfants de parents qui n'ont jamais été mariés sont moins couverts que les enfants de divorcés.

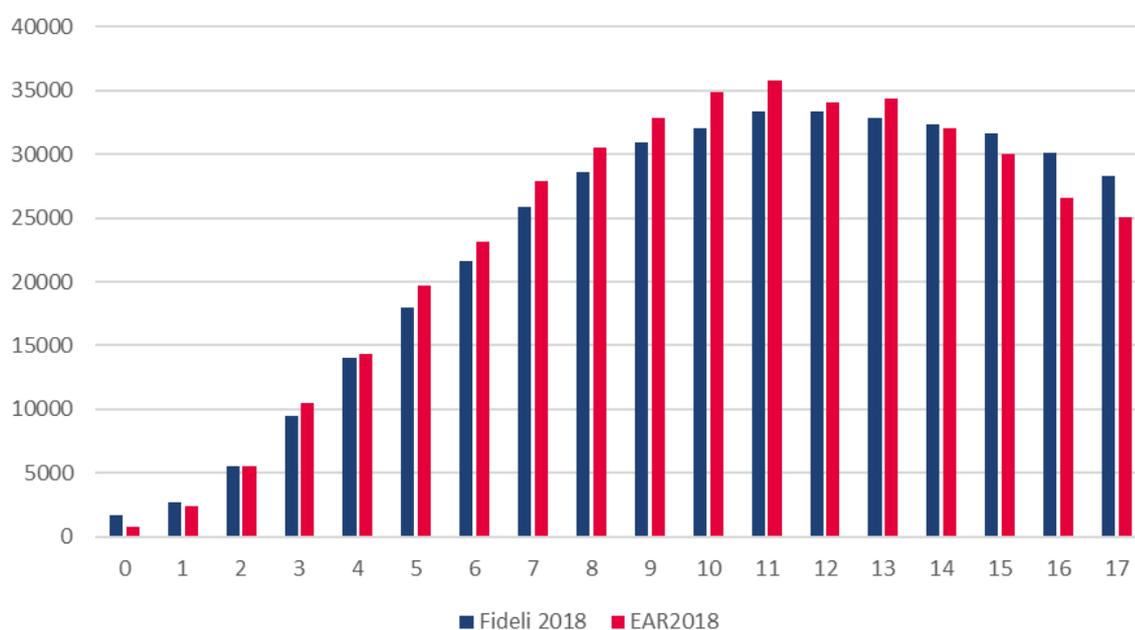
Les enfants non couverts par une décision de justice ont des caractéristiques spécifiques. Il est donc vraisemblable que leurs parents s'arrangent différemment, de façon moins formalisée par rapport à ceux qui ont eu recours à la justice. Cela limite la possibilité d'inférer des enquêtes sur les décisions de justice la situation de l'ensemble des enfants de parents séparés.

2. Les enquêtes annuelles de recensement et le dispositif Fidéli dressent un portrait similaire des enfants en résidence alternée

Comme montré précédemment, **les données des enquêtes annuelles de recensement et celles de Fidéli 2018 (déclaration sur les revenus et la situation de 2017) sont extrêmement cohérentes, en termes d'effectifs comme d'évolution**, et ce alors que l'on compare des données administratives exhaustives à des données d'enquêtes par échantillon.

Cette cohérence s'observe également en détaillant par caractéristiques. Ainsi les effectifs par âge sont proches, si l'on excepte les enfants de 0 an dont la mesure est délicate et qui sont très peu nombreux à alterner. Pour les autres classes d'âge, les écarts entre les effectifs mesurés dans l'EAR 2018 et dans Fidéli 2018 (situation 2017) sont inférieurs à 14 % et l'allure générale des deux répartitions par âge est similaire (figure 3.9).

Figure 3.9 – Effectifs d'enfants en résidence alternée par âge : comparaison de Fideli 2018 (situation 2017) et l'enquête annuelle de recensement 2018.



Champ : France hors Mayotte, enfants mineurs
Source : EAR 2018, FIDELI 2018 (situation 2017), Insee.

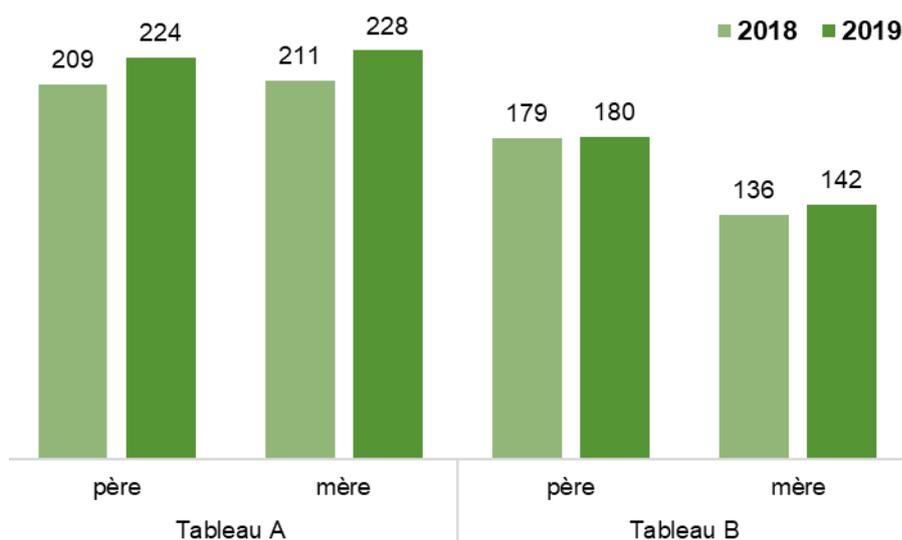
La répartition territoriale de l'alternance est aussi très semblable entre l'enquête annuelle de recensement et le dispositif Fidéli : les cartes font apparaître une répartition similaire et le coefficient de corrélation entre les proportions d'enfants en alternance mesurés dans les deux sources pour chaque département est de 87 %. C'est un résultat qui ne peut être dû au hasard, d'autant que la répartition départementale des enfants alternants ne semble pas directement liée aux caractéristiques socio-démographiques des départements. Certes dans les départements où la résidence alternée est la plus répandue, beaucoup d'enfants vivent dans des communes peu denses, le niveau de vie est plutôt élevé par rapport à la moyenne, ainsi que l'activité professionnelle des mères plus fréquente. Mais il semble aussi qu'il existe un « effet tribunal » (Ferrari, 2019), lié aux habitudes locales : lorsque la résidence alternée est fréquente dans un département, les parents peuvent avoir plus fréquemment des exemples dans leur entourage et cette solution peut être plus souvent évoquée par leurs interlocuteurs au moment de la séparation (avocats, juges). Un tel effet ne peut s'observer de façon identique dans les deux sources que si elles mesurent le phénomène de façon très similaire.

3. Dans les enquêtes annuelles de recensement, la distinction entre habitants permanents et non permanents fait apparaître des incohérences pour les enfants en résidence alternée, moins souvent mentionnés parmi les habitants non permanents

Statistiquement, en cas de déclaration correcte des parents, on devrait obtenir autant d'enfants en résidence alternée chez leur père et leur mère et autant d'enfants dans le tableau A (ou réponse équivalente sur internet) que dans le tableau B. En effet, chaque enfant alternant a en principe autant de chances d'avoir passé la nuit du 17 au 18 janvier chez son père que chez sa mère. On peut nuancer cela car les semaines paires sont plus souvent celles fixées pour être passées par les enfants chez leur père en cas d'alternance, pour des raisons mnémotechniques. La nuit du 17 au 18 janvier 2018 tombait une semaine impaire (la 3ème), comme c'est toujours le cas pour la nuit prise en compte dans le recensement.

Comme attendu, hommes et femmes déclarent un même nombre d'enfants en résidence alternée dans le tableau A. En revanche, les hommes et plus encore les femmes déclarent moins d'enfants en résidence alternée dans le tableau B que dans le tableau A. La structure des réponses est la même en 2018 et en 2019.

Figure 3.11 – Effectifs (en milliers) d'enfants en résidence alternée, tableaux A et B



Champ : France hors Mayotte, enfants mineurs vivant avec un seul de leurs parents (et éventuellement un beau-parent)

Source : Enquêtes annuelles de recensement 2018 et 2019

Trois hypothèses peuvent contribuer à cet écart entre tableau A et tableau B :

- **Certains enfants sont déclarés en résidence alternée par un parent et en résidence totale ou principale chez lui par l'autre parent.**

Il semble que cette explication est difficilement compatible avec les données. Si les mères surestimaient massivement la présence de leurs enfants à leur domicile, on s'attendrait à observer un décalage dans les effectifs du tableau A entre les hommes et les femmes sur le nombre d'enfants en résidence alternée. Or les effectifs d'enfants mineurs en résidence alternée dans le tableau A sont très proches, très légèrement supérieurs pour les mères.

- **À l'inverse, certains enfants sont déclarés en résidence alternée par un parent et ne sont pas déclarés du tout par l'autre.** Cette situation aboutit à ce qu'il manque des

effectifs dans le tableau B, tandis que ceux du tableau A sont plus proches de la réalité. Ce type de comportements de réponse est facile à imaginer sur papier : la personne remplit le tableau A mais pas le tableau B. Sur internet cela ne correspond pas tellement à la structure du questionnaire : les enfants sont déclarés avant de les affecter à un tableau, A ou B.

- **Les parents ont une mémoire biaisée du lieu où a dormi l'enfant la première nuit du recensement : les enfants sont bien alternants mais trop souvent comptés comme habitants permanents.** Si c'est le seul biais, cela aboutit à des doubles-comptes. Dans cette situation, le nombre total d'enfants en résidence alternée en sommant les effectifs des tableaux A et B (puis en divisant) par deux est correct, mais leur affectation dans les tableaux est biaisée. Avec cette hypothèse, 368 000 enfants seraient alternants en 2018 au lieu de 420 000 en ne retenant que l'information du tableau A.

Cette situation se produit lorsque du fait d'un biais de mémoire les parents :

- déclarent sur internet plus souvent que l'enfant a passé la première nuit du recensement chez eux alors qu'il y passe la moitié du temps
- déclarent sur papier leur enfant au tableau A, faute d'avoir lu la précision sur la nuit, qui est écrite dans la colonne à gauche du tableau (figure 3-2).

La seconde erreur semble plus facile à faire que la première. En effet, la question sur la première nuit du recensement est explicitement posée sur internet, et ce après que l'enfant ait été déclaré comme passant la moitié du temps dans le logement. Même si rien n'oblige les deux parents à utiliser le même mode de réponse, en principe pour chaque parent qui répond l'enfant a une chance sur deux d'avoir passé la nuit du recensement chez lui. Sur papier, en revanche, il semble plus facile de manquer la consigne.

Effectivement, l'écart entre tableau A et tableau B est un peu plus réduit sur internet que sur papier : il y a 30 % d'enfants alternants de plus dans le tableau A par rapport au tableau B sur internet, tandis que sur papier, l'écart est de 39 %²⁷. Sur internet comme sur papier, l'écart est plus élevé chez les femmes (figure 3.12).

L'écart est donc significatif même sur internet : en 2018, 59 % des mères et 54 % des pères ont déclaré que leur enfant avait passé cette nuit précise du 17 au 18 janvier chez eux. En 2019, les proportions sont similaires. Si la plus forte sur-déclaration des mères peut s'expliquer par le fait que la semaine est impaire, cela n'est néanmoins pas compensé par de moindres fréquences chez les pères.

Environ 60 % de l'écart entre enfants alternants d'après le tableau A et enfants alternants d'après le tableau B est donc dû à la collecte internet. Certes la collecte internet concerne plus de la moitié des enfants alternants et les incohérences sur papier sont plus importantes en proportion. Toutefois, cela montre que la non-réponse ou l'imprécision de la question sur papier ne suffisent pas à expliquer les écarts constatés. S'y ajoutent des comportements de réponse biaisés, même sur internet où le questionnement est précis : cela donne l'impression que lorsque le parent ne se souvient plus de ce qui s'est passé à une date précise, il répond plutôt dans le doute que l'enfant a passé la nuit chez lui²⁸. Cela

27. La mesure de l'écart est plus délicate sur papier, car beaucoup d'enfants sont inscrits dans le tableau B sans que soit précisée s'ils passent la moitié du temps ou moins dans le logement (cf supra).

28. Même si cette information est indispensable pour dénombrer la population légale, cela interroge sur la possibilité de proposer une réponse « je ne m'en souviens plus », afin d'imputer dans ce cas la présence de l'enfant la nuit de référence une fois sur deux, de façon vraiment aléatoire.

doit alors conduire à des doubles-comptes, dont il est difficile d'estimer l'ampleur, si les parents déclarent trop souvent leurs enfants comme habitants permanents.

Figure 3.12 – Effectifs d'enfants en résidence alternée en 2018, tableaux A et B selon le mode de collecte

Enfants recensés sur internet, déclarés par leur parent présents la moitié du temps

	L'enfant a-t-il dormi à votre domicile la nuit du mercredi 17 au jeudi 18 janvier 2018 ?		Excès de liste A, en % ((t-u)/u)
	oui (t)	non (u)	
Non pondéré			
Père	20 260	17 196	
Mère	20 016	13 528	
Ensemble	40 276	30 724	
Pondéré (en milliers)			
Père	138	117	12
Mère	136	93	46
Ensemble	274	210	30

Enfants recensés sur papier, déclarés par leur parent présents la moitié du temps

	Tableau d'inscription			Excès de liste A après imputations, en % (t-v)/v
	A	B		
		Avant imputations	Après imputations	
	t	u	v	
Non pondéré				
Père	10 562	4 964	9 422	
Mère	11 146	2 612	6 219	
Ensemble	21 708	7 576	15 641	
Pondéré (en milliers)				
Père	71	32	62	15
Mère	75	17	43	74
Ensemble	146	49	105	39

Note : Les chiffres avant imputations portent sur les enfants pour lesquels le parent a effectivement coché la case « l'enfant vit ici la moitié du temps ». Les chiffres après imputations sont établis une fois qu'une partie de la non réponse est imputée comme étant une résidence à mi-temps.

Champ : Enfants mineurs, France hors Mayotte.

Source : Enquête annuelle de recensement 2018, Insee.

D. La difficile mesure des enfants en résidence partagée

En principe, le nouveau questionnaire de la feuille de logement permet de repérer les situations de **résidence partagée à parts inégales entre les deux parents. Pour les distinguer des résidences alternées, nous parlons de résidence partagée.** Cette distinction n'est pas évidente dans le langage courant, et même ne semble pas stabilisée dans les études sur le sujet. En théorie, la résidence partagée correspond aux situations où l'enfant réside principalement chez un parent et se rend une partie minoritaire du temps chez son autre parent pour y résider. Toujours en théorie, cela inclut les situations classiques où l'enfant rend visite à l'autre parent le week-end et la moitié des vacances scolaires (nous parlerons de droit de visite et d'hébergement (DVH) « classique » pour les désigner). En effet, l'enfant passe alors environ un quart de l'année²⁹ chez le parent non gardien, ce qui fait que la situation peut être, d'un point de vue statistique ou conceptuel, qualifiée sans ambiguïté de « multi-résidence ».

Il y a apparemment sur ce sujet un écart sensible entre théorie et pratique : le questionnaire du recensement n'est pas explicite sur la façon d'enregistrer ces enfants en « DVH classique ». À aucun moment, ce cas n'est vraiment mentionné. De ce point de vue l'enquête de recensement ne fait pas exception : la même ambiguïté existe dans la plupart des enquêtes. Ainsi, l'enquête Famille et logements de 2011 ne distinguait pas les différentes situations entre résidence alternée et partagée (voir *supra*). Les enquêtes auprès des ménages qui comprennent un tronc commun des ménages, prennent le parti d'inclure même les habitants qui passent peu de temps dans le logement (« au moins 30 jours par an »), mais le recueil des fréquences de résidence dans différents logements est fait avec des modalités peu adaptées aux situations des enfants de parents séparés. De ce fait, il n'existe pas vraiment d'enquête en population générale à laquelle comparer les résultats des enquêtes annuelles de recensement en matière de résidence partagée. Le seul point de comparaison est l'enquête sur les décisions des juges aux affaires familiales de 2012, dont les concepts sont plus clairs, mais pas nécessairement convergents avec ceux de l'EAR, comme vu précédemment. Comme on le verra, l'enquête ERFI, Étude des relations familiales et intergénérationnelles, comporte des questions sur la fréquence des rencontres entre parents et enfants, qui permettent des comparaisons, sans toutefois aborder directement la question du partage de la résidence entre les logements des deux parents.

1. Quels enfants faut-il compter en résidence partagée ? Un questionnaire de recensement ambigu

D'après le questionnaire de recensement, un parent doit-il inclure dans la liste des habitants du logement (pour les compter au final comme habitants non permanents) son ou ses enfants qui ont leur résidence principale chez leur autre parent ?

Le questionnaire internet semble plutôt indiquer de ne pas les inclure, le questionnaire papier de les inclure :

- **Sur internet**, les situations de résidence alternée sont évoquées, mais pas celles de DVH classique ou de résidence partagée. Il est indiqué « *Veillez inscrire chaque personne qui vit habituellement dans ce logement [...].* » et suit une liste des personnes à ne pas oublier, dont « *les personnes qui vivent aussi une partie du temps ailleurs* ». Le terme « habituellement » peut être compris comme « la plupart du temps » et pourrait donner l'impression qu'il ne faut pas inscrire les personnes qui passent la minorité de leur temps

29. Seize semaines de vacances scolaires partagées à moitié donc $8 \times 7 = 56$ et sur les 36 semaines restantes, un week-end sur deux donc $18 \times 2 = 36$ jours. Au total 92 jours, soit un quart de l'année.

dans le logement. Cela pourrait inciter les parents qui ont des enfants en résidence partagée à ne pas les inscrire lorsque l'enfant a sa résidence principale chez l'autre parent. Surtout, la liste des personnes qui vivent aussi une partie du temps ailleurs comprend les « *enfants ou étudiants scolarisés ailleurs* », « *les enfants en résidence alternée (garde alternée à la suite d'une séparation ou d'un divorce)* » mais ne mentionne pas les enfants qui viennent une partie des vacances ou les week-ends dans le logement.

- Sur **papier**, l'inflexion est différente, dans la mesure où existe un tableau dédié, libellé « *Enfants vivant chez leur autre parent la plus grande partie de l'année à la suite d'une séparation ou d'un divorce* ». Cette formulation est plus ambiguë pour les enfants en résidence alternée, mais désigne très clairement ceux en résidence partagée qui ont leur résidence principale chez l'autre parent.

Du côté maintenant des enfants en résidence principale chez le parent recensé mais qui vivent aussi chez leur autre parent, la situation est plus claire si on suit la lettre des questionnaires : ils sont à inscrire dans les habitants permanents, pour les deux modes de collecte, internet et papier. La différence est que le questionnaire internet pose la question du lieu de vie un peu plus explicitement que le questionnaire papier, où il faut se résoudre à faire l'hypothèse qu'absence de réponse signifie absence de multi-résidence (*cf supra*). On peut supposer que davantage de parents pourraient oublier de mentionner que l'enfant passe aussi du temps chez leur autre parent sur papier.

Ces formulations nous font attendre :

- **Sur internet un fort décalage entre les effectifs d'enfants en résidence partagée d'après le tableau A (habitants permanents) et le tableau B (habitants non permanents)**
- **Sur papier un décalage peut-être un peu moindre entre tableau A et tableau B mais davantage de sous-déclaration des enfants en résidence partagée, du fait de la non-réponse à la question sur la multi-résidence.**

Si les parents répondaient parfaitement et considéraient tous qu'un enfant en résidence partagée doit être déclaré comme multi-résident et habitant permanent par le parent qui en a la charge ; comme multi-résident et habitant non permanent par l'autre parent, alors il devrait y avoir égalité :

- D'une part entre les enfants déclarés en résidence principale chez leur père (a) et ceux en résidence non principale chez leur mère (d)
- D'autre part entre les enfants déclarés en résidence principale chez leur mère (b) et ceux en résidence non principale chez leur père (c)

L'analyse des données est néanmoins complexe, car pour un même enfant, les deux parents séparés peuvent répondre sur un mode différent. Comme la structure des répondants sur papier et sur internet est différente, cela peut introduire des biais. En faisant abstraction de ces biais, le constat est assez conforme aux attentes : les enfants sont moins souvent déclarés comme habitants non permanents que comme habitants permanents. D'autre part les écarts sont faibles sur papier, forts sur internet, comme l'analyse des questionnaires pouvait le faire supposer.

Figure 3.13 – Les enfants en résidence partagée selon le tableau et le mode de collecte (effectifs en milliers)

	Tableau A		Tableau B		a/d	b/c
	Père	Mère	Père	Mère		
	a	b	c	d		
Sans imputation*						
Ensemble	76	431	217	43	1,8	2,0
Internet	47	274	144	30	1,6	1,9
Papier	29	157	73	13	2,2	2,2
Avec imputation*						
Ensemble	76	431	293	66	1,2	1,5
Internet	47	274	144	30	1,6	1,9
Papier	29	157	149	36	0,8	1,1

* : Cela concerne les enfants inscrits dans le tableau B mais sans précision sur le temps passé dans le logement.

Champ : Enfants mineurs vivant avec un seul de leur parent (et éventuellement un beau-parent), hors Mayotte

Source : Insee, EAR 2018

2. Décisions de justice et enquêtes de recensement : des concepts également différents sur la résidence partagée

Toutes les limites déjà mentionnées à propos de la résidence alternée quant à la comparaison entre les enquêtes sur les décisions de justice et les enquêtes de recensement peuvent être reprises ici concernant la résidence partagée :

- Les enquêtes sur les décisions portent sur des flux de séparations tandis que le recensement donne une photographie des enfants dont les parents sont séparés (parfois de longue date) ou n'ont jamais vécu ensemble ;
- Tous les enfants vivant avec un seul parent n'ont pas fait l'objet d'une décision de justice (encadré 3) ;
- La pratique peut différer de la décision de Justice, si les parents en sont d'accord, et peut également évoluer dans le temps.

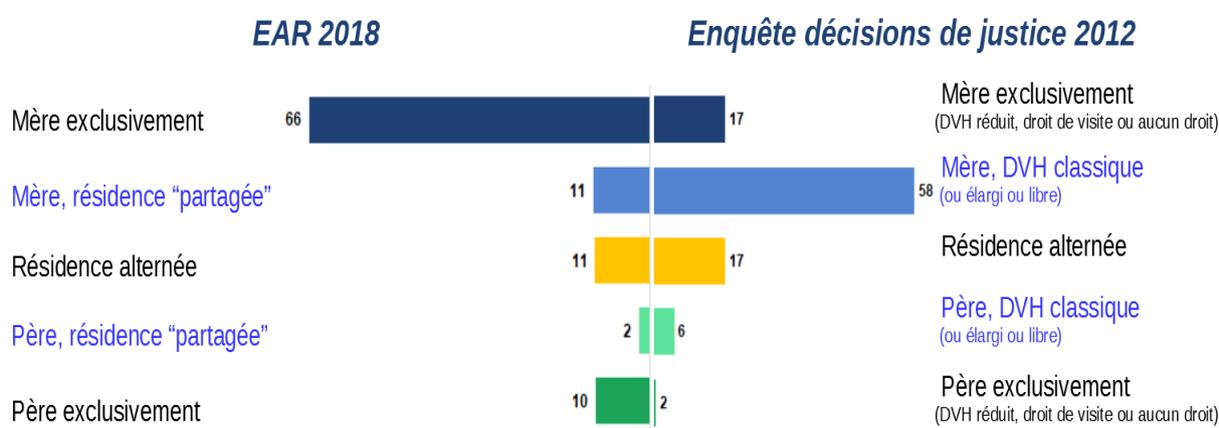
En dépit de ces réserves, la comparaison est assez éclairante car elle fait apparaître des résultats très différents. Dans l'enquête annuelle de recensement 2018, la situation la plus fréquente déclarée par les parents pour un enfant dont les parents sont séparés est une résidence principale au domicile de la mère, sans que l'enfant passe du temps au domicile du père. Dans l'enquête sur les décisions de justice de 2012, en revanche, dans 58 % des cas l'enfant réside chez la mère, avec pour le père un droit de visite et d'hébergement classique ou plus large. En effet, la fixation d'un droit de visite et d'hébergement pour le parent qui n'a pas l'enfant en résidence chez lui est une règle à laquelle les magistrats renoncent rarement sauf situation très particulière (Bessière et al., 2013). Ce droit « classique » correspond comme déjà mentionné à un week-end sur deux et la moitié des vacances scolaires, c'est-à-dire une résidence chez le père durant environ un quart de l'année.

Cette « incohérence » s'explique en partie par les réserves déjà mentionnées, mais une part importante du décalage entre l'enquête sur les décisions de justice et les EAR ne peut sans doute s'expliquer que par une minimisation du temps passé par les enfants chez leur parent non gardien. Les parents considèrent sans doute pour une grande partie d'entre eux qu'un week-end sur deux et la moitié des vacances ne font pas de l'enfant un habitant régulier du logement. Cette minimisation peut être le fait

des parents non gardiens, souvent les pères, à qui il doit arriver d'omettre de déclarer la présence d'un enfant au domicile quand il passe la grande majorité du temps au domicile de l'autre parent³⁰. Mais il est vraisemblable que la sous-déclaration est davantage encore le fait des parents gardiens, le plus souvent les mères, qui déclarent exclusivement comme résidant chez elles des enfants qui vont chez leur père en application d'un DVH classique.

L'impression dominante est donc que les parents recensés dont les enfants sont, à la suite d'une décision de justice, en résidence principale chez un parent avec un DVH classique chez l'autre parent ne déclarent pas toujours ces enfants en résidence partagée. En dépit de leur proximité « théorique », les deux concepts, la résidence partagée telle qu'elle est enregistrée au recensement, et le DVH classique mis en place par décision de justice ne sont donc pas réconciliables.

Figure 3.14 – Modalités de résidence des enfants de parents séparés dans l'enquête décisions de justice 2012 et l'EAR 2018 (en %)



Champ : Enfants mineurs, France hors départements d'Outre-mer

Source : Enquête annuelle de recensement 2018, Insee, enquête décisions de justice

30. Surtout si l'exercice du DVH ne se fait pas, ou pas toujours, au domicile du parent non gardien : lieu de vacances, domicile des grands-parents, etc.

E. Un quart des enfants de parents séparés multi-résidents ? Comparaison avec l'enquête Famille et logements 2011

1. Stabilité des situations de multi-résidence de 2011 à 2018 ?

L'enquête Famille et logements 2011 comprenait des questions qui, en complément de celles de l'enquête annuelle de recensement de 2011, ont permis d'étudier les situations de résidence des enfants de parents séparés (Domingo, 2013). Les questions de l'enquête Famille et logements étaient ainsi formulées pour chaque enfant présent dans le logement, même une partie du temps seulement :

- **Combien de temps vit-il dans ce logement ?**
 1. Tout le temps
 2. La moitié du temps ou plus
 3. Moins de la moitié du temps

- **Vit-il aussi régulièrement dans un autre logement (plusieurs réponses possibles) ?**
 1. Non
 2. Oui, chez son autre parent
 3. Oui, pour ses études
 4. Oui, ailleurs

Le questionnaire comportait également une partie sur les enfants de l'enquêté qui ne vivent pas dans le logement, ou sont décédés.

Une limite importante est la formulation « la moitié du temps ou plus », qui empêche de distinguer au sein des situations de multi-résidence les enfants qui passent « exactement » la moitié du temps chez chacun de leurs parents (résidence alternée) des autres (résidence partagée). C'est pourquoi, dans cette partie, les deux formes sont regroupées.

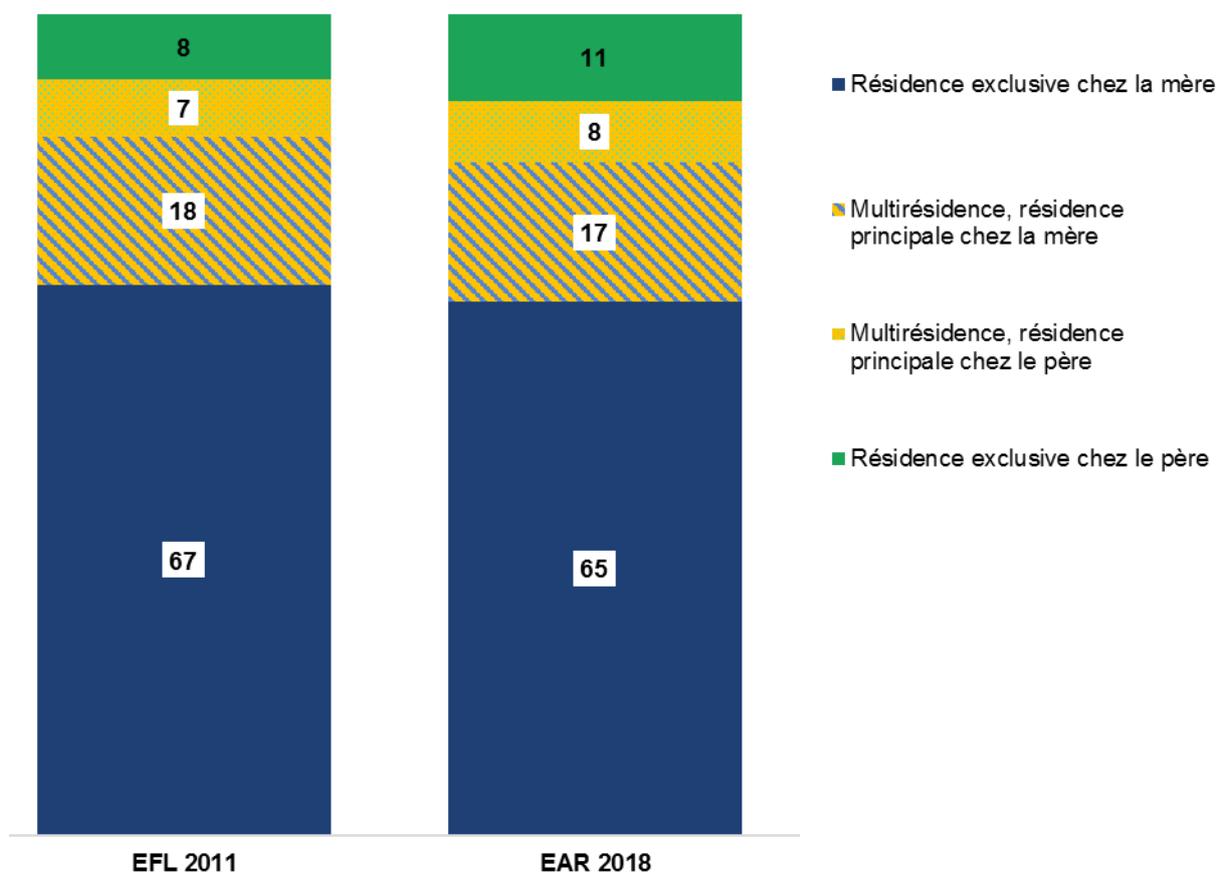
Le principal constat est celui d'une **permanence très forte entre 2011 et 2018**. Il y a un peu moins d'enfants en résidence exclusive chez leur mère (65 % en 2018 contre 67 % en 2011), au profit de la résidence exclusive chez le père (11 % des enfants en 2018 contre 8 % en 2011). Le volume global de situations de multi-résidence est comparable, tout comme les situations par âge de l'enfant et les différences selon que la résidence principale est chez le père ou la mère (figures 3.15, 3.16 et 3.17).

Ces constats laissent à penser que même si l'approche est différente, **les deux questionnaires appréhendent au final à peu près les mêmes situations** (les erreurs et les biais éventuels sont similaires) et que la situation des enfants de parents séparés a peu évolué. Ce dernier résultat est toutefois surprenant en apparence car différentes sources (décisions de justice, données fiscales, enquêtes annuelles de recensement 2018 et 2019, voir supra) font apparaître une hausse régulière et sensible des effectifs d'enfants en résidence alternée. Même si cette situation reste minoritaire, on a estimé (cf supra) qu'elle concernait 7 % des enfants de parents séparés en 2011 (croisement EFL et Fidéli) et qu'elle est de 11 % dans l'EAR 2018. Cette croissance devrait conduire à une hausse des situations de multi-résidence entre l'EFL 2011 et l'EAR 2018. Une explication serait que la résidence alternée est davantage choisie par les familles au détriment des situations de multi-résidence où l'un des deux parents est majoritairement gardien (le plus souvent la mère) et n'augmente donc pas le nombre global d'enfants en situation de multi-résidence. En effet, entre les EAR de 2018 et 2019, on observe une hausse sensible des enfants en résidence alternée, en partie compensée par une baisse des autres situations de multi-résidence. Une autre explication serait que les résidences partagées,

sans être distinguées des autres formes de multi-résidence, étaient mieux repérées dans l'EFL 2011 que dans l'EAR 2018. La stabilité serait alors apparente : la hausse (réelle) des résidences alternées venant compenser une baisse des situations de résidence partagée, apparente car liée au questionnement.

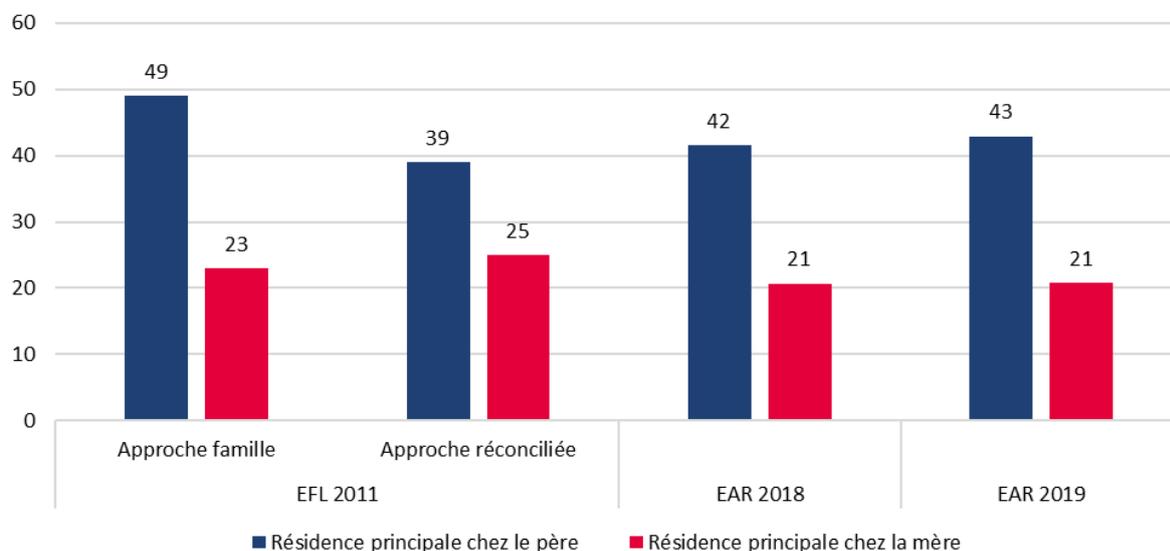
La stabilité de la proportion des enfants de parents séparés en multi-résidence entre 2011 et 2018 est donc plausible, mais les effectifs en 2018 sont vraisemblablement sous-estimés du fait d'une mesure imparfaite des résidences partagées.

Figure 3.15 – Modalités de résidence des enfants de parents séparés (en %)



Champ : Enfants mineurs vivant avec un seul de leurs parents, France hors départements d'Outre-mer.
 Source : Enquête Famille et logements 2011, enquête annuelle de recensement 2018, Insee.

Figure 3.16 – Proportion d'enfants qui vivent aussi régulièrement avec leur autre parent, selon leur résidence principale (en %)



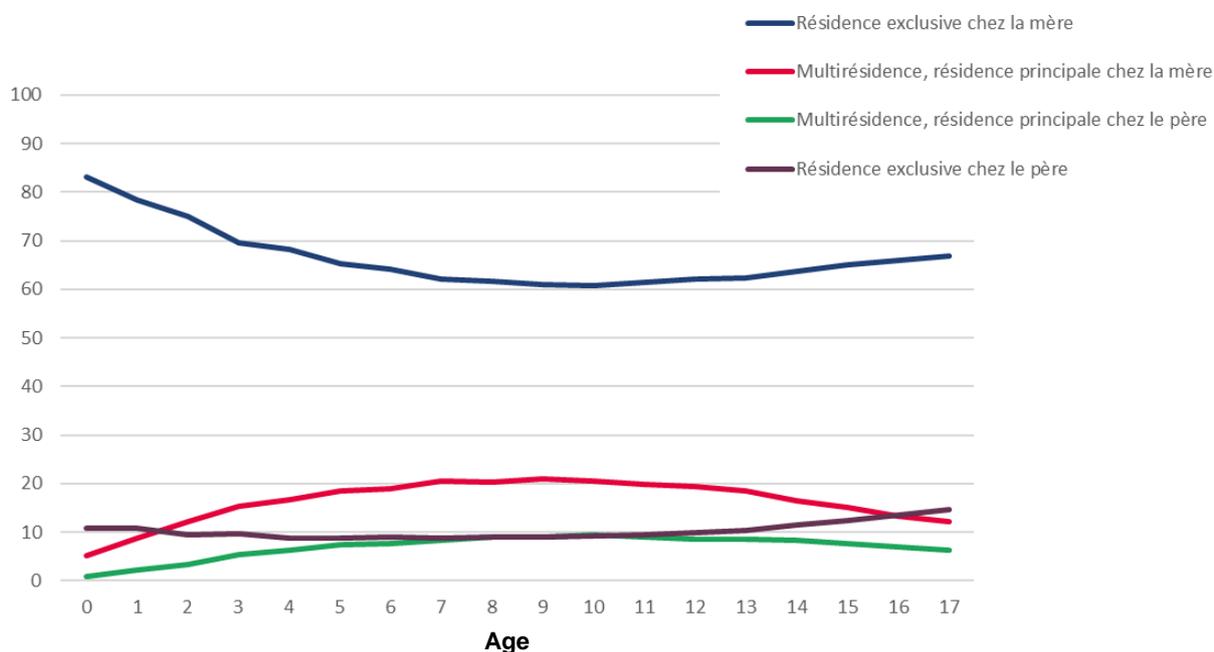
Note : L'approche réconciliée est mise en œuvre par Buisson et Lapinte afin de faire coïncider les nombres d'enfants vivant régulièrement chez leurs deux parents d'après les déclarations des pères et d'après les déclarations des mères dans les questionnaires de l'EFL 2011. Dans l'« approche Famille », elles dénombrent les enfants dans leur résidence principale pour éviter les doubles comptes, puisqu'on a, en théorie, une unique résidence principale.

Champ : Enfants mineurs vivant avec un seul de leurs parents, France hors départements d'Outre-mer.

Source : Enquête Famille et logements 2011, enquête annuelle de recensement 2018, Insee.

Figure 3.17 – Modalités de résidence des enfants de parents séparés selon leur âge (en %)

○ **EAR 2018**

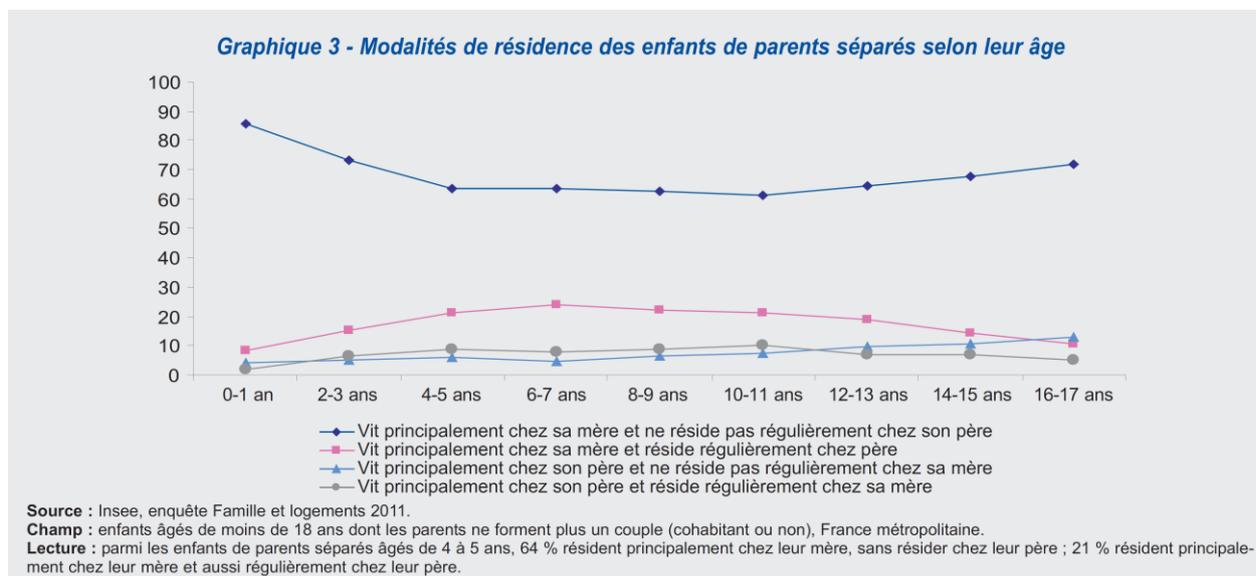


Note : pour les besoins de la comparaison, les enfants en résidence alternée sont regroupés avec ceux en résidence partagée, sous l'étiquette « multirésidence ».

Champ : Enfants mineurs vivant avec un seul de leurs parents, France hors départements d'Outre-mer.

Source : Enquête Famille et logements 2011, enquête annuelle de recensement 2018, Insee.

○ **EFL 2011 (Domingo, 2013)**



2. Permanence des incohérences entre l'enquête Famille et logements et les enquêtes annuelles de recensement

Comme déjà souligné, le nombre d'enfants multi-résidents est nettement plus élevé dans le tableau A (habitants permanents) de l'EAR 2018 que dans le tableau B : 916 000 contre 667 000, soit 249 000 enfants d'écart. Il y a ainsi 1,4 fois plus d'enfants multi-résidents d'après le tableau A par rapport au tableau B, ratio qu'on retrouve à l'identique en 2019. Quelques éléments d'explication ont été fournis dans les parties sur les résidences partagées et séparées : la façon de déclarer les enfants laisse place à une certaine interprétation de la part des parents. **Si sur les résidences alternées il est vraisemblable que des doubles-comptes subsistent** (en faible nombre par rapport à la situation avant refonte), **sur les résidences partagées il semble que ce soit au contraire une sous-estimation qui soit davantage à craindre.**

Notons qu'en 2011, dans l'enquête Famille et logements de 2011, il était possible de mesurer l'écart entre déclarations des parents, même en l'absence de multi-résidence, pour les enfants résidant exclusivement chez un de leurs parents. L'enquête comportait en effet une question sur les enfants ne vivant pas dans le logement. En 2011, aux 2,2 millions d'enfants mineurs déclarés par leur mère comme vivant exclusivement avec elles correspondaient seulement 700 000 enfants déclarés par leurs pères comme ne vivant pas avec eux (Buisson, Lapinte, 2017b). Un si grand écart ne peut s'expliquer par la présence d'enfants orphelins de père ou qu'aucun père n'a reconnu, qui n'est pas dans cet ordre de grandeur. Guillemette Buisson et Aude Lapinte soulignaient que les pères pourraient omettre dans certains cas les enfants issus de précédentes unions. Ce constat d'une sous-déclaration par les parents d'enfants séparés des enfants qui ne cohabitent plus avec eux est fait de façon répétée dans différentes sources : l'enquête Étude de l'histoire familiale de 1999 (Toulemon, 2005), les trois vagues de l'enquête sur les relations familiales et intergénérationnelles (ERFI) 2005, 2008 et 2011 (Régnier-Loilier, 2013). Ce sont surtout les pères qui sont concernés par ces situations de non cohabitation avec certains de leurs enfants mineurs, les mères ayant la garde principale dans la majorité des cas. Dans l'enquête ERFI, Arnaud Régnier-Loilier montre ainsi que certaines personnes déclarent avoir (eu) moins d'enfants lorsque la question leur est posée en 2008 ou en 2011 que lorsqu'elle leur a été posée en 2005, et que « les omissions concernent principalement des personnes qui ne cohabitent plus au moment de l'enquête avec leurs enfants ».

Le décompte des situations de multi-résidence doit lui aussi être affecté par certaines omissions, surtout en cas de résidence partagée à parts inégales, d'autant que le questionnaire du recensement n'est pas très explicite sur le sujet. Il est donc possible que des enfants dans les faits multi-résidents soient déclarés en résidence exclusive par leur mère et soient omis par leurs pères du tableau B.

Dans le cas des multi-résidences, l'ampleur des omissions doit être plus réduite car les parents omettent davantage les enfants avec lesquels les relations sont distendues, ce qui n'est pas le cas s'il y a effectivement résidence partagée entre les deux parents. Néanmoins, une sous-estimation est vraisemblable et elle est confirmée par le fait que dans l'enquête Famille et logements, la multi-résidence était plus fréquente lorsque qu'observée du point de vue des beaux-parents que du point de vue des parents (Domingo, 2013).

Dans les situations de multi-résidence, où les deux enquêtes EFL et EAR sont comparables, l'enquête Famille et logements permettait déjà de relever certaines incohérences. La comparaison avec les enquêtes annuelles de recensement montre à première vue une permanence de ces incohérences. En premier lieu dans l'EFL comme dans les EAR, les parents déclarent plus d'enfants en résidence principale chez eux :

- **Les mères déclarent plus d'enfants multi-résidents principalement chez eux que les pères n'en déclarent en résidence principale chez leur mère**

Le ratio est de $634/468 = 1,35$ dans l'enquête annuelle de recensement 2018, nettement plus élevé que dans l'enquête Famille et logements ($645/623 = 1,04$). Dans l'enquête Famille et logements, les parents étaient, davantage que dans le recensement, incités à déclarer les enfants qui vivaient pas ou peu avec eux, surtout en résidence partagée (cf supra). La proximité des effectifs d'enfants déclarés par leur mère (634 000 enfants dans l'EAR et 645 000 dans l'EFL) laisse à penser que l'écart dans les déclarations des pères (468 000 contre 623 000) est la marque d'omissions plus fréquentes dans l'EAR.

- **Les pères déclarent plus d'enfants multi-résidents principalement chez eux que les mères n'en déclarent en résidence principale chez leur père**

Le ratio est de $282/199=1,4$ dans le recensement, il était de 2,4 ($262 / 109$) lors de l'enquête Famille et logements. Cette différence est difficile à interpréter mais peut être liée au fait que parmi les enfants en multi-résidence déclarés par les femmes en liste B, la majorité sont en résidence alternée (134 / 199, données hors Droms en annexe 3), mode d'organisation plus fréquent en 2018 qu'en 2011 et qui est sans doute mieux déclaré par les parents.

Il n'est pas à exclure que cette apparente similarité des incohérences cache des évolutions contradictoires :

- Les enfants en résidence alternée sont beaucoup moins souvent comptés deux fois, surtout en cas de recensement sur internet, ce qui se traduirait par une baisse apparente des situations de multi-résidence ;
- Les enfants en résidence partagée étaient mieux déclarés à l'enquête EFL que dans l'EAR 2018, même s'ils sont sous-estimés dans les deux sources ;
- Ces deux effets, à la baisse, masqueraient une évolution à la hausse de la multi-résidence, et notamment des résidences alternées.

Figure 3.18 Les enfants multi-résidents

Enfants multi-résidents (en milliers)	Dans le logement		Hors logement	
	leur père	leur mère	leur père	leur mère
Recensés chez :				
EFL déclarations	262	645	623	109
	907		732	
EFL approche réconciliée (tab 15 p33 doc de travail Buisson Lapinte)	186	699	699	186
	885		885	
EAR 2018 tableaux A et B	282	634	468	199
	916		667	
EAR 2019 tableaux A et B	296	643	462	203
	939		665	

Note : L'approche réconciliée est mise en œuvre par Buisson et Lapinte afin de faire coïncider les nombres d'enfants vivant régulièrement chez ses deux parents d'après les déclarations des pères et d'après les déclarations des mères dans les questionnaires de l'EFL 2011.

Champ : France hors DOM, Enfants mineurs vivant avec un seul de leur parent (et éventuellement un beau-parent)

Source : EAR 2018, EFL 2011, Insee.

F. Multi-résidence, visites, rencontres : des recoupements difficiles

L'enquête Famille et logements 2011 donne donc des résultats concordants avec ceux de l'enquête annuelle de recensement, sans doute parce que la façon d'aborder les situations est similaire, même si l'EFL 2011 présentait l'inconvénient de ne pas distinguer résidences alternées et partagées. Toutefois, la faiblesse des situations de multi-résidence laisse à penser qu'elles sont sous-déclarées dans les deux sources. Comme on l'a déjà souligné lors de la comparaison avec les décisions de justice, les enfants multi-résidents par application d'un DVH classique sont souvent recensés uniquement chez leur parent gardien en résidence exclusive : les parents gardiens oublient de mentionner la multi-résidence et les parents non gardiens ne mentionnent pas les enfants qui passent une partie minoritaire du temps chez eux.

Des données, un peu plus anciennes puisqu'elles sont issues de l'enquête Études des relations familiales et intergénérationnelles de 2005, portent sur un concept un peu différent, la fréquence des rencontres entre l'enfant et son père. « Lorsque le père ne vit pas avec lui, les rencontres sont nombreuses aux jeunes âges, notamment avant 5 ans. Néanmoins, l'absence de rencontre concerne près d'un enfant mineur sur dix » (A. Régnier-Loilier, 2013). Par ailleurs, une fréquence des rencontres inférieures à deux par mois semble difficilement compatible avec une situation de multi-résidence sur un rythme correspondant au DVH classique. Or, la même étude montre que parmi les enfants dont les parents sont séparés, un peu moins de 20 % des enfants avant 5 ans, et presque 30 % entre 5 et 17 ans voient leur père moins de deux fois par mois³¹. Ces proportions sont supérieures à celles des enfants en résidence exclusive chez leur mère suite à une décision de justice (figure 3.12). Néanmoins elles restent très inférieures à ce qui est mesuré au recensement où les trois quarts des enfants de parents séparés ne sont pas déclarés comme multi-résidents. Une partie des enfants voient vraisemblablement leur père sans passer la nuit chez lui, mais cela ne nous semble pas pouvoir expliquer la totalité des différences.

Ce grand écart interroge sur le concept de résidence partagée tel que mesuré dans le recensement : est-il malgré tout lié à l'application réelle d'un DVH classique ? À temps de résidence chez chacun des deux parents équivalents, qui sont les enfants en résidence partagée déclarés comme tels au recensement par leur parent gardien / par leur parent non gardien ? Est-ce lié à la bonne entente entre les parents ? Au fait que l'enfant ait une chambre dans le logement ? Aux caractéristiques sociodémographiques de chacun des parents ? À leur situation familiale (remise en couple, présence d'enfants du nouveau couple) ? Autant de questions auxquelles le module SRCV³² sur les enfants de parents séparés, prévu en 2021, permettra d'apporter de premières réponses. La réalisation d'une enquête Famille complémentaire au recensement, envisagée en 2025, permettra plus directement de comprendre les réponses apportées au recensement, en les resituant dans l'histoire familiale et en les confrontant aux réponses aux quelques questions plus ciblées qui pourraient être posées dans l'enquête Famille sur la situation des enfants de parents séparés³³.

31. Y compris les situations où les enfants ne voient jamais leur père. À noter que par définition, l'enfant ayant été déclaré à l'enquête par son père, ces statistiques ne portent que sur les enfants qui ont un père.

32. Enquête sur les revenus et les conditions de vie, menée par l'Insee, qui comportera un module spécifique en 2021 dans le cadre d'Eurostat sur les enfants de parents séparés.

33. Le questionnaire de l'enquête Famille n'est pas encore préparé et il sera nécessairement court. On peut toutefois penser à quelques questions qui seraient d'une grande utilité : L'enquêté a-t-il vécu avec le parent de l'enfant ? Si oui, depuis quand sont-ils séparés ? Y-a-t-il eu une décision de justice sur la résidence de l'enfant ? À quelle fréquence l'enfant voit-il ou dort-il chez son autre parent ?

PARTIE IV. LA REFONTE ET SON IMPACT SUR LA MESURE DES COUPLES DE MÊME SEXE

Résumé :

À partir de l'enquête annuelle de recensement de 2017, une procédure a été mise en œuvre afin de corriger les erreurs de codification sur le sexe qui affectent la comptabilité des personnes vivant en couple avec une personne du même sexe. Cette procédure a été exposée de façon détaillée dans un document de travail (Algava, Hallépée, 2018). Elle comporte 4 étapes : créer un dictionnaire associant à chaque prénom la probabilité que la personne qui le porte soit un homme ou une femme; repérer les personnes *apparemment* en couple de même sexe (CMS); corriger pour ces dernières le sexe codé en cas de forte discordance avec le sexe le plus probable vu le prénom porté ; compléter par une correction aléatoire lorsqu'il n'est pas possible d'utiliser le prénom.

Il apparaît que la construction du dictionnaire n'est pas affectée par les modifications apportées à la feuille de logement en 2018. En revanche l'effectif de couples apparemment de même sexe d'après le sexe mentionné au recensement (CMS apparents) a fortement diminué parce que les erreurs de codage sur le sexe sont devenues plus rares sur papier. Les corrections utilisant le prénom entérinent automatiquement cette baisse des erreurs et le fait que les CMS apparents sont plus souvent en 2018 qu'en 2017 de « vrais » CMS. En revanche, il a fallu procéder à un ajustement à la baisse des probabilités d'erreurs appliquées pour les corrections aléatoires (4^{ème} et dernière étape de la procédure), afin de les rendre cohérentes avec la baisse observée des erreurs de codage. Au total, on observe une légère croissance entre 2017 et 2018 de la proportion de personnes en CMS parmi celles en couple. Cette légère hausse est identique à l'évolution estimée à partir des individus qui sont suivis dans le cadre de l'Echantillon démographique permanent (EDP).

La refonte a donc eu un effet indirect sur la façon de mesurer les couples de même sexe *via* la diminution des erreurs de codage sur le sexe. Mais elle permet aussi d'améliorer leur appréhension de façon plus directe, en profitant du fait que les conjoints sont désormais explicitement désignés (voir parties 1 et 2). Nous tirons ainsi profit de la nouvelle analyse ménage-famille (AMF) pour améliorer le repérage des CMS : le conjoint est celui désigné (ce qui conduit à une légère hausse du nombre de CMS apparents), et les corrections aléatoires sont ajustées selon le type de famille (avec ou sans enfant, « traditionnelle » ou recomposée) dans laquelle les personnes vivent. En 2018, il est ainsi estimé que 0,87 % des personnes en couple vivent avec une personne du même sexe qu'elles, soient 266 000 personnes.

À partir de l'enquête annuelle de recensement de 2017, une procédure, d'abord expérimentale, a été mise en œuvre afin de corriger les erreurs de codification sur le sexe. Cette procédure visait à améliorer ainsi la mesure et les possibilités d'étude des couples de même sexe (CMS) dans le recensement. Elle a été exposée de façon détaillée dans un document de travail (Algava, Hallépée, 2018), qui portait sur les données de l'enquête annuelle de recensement de 2017. La méthode est en cours d'implémentation en routine dans le recensement, et elle a permis récemment une étude statistique à partir de correctifs appliqués à l'EAR 2018 (Algava, Penant, 2019).

La refonte de la feuille de logement et de l'analyse ménage-famille modifie en profondeur la façon d'appréhender les structures familiales et améliore en particulier le repérage des conjoints. Cela a conduit à aménager la procédure appliquée aux CMS. Les premiers résultats statistiques publiés sur les couples de même sexe à partir des correctifs appliqués au recensement portent sur la première enquête annuelle de recensement post-refonte, celle de 2018. Ils intègrent donc les aménagements décrits dans cette partie, par comparaison à ce qui avait été fait pour l'EAR2017, et complètent ainsi le document de travail n° F1807 publié en 2018 (Algava, Hallépée, 2018).

L'idée de la procédure, exposée dans ce document de travail de 2018, est :

1. De créer un dictionnaire associant à chaque prénom la probabilité que la personne qui le porte soit un homme ou une femme³⁴ puis d'associer à chaque individu recensé la probabilité qu'il soit homme ou femme selon le prénom qui figure sur son bulletin de recensement. L'information sur le prénom n'est pas utile ensuite dans les bases statistiques (et n'y figure pas), seule la probabilité associée au caractère féminin ou masculin est utile.
2. De repérer les personnes *apparemment* en couple de même sexe d'après le sexe renseigné au recensement sur le bulletin individuel
3. De corriger le sexe figurant sur ce bulletin lorsque la personne est *apparemment* en couple avec une personne de même sexe et qu'il y a une forte discordance entre le sexe du bulletin individuel de recensement et le sexe le plus probable vu son prénom, d'après le dictionnaire.
4. Lorsqu'il n'est pas possible d'utiliser le prénom, une correction aléatoire est faite, selon des probabilités calculées dans l'échantillon démographique permanent. Cette correction est plus fréquente lorsque la personne a été recensée sur papier.

Pour chacune de ces étapes, nous examinons les effets indirects de la refonte, les changements apportés dans les traitements et leur influence sur les résultats obtenus (parties A, B et C). Mais la refonte a également permis d'améliorer l'appréhension des couples de même sexe de façon plus directe, en profitant du fait que les conjoints sont désormais explicitement désignés. Nous tirons ainsi profit de la nouvelle analyse ménage-famille (AMF) pour améliorer le repérage des CMS : le conjoint est celui désigné, et les corrections aléatoires sont ajustées selon le type de famille (avec ou sans enfant, « traditionnelle » ou recomposée) dans laquelle les personnes vivent (partie D). Cela aboutit à une estimation des couples de même sexe en 2018 qui a été publiée en septembre 2019 (Algava Penant, 2019-b), mais qui n'avait pas été décrite jusqu'à maintenant.

A. La construction du dictionnaire et d'un indicateur de discordance entre prénom et sexe pour chaque personne recensée

Pour l'EAR 2017, un dictionnaire combinant les prénoms de l'EAR2017 et le fichier des prénoms de l'état-civil 1900-2016 a été retenu. La combinaison prend en compte le mode de collecte : sur papier l'information sur le prénom est moins fiable, en particulier pour certains prénoms. Pour l'EAR 2018, la construction est faite de la même façon, en prenant en compte l'EAR 2018 et le fichier des prénoms de l'état-civil 1900-2017.

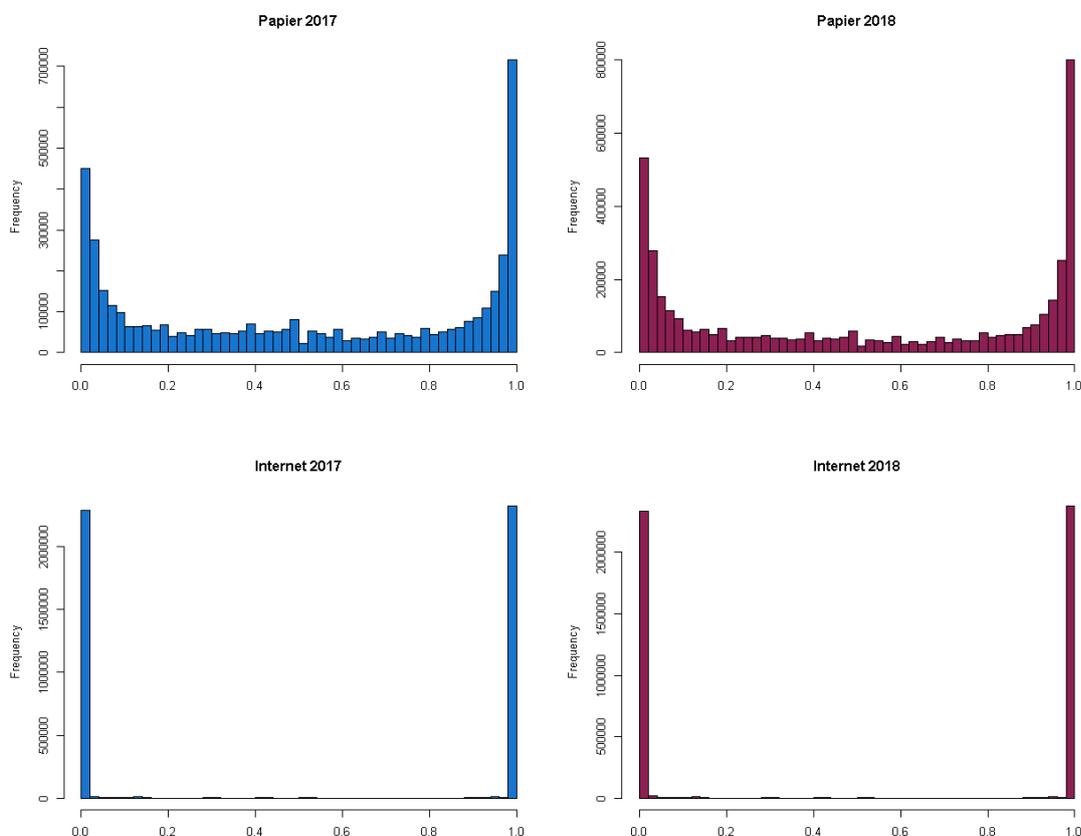
Les dictionnaires 2017 et 2018 sont globalement très similaires. La répartition de la proportion de femmes associée au prénom déclaré pour les personnes recensées est très similaire en 2017 et 2018. Dans les deux cas, il y a très peu de prénoms aux valeurs intermédiaires sur internet, c'est-à-dire de prénoms donnés à autant de filles que de garçons. Ce constat, bien que contre-intuitif lorsque l'on pense à des prénoms épicènes comme Claude ou Dominique, est fait de façon répétée. En revanche il y a bien davantage de valeurs intermédiaires sur papier (figure 4.1), ce qui ne reflète pas la fréquence des prénoms épicènes mais la différenciation des procédures de traitement³⁵ qui produit davantage

34. Probabilité estimée d'après deux sources d'information : l'état-civil, les enquêtes annuelles de recensement.

35. Les prénoms collectés sur internet sont saisis directement par les personnes recensées. Ceux collectés sur papier sont acquis de façon automatique à partir d'une écriture manuscrite, et comparés ensuite à une liste préétablie de prénoms. Il semble que cette procédure attribue trop fréquemment certains prénoms comme Peggy et Grégory (qui comportent des lettres G et Y, avec des boucles vers le bas), sans nécessairement de lien avec le sexe déclaré par les personnes.

d'erreurs sur certains prénoms non épicènes (d'après l'état-civil). Les problèmes relevés en 2017 se retrouvent quasiment à l'identique en 2018.

Figure 4.1 - Répartition des personnes recensées selon la proportion de femmes porteuses de leur prénom, telle qu'indiquée par le dictionnaire retenu*



* La proportion est en fait obtenue par combinaison de dictionnaires, de façon distincte selon le mode de collecte.
Champ : France hors Mayotte, personnes de 15 ans ou plus.
Source : EAR 2017 et 2018, Insee.

B. Le repérage des personnes *apparemment* en couple de même sexe

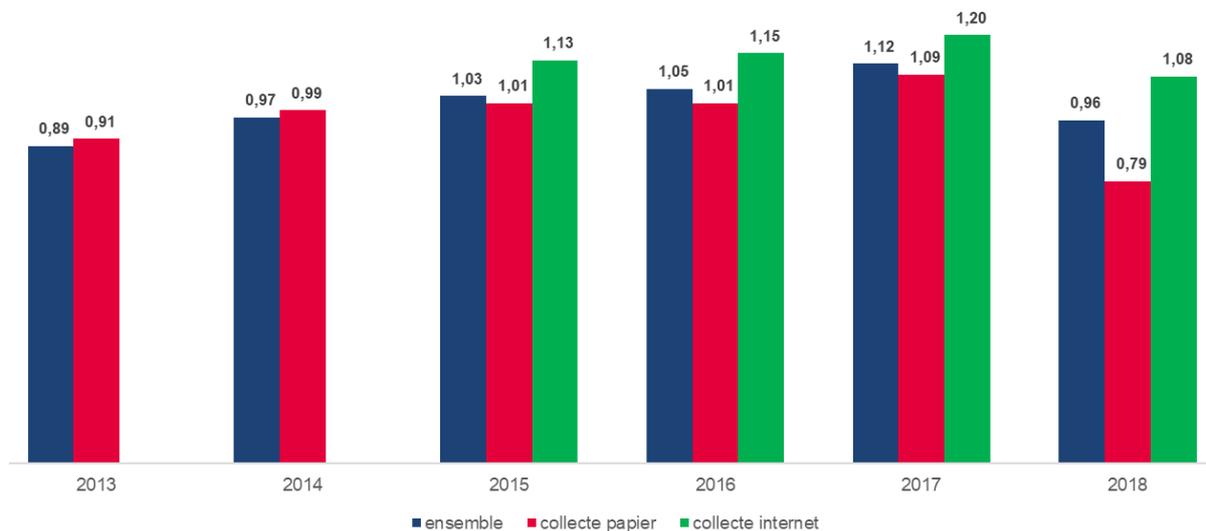
En 2017, pour repérer les couples apparemment de même sexe, on utilise un algorithme assez simple indépendant à dessein de l'analyse ménage-famille. Cet indicateur simplifié correspond à peu près au fait que lorsque 2 personnes, et 2 seulement, disent vivre en couple dans un logement, si elles sont de même sexe la situation apparente est un couple de même sexe, sinon c'est un couple de sexe différent. C'est réducteur mais cela permet d'identifier correctement la situation dans la plupart des ménages (voir la comparaison avec l'enquête Famille et logements de 2011 dans le document de travail F1807). En effet, avant 2017, l'analyse ménage-famille n'était conduite que pour l'exploitation complémentaire du recensement, donc sur une partie seulement de la population recensée. À partir de l'EAR 2018, grâce à la refonte, elle a été élargie l'ensemble de l'exploitation principale.

Dans un premier temps on reproduit la méthode 2017 en 2018. Cela permet de constater, à méthode constante, une diminution de la fréquence des erreurs de codage sur le sexe en 2018, sur internet comme sur papier. Après avoir exposé ces changements et la façon de les prendre en compte, **on tire profit de la meilleure identification des couples, et de l'extension de l'AMF à l'ensemble de l'EAR 2018 pour améliorer la mesure des couples de même sexe.**

1. Une forte baisse des CMS apparents (indicateur simplifié)

La définition de la situation apparente a donc été réalisée dans un premier temps selon la technique disponible avant 2018. Avec cet indicateur simplifié, on constate une baisse de la proportion de CMS apparents parmi les personnes en couple en 2018, ce qui constitue une rupture par rapport à la tendance antérieure (figure 4.2)

Figure 4.2 - Proportion de personnes *apparemment* en couples de même sexe (en %)



Champ : France hors Mayotte, personnes de 15 ans ou plus, hors non réponses sur le sexe (d'un des conjoints³⁶).
Source : EAR 2013 à 2018, Insee.

2. Expliquée par la diminution des erreurs de codage sur le sexe ?

(1) Une baisse des discordances entre prénom et sexe

Entre 2017 et 2018, sur papier comme sur internet, il y a une diminution très sensible de la proportion d'individus pour lesquels prénom et sexe collectés sont fortement discordants. C'est plus facile à mettre en évidence sur les personnes en CMS apparent, qui concentrent la majorité des erreurs. Sur internet, en 2017, 12 % des personnes en CMS apparent portaient un prénom fortement discordant avec le sexe indiqué sur leur bulletin individuel : seulement 1% ou moins des porteurs de ce prénom avaient le même sexe, et 99 % (au moins) un sexe différent. En 2018, cela ne concerne plus que 5 % des personnes en CMS apparent recensées sur internet, soit une baisse de 7 points. Sur l'ensemble des personnes recensées sur internet, les discordances sont plus rares et la variation moins visible, mais la proportion de personnes concernées passe de 0,3 à 0,2% sur internet. Sur papier, un mouvement similaire est observé, même s'il y a davantage de bruit et de personnes dont le prénom est associé à une valeur intermédiaire (et pour lesquelles on ne peut déduire le sexe du prénom de façon fiable).

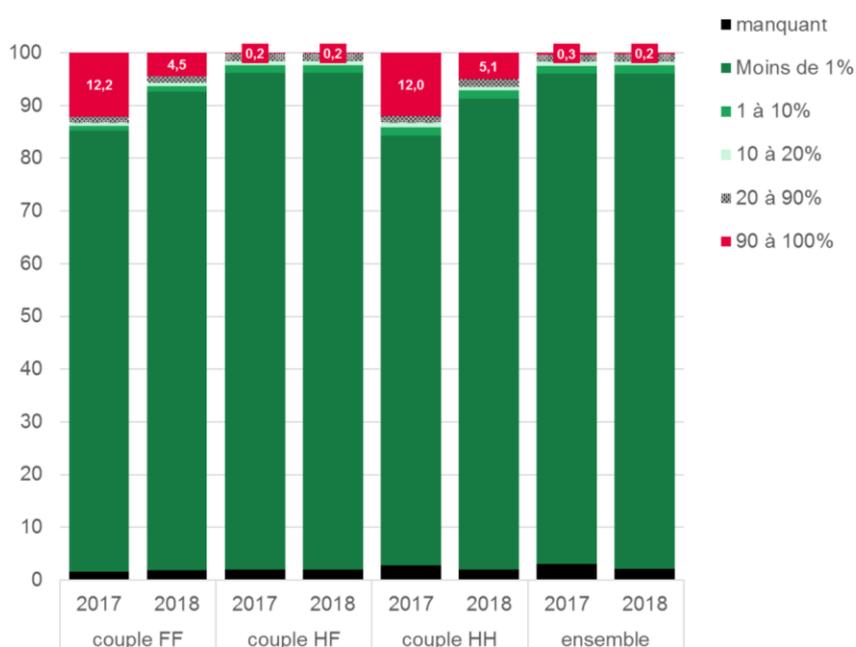
Cette évolution est susceptible d'expliquer la baisse des CMS apparents : moins d'erreurs de codage sur le sexe signifie que moins de couples sont classés par erreur en CMS. Dans ceux qui sont classés en CMS apparent, une proportion plus élevée seront de « vrais » CMS.

36. Jusqu'en 2017, il était possible de ne pas répondre à la question sur le sexe. Cela concernait en 2017 2% des personnes. L'imputation du sexe ne prenant pas en compte la situation conjugale, elles étaient fréquemment codées comme CMS apparent. Ainsi en 2017, parmi les personnes en couple y compris celles avec non réponse à la question sur le sexe, on mesurait 2,6% de CMS apparent ; et 1,2% parmi les personnes ayant renseigné la variable sexe. À partir de 2018, la non-réponse au sexe est impossible, cela bloque le questionnaire. De ce fait, les effectifs pris en compte « hors non réponses » deviennent en 2018 égaux aux effectifs d'ensemble et donc supérieurs à ceux pris en compte en 2017. Mais la comparaison est plus correcte hors non réponses sur les proportions.

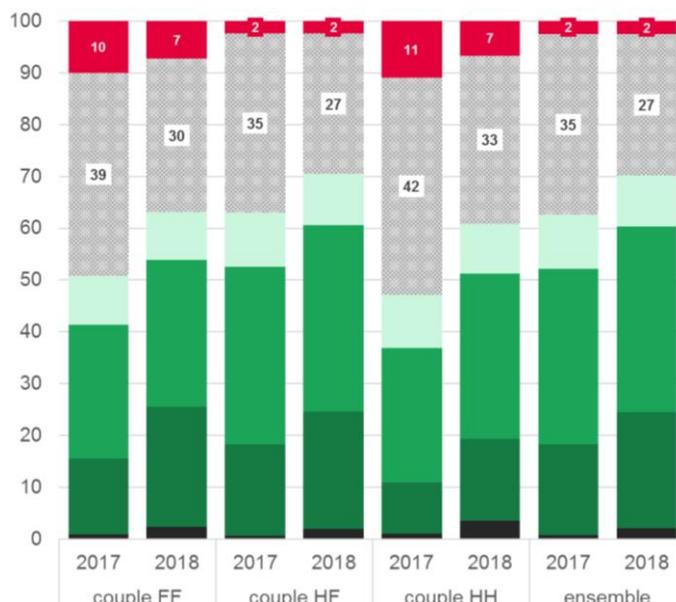
Le changement de questionnaire en 2018 explique vraisemblablement cette baisse des erreurs. Sur internet, au moment de l'interrogation sur les liens, le sexe déclaré est utilisé pour adapter les libellés proposés. À une femme qui par erreur s'est déclarée comme un homme, on demande si elle est le père d'une personne du ménage. L'erreur est ainsi visible et il y a davantage de chances qu'elle soit corrigée par la répondante. Sur papier, le sexe est renseigné deux fois pour chaque individu désormais, sur la feuille de logement et sur le bulletin individuel. C'est le sexe déclaré sur le bulletin individuel qui est considéré en priorité. La diminution des erreurs peut provenir soit des répondants qui se rendent davantage compte de leur erreur soit des corrections manuelles qui tiennent compte de la nouvelle information sur la feuille de logement.

Figure 4.3 - Proportion de personnes n'ayant pas le même sexe que la personne enquêtée d'après le dictionnaire (donc parmi les porteurs du même prénom qu'elle)

a) Collecte internet



b) Collecte papier



Champ : France hors Mayotte, personnes de 15 ans ou plus, hors non réponses sur le sexe (d'un des conjoints).
Source : EAR 2017 et 2018, Insee.

(2) Confirmée par la baisse des erreurs de codage du sexe dans l'échantillon démographique permanent (EDP)

Grâce à l'échantillon démographique permanent, il est possible de mesurer la « vraie » proportion d'erreurs de codage du sexe dans le recensement et comment elle varie selon la situation conjugale apparente (indicateur simplifié).

L'échantillon démographique permanent (EDP) est un panel sociodémographique de grande taille mis en place en France (Durier, 2018). Le principe général consiste à conserver pour les individus appartenant à l'échantillon (environ 4 % de la population) des informations collectées dans les cinq sources statistiques qui alimentent l'EDP (bulletins d'état civil de naissance, recensements, fichier des inscriptions sur liste électorale, panel " tous salariés " sur les rémunérations perçues ; données socio-fiscales sur les revenus, les prestations perçues, les impôts).

L'intérêt de l'EDP dans notre approche est de permettre la confrontation de deux informations : le sexe qui figure dans les fichiers du recensement, et le « vrai » sexe, celui qui figure dans le répertoire national d'identification des personnes physiques³⁷ (RNIPP). Une erreur de codage est un sexe collecté à l'enquête annuelle de recensement différent de celui figurant au répertoire.

Même si les effectifs sont modestes, il apparaît très nettement que la proportion d'erreurs diminue fortement entre 2017 et 2018 (figure 4.4) : elle est approximativement divisée par trois sur internet, et par deux sur papier.

C'est donc l'explication de la forte baisse des personnes apparemment en couple de même sexe dans l'EAR 2018.

Figure 4.4 - Erreurs de codage sur le sexe pour les personnes apparemment en CMS

	2015	2016	2017	2018
Proportion en %, données pondérées*				
ensemble	14,7	15,1	15,1	5,5
papier	18,0	19,4	19,4	7,9
Internet	10,0	10,8	12,3	4,3
Proportion en %, données non pondérées				
ensemble	15,7	16,8	16,6	6,0
papier	19,8	20,3	20,9	8,9
Internet	10,12	13,3	13,7	4,7
Effectif d'erreurs, données non pondérées				
ensemble	281	315	329	97
papier	204	190	168	45
Internet	77	125	161	52

* : la pondération n'est pas celle diffusée dans les bases études de l'EDP, qui tient compte des particularités de l'EDP. Il s'agit de la pondération des enquêtes annuelles de recensement.

Source : Base étude 2017 de l'EDP, Insee.

Champ : Personnes en couple de plus de 15 ans, en CMS apparent, recensées entre 2015 et 2018.

37. En effet, dans le cadre des appariements réalisés pour produire l'EDP, les informations sur les personnes EDP sont confrontées à celles du répertoire national d'identification des personnes physiques (RNIPP), répertoire qui sert à la gestion des numéros de sécurité sociale et est donc fiable.

C. L'application de la correction

1. A méthode égale, stabilité des « vrais » CMS entre 2017 et 2018

Comme dit dans le document de travail F1807 de 2018, la correction pour l'EAR 2017 se fait comme suit :

Pour les individus qui ont répondu par internet, on corrige le sexe dès lors que le dictionnaire indique que les personnes portant le même prénom ont un sexe différent du prénom déclaré dans plus de 51 % des cas, seuil optimal pour la collecte internet de l'EDP (optimal en termes de sensibilité et de spécificité dans le repérage des erreurs, voir document de travail). Dans le cas contraire, on ne propose pas de correction.

Pour les individus qui ont répondu sur papier, on considère que le prénom de l'EAR n'est pas forcément exactement le prénom déclaré. On est donc plus prudent avant de mener une correction.

- Si le prénom est porté par plus de 90 % de personnes de sexe opposé à l'individu, on corrige le sexe.
- S'il est porté par moins de 20 % de personnes de sexe opposé à l'individu, on ne corrige pas le sexe.
- S'il est porté par entre 20 % et 90 %³⁸ de personnes de sexe opposé à l'individu, on considère que le prénom est ambigu et qu'il est nécessaire d'utiliser des informations complémentaires pour affiner la correction.

Pour cette dernière partie de corrections aléatoires, le traitement a été amélioré par rapport au document de travail et effectué pour les EAR 2017 et 2018 :

- Nous avons intégré une meilleure prise en compte des couples, afin de ne corriger au maximum qu'un des deux conjoints³⁹.
- Pour les cas de collecte papier où le prénom ne permet pas de trancher, les catégories de réponse ont été améliorées, en distinguant les couples avec enfant selon leur sexe (**figure 4.5**). Six catégories sont distinguées avec des proportions d'erreurs, et donc des probabilités de correction, calibrées grâce à la base études de l'EDP.

En appliquant cette méthode, on observerait une légère hausse des effectifs de personnes en couple de même sexe entre 2017 et 2018, de 239 000 à 243 000, liée aux couples de femmes : le nombre de femmes en couple avec une femme passerait de 101 000 à 108 000. La proportion des personnes en couple de même sexe parmi celles en couple serait en revanche stable (0,81 % en 2018 contre 0,82 % en 2017). Si les effectifs augmentent entre 2017 et 2018, c'est en partie lié à la diminution en 2018 des personnes exclues de l'analyse du fait d'une valeur manquante sur le sexe d'un des conjoints. En effet, désormais, la réponse à la question sur le sexe est devenue obligatoire dans le questionnaire internet du recensement à partir de la collecte de 2018.

En première analyse, la procédure de correction semble donc donner des résultats satisfaisants : alors que les personnes apparemment en couple de même sexe diminuent fortement, la procédure permet

38. L'intervalle est asymétrique parce qu'en cas d'incohérence entre sexe et prénom, nous considérons que l'association d'un prénom à un sexe est davantage bruitée par une mauvaise qualité de la saisie du prénom par rapport à une mauvaise qualité du codage du sexe.

39. Par rapport au document de travail, les effectifs de CMS 2017 estimés ici sont inférieurs, essentiellement parce qu'environ 7000 CMS restaient auparavant CMS du fait d'une double correction au sein du couple. La méthode retenue désormais est d'appliquer au couple la somme des taux de chacun des conjoints. Par exemple, pour un CMS apparent composé de deux hommes qui vivent ensemble avec des enfants, on corrige le couple, de CMS à couple avec deux conjoints de sexe différent dans $39 + 39 = 78$ % des cas. Pour deux femmes sans enfant, l'une non mariée, l'autre mariée de plus de 50 ans, le couple est corrigé dans 36% des cas. À chaque fois, c'est le sexe de celui des deux conjoints qui a la plus forte probabilité d'erreur qui est corrigé.

de bien prendre en compte le fait que les données sont désormais plus fiables. Ainsi, les corrections diminuent (**figure 4.6**) et la proportion estimée de « vrais » CMS est stabilisée.

Toutefois, ce *satisfecit* ne vaut que pour la partie de la procédure qui utilise les prénoms. En effet, pour les individus collectés sur papier et dont le prénom est associé à une valeur intermédiaire dans le dictionnaire, les proportions d'erreurs appliquées sont calibrées sur les individus de la base étude 2016 de l'EDP qui ont été recensés en 2015 et 2016 (figure 4.5).

Or, la proportion d'erreurs de codage du sexe a diminué en 2018, y compris sur papier, et il n'en est pas tenu compte. En effet, l'application de la procédure conduit à diminuer fortement la proportion de corrections, de 32 % à 17 % (**figure 4.6**). Cette baisse s'observe pour la collecte internet et les couples pour lesquels la correction a été faite en s'appuyant sur les prénoms. En revanche, en cas de recours à une correction aléatoire, la proportion de corrections d'erreurs a seulement légèrement diminué, passant de 44 à 40 %.

Figure 4.5 - Part de chaque groupe et proportion d'erreurs individuelles de codage du sexe au sein des CMS apparent

			Part (en %)	Proportion d'erreurs (en %)
Homme adulte d'un couple avec enfant			10	39
Femme adulte d'un couple avec enfant(s)	Mariée		6	30
	Non mariée		6	20
Adulte d'un couple sans enfant	Non marié		49	5
		Marié	Moins de 50 ans	7
		50 ans et plus	23	31
Ensemble			100	17

Source : Base étude 2016 de l'EDP, Insee.

Champ : Personnes en couple de plus de 15 ans, en CMS apparent, recensées sur papier en 2015 ou 2016.

Figure 4.6 – Proportion de couples faisant l'objet d'une correction, pour au moins un des deux conjoints, parmi les couples *apparemment* de même sexe, avant recalibrage (en %)

	2017	2018
Ensemble	32	17
Collecte internet	25	11
Collecte papier	41	30
Correction aléatoire	44	40
Correction par les prénoms	35	19

* : la pondération n'est pas celle diffusée dans les bases études de l'EDP, qui tient compte des particularités de l'EDP. Il s'agit de la pondération des enquêtes annuelles de recensement.

Source : Base étude 2017 de l'EDP, Insee.

Champ : Personnes en couple de plus de 15 ans, en CMS apparent, recensées entre 2015 et 2018.

2. Après ajustement de la méthode, une légère hausse des CMS entre 2017 et 2018

Compte tenu de ces résultats, il semble nécessaire d'ajuster les probabilités de correction pour la partie aléatoire des corrections. Pour ce faire, la source la plus adaptée est l'échantillon démographique permanent, et la comparaison des individus recensés en 2018 avec ceux recensés les années précédentes pour mesurer la variation des erreurs de codage sur le sexe selon les différentes catégories.

Il est toutefois délicat d'ajuster ainsi les probabilités de correction à partir des individus EDP d'une seule enquête annuelle de recensement, celle de 2018. On se heurte en effet à des effectifs insuffisants, surtout dans un contexte de diminution forte des erreurs (effectifs **figure 4.4**). On a donc choisi de regrouper certaines catégories pour lesquelles les proportions d'erreurs étaient similaires. En revanche, on a maintenu isolés les couples d'hommes avec enfant(s) et les couples de femmes avec enfant(s) non mariées, qui connaissaient des taux d'erreur particuliers et pour lesquels les valeurs observées en 2018 sont sans doute imprécises mais se situent dans une fourchette vraisemblable par rapport aux taux d'erreurs sur le sexe mesurés sur internet et à l'évolution d'ensemble. Ainsi, 26 % d'erreurs pour les hommes en couple avec enfant paraît un taux en nette diminution par rapport à 44 % sur 2015-2017 mais reste le taux le plus élevé de 2018, ce qui est logique (**figure 4.7**).

4.7 Part de chaque groupe et proportion d'erreurs de codage sur le sexe au sein des personnes EDP en CMS apparent

Enquêtés papier, en CMS apparent	2015-2017		2018	
	Effectifs	Proportion d'erreurs (en %)	Effectifs	Proportion d'erreurs (en %)
Homme avec enfant	326	44	43	26
Adulte marié sans enfant de 50 ans et plus	935	33	141	18
Femme avec enfant(s) mariée				
Femme avec enfant(s) non mariée	163	18	27	7
Adulte marié sans enfant de moins de 50 ans	1346	6	296	2
Adulte sans enfant non marié				
Ensemble	2770	20	507	9

Source : EDP, Insee.

Champ : Personnes en couple de plus de 15 ans, en CMS apparent, recensées sur papier entre 2015 et 2018.

Après ce réajustement du taux d'erreurs pour les personnes en CMS apparent pour lesquelles on ne peut mobiliser le prénom, il apparaît que la baisse des CMS sur papier est atténuée et on retrouve une évolution d'ensemble des CMS légèrement à la hausse (figure 4.8) : la proportion de personnes en couple de même sexe serait passée de 0,82 à 0,84 % entre 2017 et 2018. C'est une évolution qui se situe davantage dans la tendance enregistrée depuis plusieurs années et qui correspond également à l'estimation obtenue dans l'échantillon démographique permanent. Dans l'EDP, il n'est possible de mesurer les erreurs sur le sexe que pour un seul des deux conjoints (celui qui fait partie de l'échantillon). Pour estimer la proportion de « vrais » CMS, on suppose que les conjoints des individus EDP ont la même probabilité d'erreur que les individus EDP. Avec cette hypothèse, on trouve des résultats identiques pour 2017 et 2018 à ceux trouvés avec la procédure dans les EAR : chute des CMS apparents, légère hausse des « vrais » CMS (de 0,82 à 0,84 %).

Cette concordance est rassurante quant à la qualité de la correction. Cette qualité peut aussi être appréciée en estimant la proportion de vraies erreurs qui sont correctement repérées en appliquant la procédure de correction avec les prénoms. En 2017, sur 329 erreurs, 308 sont repérées soit 94 %, en 2018, sur 97 erreurs, 88 sont repérées, soit 91 %. La méthode a donc toujours une bonne efficacité. Elle a aussi moins de poids sur le repérage des CMS et les résultats, puisque les erreurs de codage sont moins fréquentes.

Figure 4.8 Proportion de personnes en couples de même sexe parmi les personnes en couple en 2017 et en 2018 (en %)

a) Comparaison entre la correction initiale et la correction réajustée

	Ensemble			Internet		Papier		
	2017	2018		2017	2018	2017	2018	
		initial	réajusté				initial	réajusté
Couples de femmes	0,35	0,36	0,37	0,38	0,44	0,30	0,26	0,29
Couples d'hommes	0,47	0,45	0,47	0,55	0,56	0,37	0,30	0,34
Ensemble CMS	0,82	0,81	0,84	0,93	1,00	0,67	0,56	0,63

b) Proportion de situations corrigées, après réajustement

	Ensemble		Internet		Papier	
	2017	2018	2017	2018	2017	2018
CMS apparent	1,12	0,96	1,20	1,08	1,09	0,79
CMS après correction réajustée	0,82	0,84	0,93	1,00	0,67	0,63
Proportion de corrections	27 %	12 %	22 %	7 %	37 %	20 %

Source : EAR 2017 et 2018, Insee.

Champ : Personnes en couple de plus de 15 ans, en CMS apparent, hors FLNE, non réponse sur le sexe et personnes sans conjoint dans le logement.

D. Prise en compte de l'AMF en 2018

En 2018, grâce à la refonte de la feuille de logement et la nouvelle analyse ménage-famille, il est possible d'améliorer le repérage des couples apparemment de même sexe. Désormais, les personnes recensées désignent leur conjoint explicitement, et l'AMF s'appuie sur leurs réponses. On choisit donc de s'appuyer sur cette définition du conjoint pour définir la situation apparente. Dans la majorité des cas cela ne change pas la situation. Les personnes en couple non cohabitant sont globalement repérées avec les deux méthodes (et exclues de la comptabilité, restreinte aux couples cohabitants). Toutefois, on peut désormais prendre en compte les ménages « complexes », où vivent plus de deux personnes ayant déclaré vivre en couple, ainsi que les ménages issus de FLNE⁴⁰. Le repérage des situations où deux personnes vivent ensemble sans être en couple et sont toutes deux par ailleurs en couple non cohabitant (parent/ enfant, colocataires, etc.) est aussi amélioré.

Au total, les effectifs de CMS apparents sont légèrement plus élevés lorsque l'on utilise l'AMF : en 2018, on ajoute ainsi aux personnes en couple de même sexe 18 000 personnes vivant dans un ménage « complexe » et 11 000 issues des FLNE, tandis qu'on en enlève 11 000 qui sont en couple, mais pas avec une personne de leur logement.

40. Lorsqu'un logement n'est pas enquêté mais que l'agent recenseur sait qu'y vivent des personnes, il remplit une feuille de logement non enquêté. Les caractéristiques des personnes sont imputées à partir de la situation de donneurs choisis dans le voisinage, et de ce fait parfois comme vivant en CMS. On choisit de les comptabiliser pour ne pas les exclure du champ, sans corriger la situation (en l'absence de prénoms collectés). 2,5 % des personnes majeures en couple cohabitant sont comptées comme telles alors que leur bulletin est issu d'une feuille de logement non enquêté.

Par ailleurs, la distinction entre familles recomposées et familles « traditionnelles » rendue possible par la refonte de 2018 semble pertinente pour différencier les probabilités de correction. On a donc défini de nouvelles strates et calculé avec l'EDP des taux de correction pour chacune de ces strates (figure 4.9).

Figure 4.9 Les strates utilisées pour l'EAR 2018

		Probabilité de correction* (en %)
Couples avec enfant(s)	Homme, famille traditionnelle	37
	Homme, famille recomposée	9
	Femme, famille traditionnelle	20
	Femme, famille recomposée	3
Couples sans enfant	Non marié	3
	Marié, - de 50 ans	3
	Marié, 50 ans ou plus	20

* Il s'agit d'une probabilité individuelle. Dans un ménage composé d'un couple d'hommes et de leur(s) enfant(s) conjoint(s), biologiques ou adoptifs, la proportion de correction pour au moins un des deux conjoints sera donc de 74 % (37 + 37).

Avec ces probabilités de correction réajustées, la proportion de personnes en « vrais » CMS est de 0,85 %⁴¹ avec l'indicateur simplifié et de 0,87 % en s'appuyant sur l'AMF (figure 4.10). Au total les ordres de grandeur sont donc les mêmes mais les situations sont mieux identifiées avec l'AMF.

Nous avons choisi de faire porter la publication de septembre 2019 (Algava, Penant) sur les 266 000 personnes (soit 0,87%) ainsi identifiées : en repérant les couples apparemment de même sexe à l'aide de l'AMF et en appliquant des corrections grâce à leur prénom ou à défaut en utilisant les probabilités de correction réajustées (figure 4.9). Cette façon de procéder, s'appuyant sur l'AMF, et donc sur le fait que chaque personne a désigné explicitement qui est son conjoint dans le logement, nous a paru également plus cohérente avec la méthode d'identification des couples de même sexe dans l'enquête Famille et logements de 2011. C'est pourquoi il nous a semblé possible de comparer les personnes en couple de même sexe de 2011 (dans l'enquête Familles et logement) et de 2018 (dans l'enquête annuelle de recensement), aussi bien en termes d'effectifs que de caractéristiques.

Figure 4.10 Les couples de même sexe en 2018

	Effectifs des personnes en couple de même sexe (en milliers)		En % des personnes en couple cohabitant*	
	AMF	Indicateur simplifié	AMF	Indicateur simplifié
<i>CMS apparents</i>	314	294	1,03	1,00
« Vrais » CMS	266	250	0,87	0,85

Champ : Personnes en couple cohabitant. Du point de vue de l'AMF, on retient les personnes qui ont déclaré vivre en couple et catégorisées en couple par l'analyse ménages-familles, avec un conjoint identifié dans le logement. Avec l'indicateur simplifié cela exclut les ménages comprenant plus de 2 personnes en couple et les FLNE.

41. Sur l'indicateur simplifié, le petit écart avec le tableau 8 (0,85 contre 0,84) s'explique par le fait que les personnes en couple non cohabitant et les FLNE sont dans le tableau 8 exclus du numérateur mais pas les situations plus complexes (plus de 2 personnes). Le dénominateur est un peu plus élevé et le ratio plus faible.

BIBLIOGRAPHIE

Acs M., Lhommeau B. et Raynaud E., 2015, « Les familles monoparentales depuis 1990. Quel contexte familial ? Quelle activité professionnelle ? », *Dossiers Solidarité et Santé*, DREES, n° 67, pp. 1-34.

Algava E., Bloch K., Vallès V., En 2018, 4 millions d'enfants mineurs vivent avec un seul de leurs parents au domicile, Insee Première n°1788, janvier 2020

Algava E., Penant S., Yankan L., En 2016, 400 000 enfants alternent entre les deux domiciles de leurs parents séparés, Insee Première n°1728, janvier 2019

Algava E., Penant S., En 2018, 266 000 personnes vivent en couple avec un conjoint de même sexe, Insee Première n°1774, septembre 2019

Algava E., Hallépée S., « Estimer les effectifs de couples de personnes de même sexe au recensement : expérimentation d'une solution de validation du sexe par le prénom », *Document de travail* n° F1807, Insee, septembre 2018.

Belmokhtar Z., Dufour C., « L'exercice de l'autorité parentale après la rupture des parents en 2012 », Rapport d'études, ministère de la Justice / SDSE, janvier 2015.

Bessière C., Biland E. et Filod-Chabaud A., 2013, « Résidence alternée : la justice face aux rapports sociaux de sexe et de classe », *Lien social et politiques*, n° 69, pp. 125-143.

Bodier M., Buisson G., Lapinte A., Robert-Bobée I. (coord.), *Couples et familles*, Insee Références, édition 2015. Lapinte A., Un enfant sur dix vit dans une famille recomposée, Insee Première, octobre 2013, n°1470.

Bloch K., En 2020, 12 % des enfants dont les parents sont séparés vivent en résidence alternée, Insee Première n°1841, mars 2021.

Bonnet C., Garbinti B. et Solaz A., « Les conditions de vie des enfants après le divorce », Insee Première n°1536, février 2015.

Brunet F., Kertudo P. et Malsan S., 2008, « Étude sociologique sur la résidence en alternance des enfants de parents séparés », FORS Recherche sociale, CNAF, n° 109, pp. 1114.

Buisson G., 2017a, La situation matrimoniale dans le recensement : impact de la refonte du questionnaire de 2015, document de travail de l'Insee N° 1707.

Buisson G., 2017b, Le recensement de la population évolue : de l'état matrimonial légal à la situation conjugale de fait, Insee Analyses n°35, octobre 2017.

Buisson G. et Lapinte A., 2017a, Vivre dans plusieurs configurations familiales, Insee Première n°1647, mai 2017.

Buisson G., Lapinte A., 2017b, « Les structures familiales en France : comparaison entre le recensement, l'enquête Famille Logements et l'enquête emploi », Document de travail Insee n° F1703, mai 2017.

Carrasco V., Dufour C., Les décisions des juges concernant les enfants de parents séparés ont fortement évolué durant les années 2000, Infostat Justice, n°132, janvier 2015.

Céroux B. Paternité au quotidien et résidence alternée. In : *Politiques sociales et familiales*, n°117, Dossier « La résidence alternée ». pp. 17-28.,2014.

Céroux B., Hachet B., « Dix ans de partage des allocations familiales dans le cadre de la résidence alternée (2007-2017) », L'essentiel n° 184, mars 2019.

Céroux B., Hachet B., « Les configurations de la résidence alternée : enquête par questionnaire auprès des parents qui partagent les allocations familiales », communication au colloque AIDELF 2016, Strasbourg.

Chardon O., Vivas E., 2009, Les familles recomposées : entre familles traditionnelles et familles monoparentales, document de travail, Insee, octobre 2009.

Costemalle V., 2017, Formations et ruptures d'union : quelles sont les spécificités des unions libres ?, France portrait social édition 2017, Insee.

Cretin L., « Résidence et pension alimentaire des enfants de parents séparés : décisions initiales et évolutions », Insee Référence Couples et familles, 2015.

Domingo P., Les modalités de résidence des enfants de parents séparés, l'essentiel CNAF, n°139, avril 2013.

Durier S., « Après une rupture d'union, l'homme reste plus souvent dans le logement conjugal », Insee Focus n°91, juillet 2017.

Ferrari G., Bonnet C., Solaz A., 2019, « *Will the one who keeps the children keep the house? Residential mobility after divorce by parenthood status and custody arrangements in France* », *Demographic Research*, vol. 40, art. 14, p.359-394

Frécon J-C., Cases C., Clanché F., Oger P., Évolution du questionnaire du recensement de la population, Rapport du CNIS, aout 2012.

Guillonneau M. et Moreau C., « La résidence des enfants de parents séparés – De la demande des parents à la décision du juge », Ministère de la justice, novembre 2013.

Hachet B., Les calendriers et les agendas de la résidence alternée. Structure et plasticité des territoires temporels des parents. In: *Politiques sociales et familiales*, n°117, 2014. Dossier « La résidence alternée ». pp. 29-44.

Insee, « Rénovation du questionnaire du recensement de la population sur les liens familiaux et les situations de multi-résidence. Impact sur les évolutions annuelles de population », Note technique, janvier 2019.

Insee, « Rénovation du questionnaire du recensement de la population. Estimation de l'effet questionnaire (ajustement) à partir d'une enquête de recensement (2018) », Note technique, janvier 2019.

Insee Résultats **Équipements des ménages 1996-2016**, enquêtes EPCV et SRCV, octobre 2017, Insee.

Lefaucheur N., Situations monoparentales à la Martinique et idéal sacrificiel du potomitan. Revue des politiques sociales et familiales, n°127, 2018. Dossier « Vivre la monoparentalité en situation de précarité ». pp. 23-35.DOI

Lefaucheur N. et Brown E., 2011, « **Relations conjugales et configurations parentales à la Martinique** », *Politiques sociales et familiales*, n° 106, p. 9-23.

Lefaucheur N. (2018), Modes de constitution et dynamiques des configurations familiales à la Martinique in Familles transformation in : Quand les modes de construction familiale se réinventent, dir. Sanderson J.P. et Oris M., AIDELF – Carrefour de la démographie francophone.

Marie, C. et Breton, D. (2014). « Faire famille » dans les Dom. Ce que nous dit l'enquête Migrations, Famille et Vieillessement. *Informations sociales*, 186(6), 16-26.

Marie, C. et Breton, D. (2015), Les « modèles familiaux » dans les Dom : entre bouleversements et permanence. Ce que nous apprend l'enquête Migrations, famille et vieillissement. In: *Politiques sociales et familiales*, n°119, 2015. pp. 55-64.

Moreau C.n Munoz-Perez B. Serverin E., « la résidence en alternance des enfants de parents séparés », Études et statistiques Justice 23, Ministère de la Justice, 2004.

Neyrand G. La résidence alternée ou le défi de la coparentalité. In : *Politiques sociales et familiales*, n°117, 2014. Dossier « La résidence alternée ». pp. 5-15.

Quantin S., « Estimation avec le score de propension sous R », *Document de travail* n° M1801, Insee, mai 2018.

Robert-Bobée I., Vallès V, 2018, Les Pacs à l'Ouest, les mariages à l'Est : une répartition des types d'unions différente selon les territoires, Insee première n°1682, janvier 2018.

Régnier-Loilier, A. (2014). Incohérence du nombre d'enfants déclarés entre les vagues de l'enquête française Generations and Gender Survey. *Population*, vol. 69(2), 167-190. doi:10.3917/popu.1402.0167.

Régnier-Loilier A., 2013, « Quand la séparation des parents s'accompagne d'une rupture du lien entre le père et l'enfant », *Population et sociétés*, n° 500, 4 p.

Solard G. (coord.), Chevalier M., Durier S., Espinasse L., Le Palud V., Lollivier S., Marteau B., Pagès J., Prévot J., Reynaud D., Roux V., Talbot J., Toulemon L., Vanotti L., Volant S., La qualité des estimations de population dans le recensement, Insee Méthodes n° 136, octobre 2020.

Solaz A., « Histoire conjugale et division du travail au sein du couple » in Régnier-Loilier Arnaud, Portraits de famille. L'enquête Etude des relations familiales et intergénérationnelles, INED, Paris (France), Ined, (coll. Grandes Enquêtes), p. 265-288 , 2010

Razafindranovona; T., « La collecte multimode et le paradigme de l'erreur d'enquête totale », *Document de travail* n°M2015-01, Insee, 2015.

Razafindranovona; T., « Exploitation de l'enquête expérimentale qualité de vie au travail », *Document de travail* n°M2017-01, Insee, 2017.

Thélot, C., Bourreau-Dubois, C., Chambaz, C., Les ruptures familiales et leurs conséquences : 30 recommandations pour en améliorer la connaissance, Rapport du CNIS n°144, mars 2016

Toulemon L., Denoyelle T., La définition des ménages dans les enquêtes françaises : comment tenir compte des multi-résidences ?, Communication aux journées de méthodologie statistique 2012

Toulemon L., Durier S., Marteau B., Au recensement, 2,3 % de doubles-comptes d'après l'échantillon démographique permanent, Communication aux journées de méthodologie statistique 2018

Toulemon L., « Combien de personnes ont plusieurs résidences habituelles en France ? » in « La famille à distance : mobilités, territoires et liens familiaux », sous la direction de Christophe Imbert, Éva Lelièvre et David Lessault, Ined, collections Questions de population, 2018.

Toulemon L., 2005, « Enfants et beaux-enfants des hommes et des femmes », in Lefèvre C. et Filhon A. (dir.), Histoires de familles, histoires familiales. Les résultats de l'enquête Famille de 1999, Cahier n° 156, p. 59-77.

ANNEXES

Annexe 1 : exemple de la méthode du score de propension – effet du mode de collecte sur la proportion de personnes en couple

L'idée est de voir si les différences constatées sur la vie de couple selon le mode de collecte disparaissent à structure identique. Les écarts s'expliquent-ils par des effets de structure et plus utile, par des effets de structure que l'on peut identifier et donc contrôler ? Ou subsiste-t-il des différences à structure identiques, imputables à des effets de mesure (une même personne répond différemment selon le mode de réponse) ? Afin d'avoir des échantillons plus homogènes et de taille modérée, on choisit d'étudier séparément des populations de femmes et d'hommes nés certaines années, et d'en sélectionner un échantillon de 20%, pour limiter la taille des fichiers. On prend ici l'exemple des femmes nées en 1988, ayant 30 ans au moment de l'EAR 2018.

On utilise la méthode du score de propension (Quantin, 2018) pour construire une population de répondants internet similaire aux répondants papier sur un certain nombre de critères, en premier lieu le score de propension qui résume leur propension à répondre sur papier en fonction d'un certain nombre de variables.

La **première étape** est le calcul d'un score de propension, à partir d'une régression logistique où la variable expliquée est le fait de répondre sur papier et les variables explicatives sont :

- la région,
- la taille de la commune (plus ou moins de 10 000 habitants),
- la proportion de répondants internet dans la zone de collecte,
- le décile de niveau de vie dans lequel se situe la commune (à défaut l'EPCI),
- le niveau de diplôme,
- le pays de naissance (Europe / hors Europe) et la nationalité (Français de naissance, par acquisition ou étranger).

La propension d'une personne à être recensée sur papier est la plus élevée quand elle est peu diplômée, lorsqu'elle est née dans un pays non européen, lorsque la proportion de personnes recensées sur internet dans la zone de collecte est faible, lorsqu'elle vit dans une commune où le niveau de vie est faible.

Régression logistique sur le fait de répondre sur papier

		Estimate	Std Error	z value	Pr(> z)	
Constante		2,691	0,188	14,315	<2E-16	***
	Brevet ou scolarité fin de collège	-0,525	0,172	-3,056	0,002	**
	BEP, CAP	-0,938	0,165	-5,686	1,3E-8	***
Niveau de diplôme	Bac pro	-0,818	0,165	-4,955	7,2E-7	***
Ref : aucun diplôme	Bac généré ou techno	-0,682	0,160	-4,256	2,1E-5	***
	Bac+2	-1,143	0,162	-7,035	2,0E-12	***
	Bac+4	-1,442	0,165	-8,75	< 2e-16	***
	Bac+5 ou plus	-1,537	0,162	-9,461	< 2e-16	***
Né dans un pays hors Europe		0,880	0,137	6,404	1,5E-10	***
Nationalité (ref="Français de naissance")	Français par acquisition	-0,278	0,155	-1,797	0,072	.
	Étranger	-0,203	0,142	-1,425	0,154	
Commune de plus de 10000 hab		-0,021	0,059	-0,358	0,720	
% de personnes recensées sur internet dans la zone de collecte		-4,659	0,152	-30,599	< 2E-16	***
	24 Centre-Val de Loire	-0,359	0,136	-2,632	0,008	**
	27 Bourgogne-Franche-Comté	-0,116	0,128	-0,907	0,364	
	28 Normandie	-0,172	0,123	-1,395	0,163	
	32 Hauts-de-France	-0,064	0,103	-0,625	0,532	
	44 Grand Est	-0,173	0,104	-1,663	0,096	.
Région	52 Pays de la Loire	-0,320	0,139	-2,305	0,021	*
ref : Ile de France	53 Bretagne	-0,200	0,128	-1,564	0,118	
	75 Nouvelle-Aquitaine	-0,067	0,105	-0,641	0,521	
	76 Occitanie	-0,001	0,103	-0,013	0,990	
	84 Auvergne-Rhône-Alpes	-0,047	0,095	-0,495	0,621	
	93 Provence-Alpes-Côte d'Azur	-0,138	0,112	-1,239	0,215	
	94 Corse	0,621	0,298	2,082	0,037	*
Niveau de vie dans la commune (ou le groupement)	Entre 3 ^{ème} et 7 ^{ème} décile	0,1123	0,060	1,876	0,061	.
Ref : inf au 3 ^{ème} décile	Supérieur au 7 ^{ème} décile	0,268	0,072	3,748	1,8E-4	***

*** : significatif à 1p1000

** significatif à 1%

* significatif à 5%

. significatif à 10%

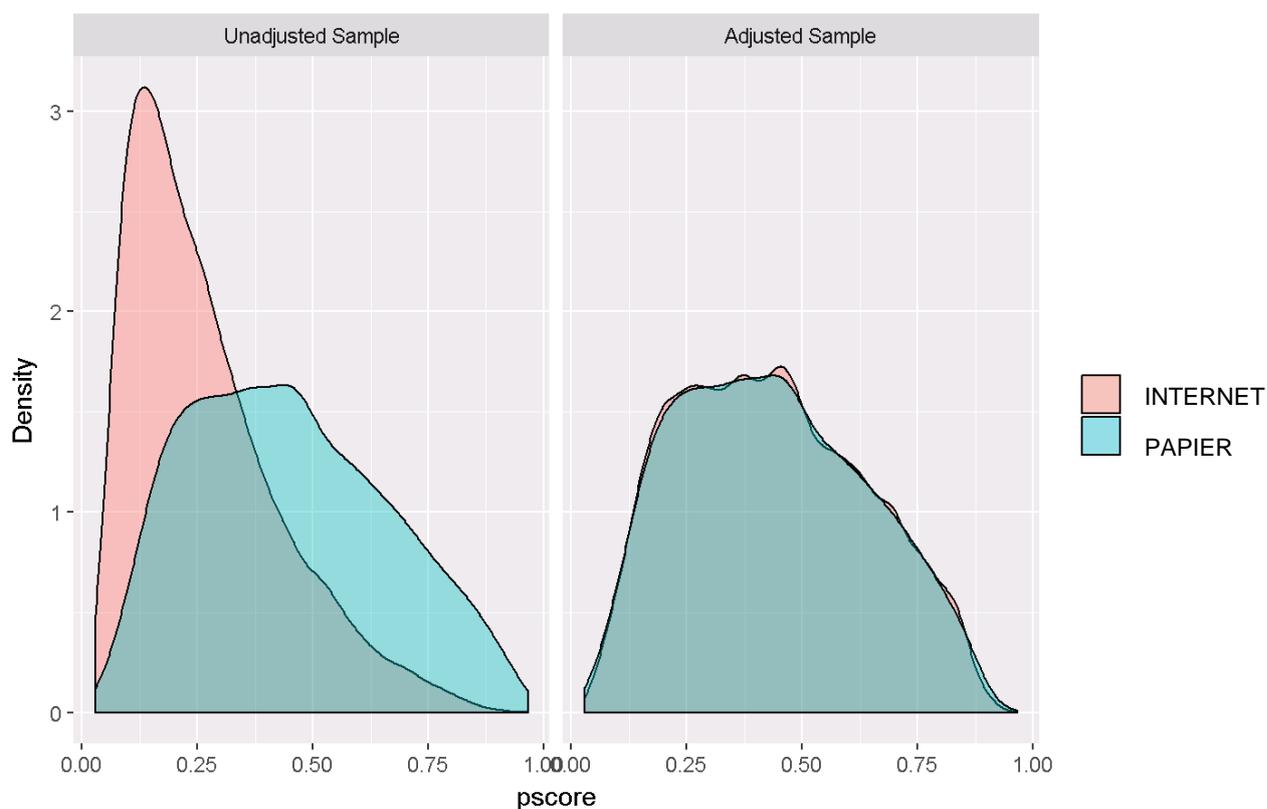
Vide : non significatif au seuil de 10%

La **seconde étape** consiste à faire l'appariement lui-même : on construit une population de femmes recensées sur internet homologue aux 3 263 femmes nées en 1988 recensées sur papier. Cette population homologue de recensées sur internet a autant que possible le même score de propension et le même niveau de diplôme. L'appariement est fait également sur le niveau de diplôme car il s'agit de la variable individuelle la plus déterminante sur le mode de réponse. Mais un appariement uniquement sur le score de propension donne des résultats très similaires. Elle est obtenue en cherchant un ou plusieurs « voisins » ou homologues répondants internet pour chaque enfant recensé sur papier (ici on a choisi de chercher deux voisins car il y a peu près deux fois plus de personnes recensées sur internet que sur papier dans notre champ). Ici 2 148 répondantes internet ne sont pas mobilisées car trop différents des répondant papier. A l'inverse, quelques répondantes papier (93) sont tellement

particulières qu'elles ne sont pas utilisées pour la comparaison. Ensuite une pondération adaptée est appliquée. Au final, deux populations de 3 170 femmes sont comparées.

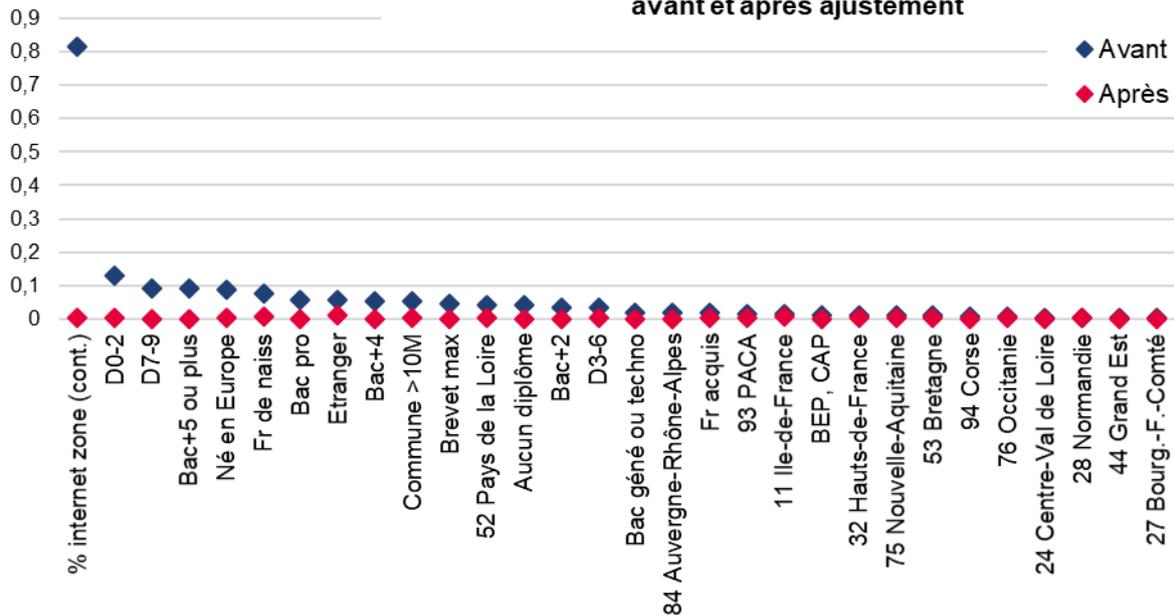
	Internet (« control »)	Papier (« treated »)
Ensemble	6 765	3 263
Appariés	3 170	3 170
Appariés (non pondérés)	4 617	3 170
Non appariés	2 148	-
Non utilisés	-	93

Densité du score de propension à répondre sur papier parmi les femmes recensées sur internet et sur papier, avant appariement (« unadjusted sample ») et après (« adjusted sample »)



On vérifie ensuite que l'appariement permet bien d'avoir deux populations homogènes, par construction sur les critères d'appariement, mais aussi sur les autres critères. Cela semble être le cas. On compare toutefois ensuite la mesure de l'effet du traitement avoir répondu sur papier, selon que l'on utilise ou non un modèle ajusté, c'est-à-dire corrigeant les différences de structure sur les caractéristiques non utilisées pour construire l'appariement.

**Ecarts standardisés entre les répondants papier et internet
sur la fréquence ou la moyenne de différentes caractéristiques,
avant et après ajustement**



Dernière étape, subsiste-t-il des différences dans la proportion de personnes en couple et de personnes ayant un emploi ?

La réponse est positive pour la vie de couple : l'estimation est de 10 points de pourcentage avec ajustement du modèle, 10,2 sans estimations très significativement différentes de 0.

Être en couple

Estimate... -0.099621
 AI SE..... 0.01286
 T-stat..... -7.7465
 p.val..... 9.5479e-15

Est noAdj.. -0.10204
 SE..... 0.011394
 T-stat..... -8.9558
 p.val..... < 2.22e-16

Au contraire, le taux d'emploi de la population de recensées sur internet appariées n'est pas significativement différent de celui des femmes recensées sur papier. L'écart est estimé à 0,7 points et non significativement différent de 0.

Être en emploi

Estimate... 0.007456
 AI SE..... 0.0123
 T-stat..... 0.60616
 p.val..... 0.54441

Est noAdj.. 0.007456
 SE..... 0.010813
 T-stat..... 0.68954
 p.val..... 0.49049

Annexe 2 : Influence du mode de collecte sur la distinction entre famille traditionnelle et famille recomposée, exemple d'application du score de propension pour les enfants de 10 ans

L'application de cette méthode a pour objectif de déterminer s'il est possible de contrôler l'effet du mode de collecte sur la classification d'un enfant dans un type de famille, « traditionnelle » ou recomposée. Afin d'avoir des échantillons plus homogènes et de taille modérée, le champ est restreint aux **enfants en ménage**, hors bulletins créés à partir des feuilles de logements non enquêtés, **d'un âge donné, ici de 10 ans (âge révolu), ayant exactement deux parents potentiels dans le ménage** et une seule mère potentielle (donc les deux parents potentiels sont de sexes opposés). On utilise la méthode du score de propension (Quantin, 2018) pour construire une population de répondants internet similaire aux répondants papier sur un certain nombre de critères, en premier lieu le score de propension qui résume leur propension à répondre sur papier en fonction d'un certain nombre de variables.

La **première étape** est le calcul d'un score de propension, à partir d'une régression logistique où la variable expliquée est le fait de répondre sur papier et les variables explicatives sont :

- la région,
- le type de zone (ville centre d'un grand pôle / banlieue d'un grand pôle, couronne d'un grand pôle, moyen ou petit pôle, couronne d'un moyen ou petit pôle, hors aire urbaine),
- la proportion de répondants internet dans la zone de collecte,
- le décile de niveau de vie dans lequel se situe la commune (à défaut l'EPCI),
- le niveau de diplôme maximal détenu par les parents potentiels,
- le nombre d'emploi parmi les parents potentiels,
- le nombre de mariés parmi les parents potentiels,
- le nombre de pacsés parmi les parents potentiels,
- la présence d'une personne immigrée parmi les parents potentiels.

La propension d'un enfant à être recensé sur papier est la plus élevée quand ses parents sont peu diplômés, lorsque la proportion de personnes recensées sur internet dans la zone de collecte est faible, lorsqu'un des parents potentiels est immigré, quand aucun parent potentiel n'est en emploi, quand les deux parents potentiels ne sont pas tous les deux mariés ou tous les deux pacsés.

Régression logistique sur le fait de répondre sur papier

		Estimate	Std Error	z value	Pr(> z)	
Constante		-0,790	0,191	-4,141	3,5E-05	***
	Scolarité 2nd degré	-0,707	0,076	-9,295	<2E-16	***
	BEP, CAP	-0,674	0,068	-9,861	<2E-16	***
Niveau de diplôme max parmi les parents potentiels	Bac pro	-1,047	0,070	-14,980	<2E-16	***
	Bac généré ou techno	-1,076	0,071	-15,142	<2E-16	***
Ref : aucun diplôme	Bac+2	-1,282	0,069	-18,601	<2E-16	***
	Bac+4	-1,437	0,070	-20,611	<2E-16	***
	Bac+5 ou plus	-1,539	0,070	-22,032	<2E-16	***
Au moins un parent potentiel est immigré		0,661	0,024	28,083	<2E-16	***
	Moins de 20 %	4,270	0,068	63,033	<2E-16	***
% de personnes recensées sur internet dans la zone de collecte	20-29	3,196	0,058	55,367	<2E-16	***
	30-39	2,755	0,053	51,644	<2E-16	***
	40-49	2,245	0,051	43,812	<2E-16	***
Ref : de 80 à 100%	50-59	1,839	0,050	36,563	<2E-16	***
	60-69	1,323	0,050	26,267	<2E-16	***

	70-79		0,814	0,052	15,550	<2E-16	***
Typologie des aires urbaines Ref : ville centre d'un grand pôle	Banlieue d'un grand pôle		-0,039	0,031	-1,249	0,212	
	Couronne d'un grand pôle		-0,065	0,032	-2,043	0,041	*
	Moyen ou petit pôle		-0,183	0,040	-4,524	6,1E-06	***
	Couronnes d'un moyen ou petit pôle		-0,088	0,039	-2,261	0,024	*
	Hors aires urbaines		-0,180	0,043	-4,161	3,2E-05	***
	02 Martinique		-0,095	0,241	-0,395	0,693	
	03 Guyane		0,083	0,282	0,293	0,770	
	04 La Réunion		-0,154	0,195	-0,789	0,430	
	11 Ile-de-France		-0,444	0,172	-2,581	0,010	**
	24 Centre-Val de Loire		-0,594	0,175	-3,400	6,8E-04	***
Région Ref : Guadeloupe	27 Bourgogne-Franche-Comté		-0,600	0,174	-3,442	5,8E-04	***
	28 Normandie		-0,512	0,173	-2,954	0,003	**
	32 Hauts-de-France		-0,523	0,171	-3,057	0,002	**
	44 Grand Est		-0,593	0,172	-3,440	5,8E-04	***
	52 Pays de la Loire		-0,676	0,175	-3,858	1,1E-04	***
	53 Bretagne		-0,514	0,174	-2,953	0,003	**
	75 Nouvelle-Aquitaine		-0,543	0,173	-3,147	0,002	**
	76 Occitanie		-0,421	0,172	-2,445	0,014	*
	84 Auvergne-Rhône-Alpes		-0,492	0,172	-2,860	0,004	**
	93 Provence-Alpes-Côte d'Azur		-0,453	0,174	-2,603	0,009	**
Niveau de vie dans la commune (ou le groupement) Ref : inférieur au 1 ^{er} décile	94 Corse		-0,271	0,207	-1,312	0,190	
	Entre 1 ^{er} et 2 ^{ème} décile		0,038	0,038	0,994	0,320	
	Entre 2 ^{ème} et 3 ^{ème} décile		-0,008	0,039	-0,201	0,841	
	Entre 3 ^{ème} et 4 ^{ème} décile		0,064	0,039	1,621	0,105	
	Entre 4 ^{ème} et 5 ^{ème} décile		0,084	0,040	2,121	0,034	*
	Entre 5 ^{ème} et 6 ^{ème} décile		0,124	0,040	3,073	2,1E-03	**
	Entre 6 ^{ème} et 7 ^{ème} décile		0,183	0,041	4,479	7,5E-06	***
	Entre 7 ^{ème} et 8 ^{ème} décile		0,263	0,041	6,335	2,4E-10	***
	Entre 8 ^{ème} et 9 ^{ème} décile		0,245	0,043	5,766	8,1E-09	***
	Supérieur au 9 ^{ème} décile		0,259	0,045	5,752	8,8E-09	***
Nombre de parents potentiels...							
...en emploi Ref= 0	1		-0,162	0,040	-4,054	5,0E-05	***
	2		-0,295	0,039	-7,545	4,5E-14	***
...mariés Ref= 0	1		0,755	0,110	6,861	6,8E-12	***
	2		-0,299	0,021	-14,488	<2E-16	***
...pacsés Ref= 0	1		0,039	0,223	0,174	0,862	
	2		-0,309	0,034	-9,097	<2E-16	***

*** : significatif à 1p1000

** significatif à 1%

* significatif à 5%

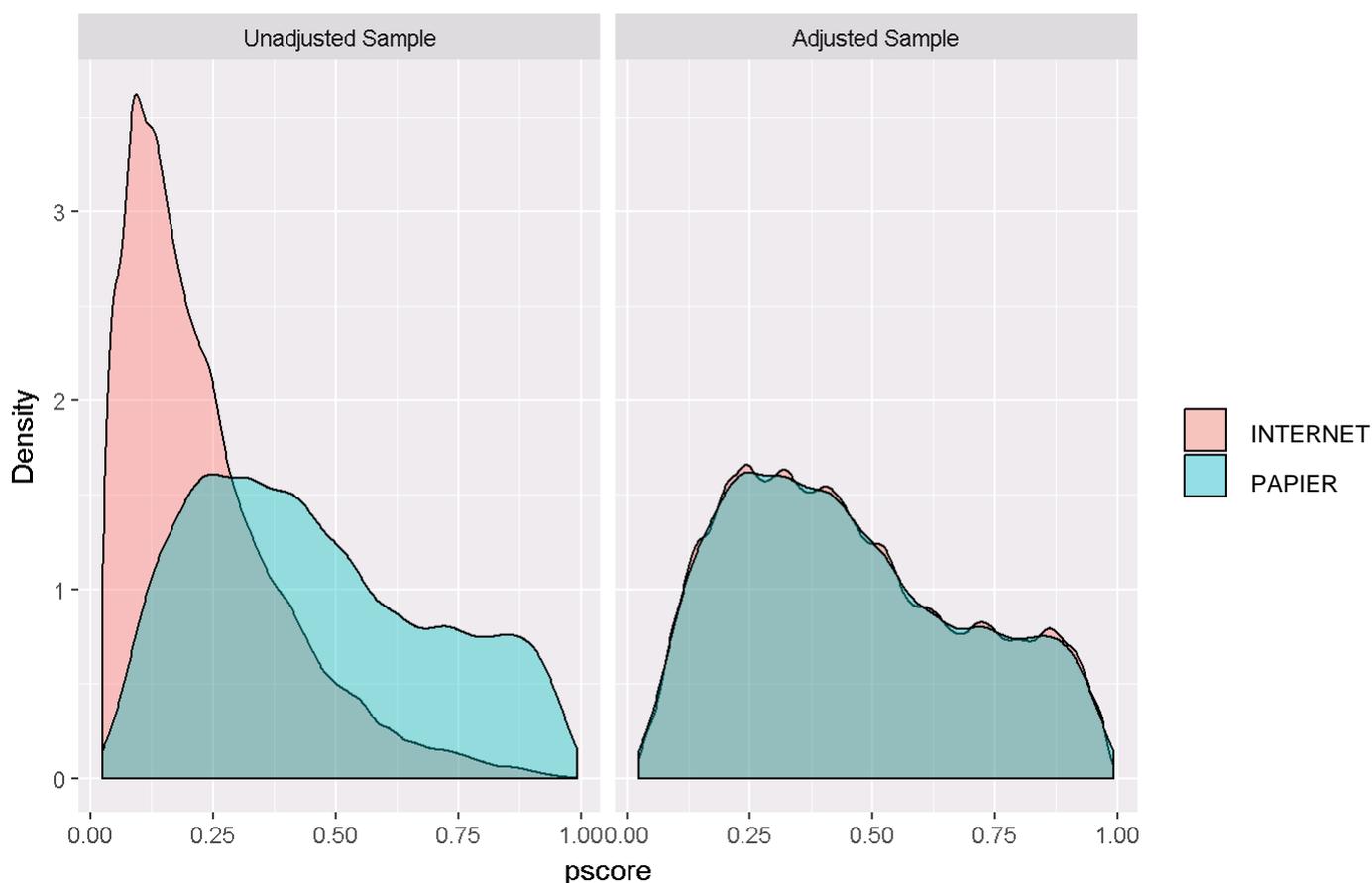
. significatif à 10%

Vide : non significatif au seuil de 10%

La **seconde étape** consiste à faire l'appariement lui-même : on construit une population d'enfants recensés sur internet homologue aux 26 336 enfants recensés sur papier. Elle est homologue car elle a le même score de propension. Cette population homologue est obtenue en cherchant un ou plusieurs « voisins » ou homologues répondants internet pour chaque enfant recensé sur papier (ici on a choisi de chercher deux voisins). 66 répondants internet ne sont pas mobilisés car trop différents des répondant papier. Ensuite une pondération adaptée est appliquée. Au final, deux populations de 26 336 enfants sont comparées.

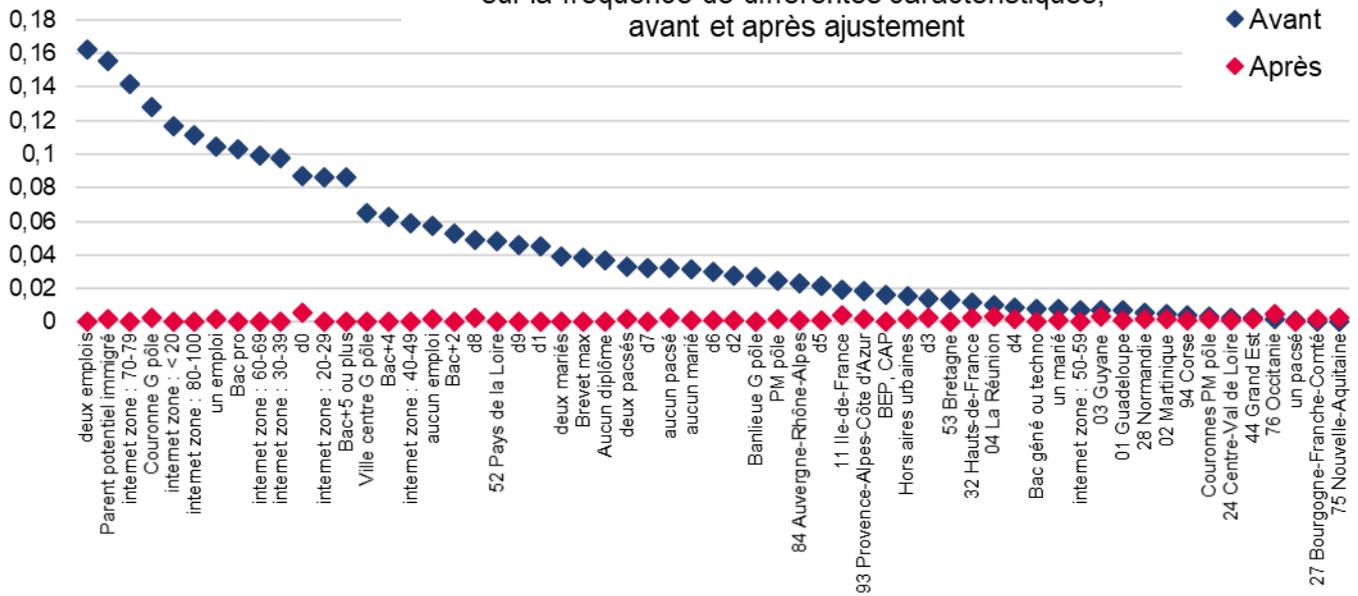
	Internet (« control »)	Papier (« treated »)
Ensemble	62 305	26 336
Appariés	26 336	26 336
Appariés (non pondérés)	62 239	26 157
Non appariés	66	

Densité du score de propension à répondre sur papier parmi les enfants recensés sur internet et sur papier, avant appariement (« unadjusted sample ») et après (« adjusted sample »)



On vérifie ensuite l'appariement permet bien d'avoir deux populations homogènes, par construction sur les critères d'appariement, mais aussi sur les autres critères. Cela semble être le cas. On compare toutefois ensuite la mesure de l'effet du traitement avoir répondu sur papier, selon que l'on utilise ou non un modèle ajusté, c'est-à-dire corrigeant les différences de structure sur les caractéristiques non utilisées pour construire l'appariement.

Ecarts standardisés entre les répondants papier et internet sur la fréquence de différentes caractéristiques, avant et après ajustement



Dernière étape, subsiste-t-il des différences dans la proportion d'enfants en famille recomposée ? La réponse est positive puisque l'estimation est de 3,7 points de pourcentage, avec ou sans ajustement du modèle, estimation très significativement différente de 0.

Estimate... 0.036798
 AI SE..... 0.0040368
 T-stat..... 9.1158
 p.val..... < 2.22e-16

Est noAdj.. 0.036268
 SE..... 0.0032373
 T-stat..... 11.203
 p.val..... < 2.22e-16

Annexe 3 : Résultats sur la multi-résidence, hors départements et régions d'outre-mer

Figure 3.6 – Situation des enfants mineurs de parents séparés dans les EAR 2018 et 2019

2018 (en milliers)	Tableau A		Tableau B	
	leur père	leur mère	leur père	leur mère
Recensés chez :				
1 Résidence exclusive chez la mère	//	2 429	//	//
2 Résidence « partagée », principalement chez la mère	//	425	290	//
3 Résidence alternée	207	209	178	134
4 Résidence « partagée », principalement chez le père	75	//	//	65
5 Résidence exclusive chez le père	395	//	//	//
Ensemble	677	3 063	468	199

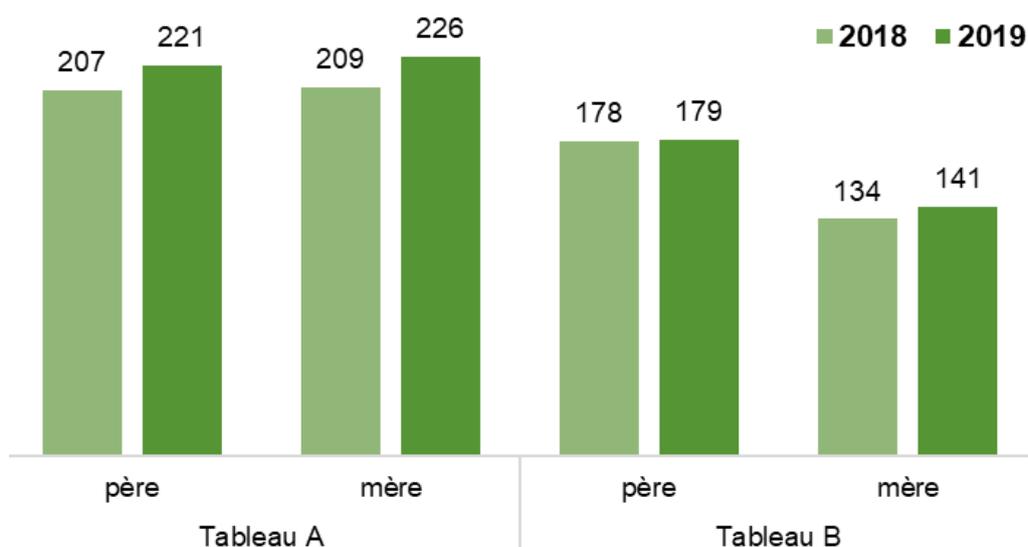
2019 (en milliers)	Tableau A		Tableau B	
	leur père	leur mère	leur père	leur mère
Recensés chez :				
1 Résidence exclusive chez la mère	//	2 444	//	//
2 Résidence « partagée », principalement chez la mère	//	417	283	//
3 Résidence alternée	221	226	179	141
4 Résidence « partagée », principalement chez le père	75	//	//	62
5 Résidence exclusive chez le père	393	//	//	//
Ensemble	689	3 087	462	203

// : N'a pas lieu d'être.

Champ : France hors départements et régions d'outre-mer.

Source : EAR 2018 et 2019, Insee.

Figure 3.11 – Effectifs d'enfants en résidence alternée, tableaux A et B



Champ : France hors départements et régions d'outre-mer, enfants mineurs vivant avec un seul de leurs parents (et éventuellement un beau-parent).

Source : Enquêtes annuelles de recensement 2018 et 2019.

Figure 3.12 – Effectifs d'enfants en résidence alternée en 2018, tableaux A et B selon le mode de collecte

Enfants recensés sur internet, déclarés par leur parent présents la moitié du temps

	L'enfant a-t-il dormi à votre domicile la nuit du mercredi 17 au jeudi 18 janvier 2018 ?	
	oui	non
Non pondéré		
Père	20 173	17 126
Mère	19 932	13 465
Pondéré (en milliers)		
Père	137	116
Mère	135	92

Enfants recensés sur papier, déclarés par leur parent présents la moitié du temps

	Tableau d'inscription		
	A	B	
		Avant imputations	Après imputations
Non pondéré			
Père	10 498	4 909	9 320
Mère	11 064	2 595	6 160
Pondéré (en milliers)			
Père	70	31	61
Mère	74	17	43

Note : Les chiffres avant imputations portent sur les enfants pour lesquels le parent a effectivement coché la case « l'enfant vit ici la moitié du temps ». Les chiffres après imputations sont établis une fois qu'une partie de la non réponse est imputée comme étant une résidence à mi-temps.

Champ : Enfants mineurs, France hors départements et régions d'outre-mer.

Source : Enquête annuelle de recensement 2018, Insee.

Figure 3.13 – Les enfants en résidence partagée selon le tableau et le mode de collecte (effectifs en milliers)

	Tableau A		Tableau B		a/d	b/c
	Père	Mère	Père	Mère		
	a	b	c	d		
Sans imputation*						
Ensemble	75	425	209	40	1,9	2,0
Internet	46	271	143	29	1,6	1,9
Papier	29	154	72	13	2,2	2,1
Avec imputation*						
Ensemble	75	425	290	64	1,2	1,5
Internet	46	271	143	29	1,6	1,9
Papier	29	154	147	35	0,8	1,0

* : Cela concerne les enfants inscrits dans le tableau B mais sans précision sur le temps passé dans le logement.

Champ : Enfants mineurs vivant avec un seul de leur parent (et éventuellement un beau-parent), hors départements et régions d'outre-mer.

Source : Insee, EAR 2018.

Série des documents de travail de la DSDS

- F2020-04** : La mortalité stagne à l'âge adulte pour les générations nées entre 1941 et 1955 - Méthode et résultats - Nathalie Blanpain
- F2020-03** : L'amélioration de la précision des enquêtes annuelles de recensement par la mobilisation de sources fiscales - Sébastien Hallépée, Pierre-Arnaud Pendoli et Olivia Sautory
- F2020-02** : Difficultés de logement ; les situations de logement appréciées selon les dimensions proposées par le Conseil national de l'information statistique - Catherine Rougerie
- F2020-01** : Effets des réformes 2018 de la fiscalité du capital des ménages sur les inégalités de niveau de vie en France : une évaluation par micro-simulation - Félix Paquier et Michaël Sicsic
- F1908** : Simulation des effets redistributifs de la transformation de l'ISF en IFI à l'aide du modèle Ines - Félix Paquier, Kevin Schmitt et Michaël Sicsic
- F1907** : Le projet Muse : 5 ans d'expérimentations pour préparer l'introduction d'Internet dans l'enquête Emploi - Marguerite Garnero
- F1906** : Enseignements sur les estimations d'emploi de l'appariement entre l'enquête Emploi et les bases administratives en 2012 – Claude Picart
- F1905** : Le revenu des ménages selon la comptabilité nationale et selon l'Enquête Revenus Fiscaux et Sociaux (ERFS) - Jérôme Accardo
- F1904** : Appariement entre l'enquête Emploi et le fichier Historique de Pôle emploi sur la période 2012-2017 - Méthode et premiers résultats - Alexis Hameau, Sylvain Larrieu, Anis Marrakchi, Alexis Montaut, Christophe Dixte, Yohan Coder et Sophie Hamman
- F1903-G2019/04** : L'économie numérique fausse-t-elle le partage volume-prix du PIB ?
Lorraine Aeberhardt, Florian Hatier, Marie Leclair, Benoît Pentinat et Jean-Denis Zafar
- F1902** : Les modèles de contrôle des effets de structure : comparaisons et application à une analyse de la disparité départementale des revenus non salariés moyens - Christophe Bertran et Laurianne Salembier
- F1901 - G2019/01** : Effets de moyen terme d'une hausse de TVA sur le niveau de vie et les inégalités : une approche par microsimulation - Mathias André et Anne-Lise Biotteau
- F1808** : La construction d'un indice des prix des logements neufs - Thomas Balcone
- F1807** : Estimer les effectifs de couples de personnes de même sexe au recensement : expérimentation d'une solution de validation du sexe par le prénom - Élisabeth Algava et Sébastien Hallépée
- F1806** : L'effet d'une variation du montant de certains transferts du système socio-fiscal sur le niveau de vie : résultats sur 2016 à partir du modèle de microsimulation Ines (Cahier de variantes) - Maëlle Fontaine et Michaël Sicsic
- F1805** : Family, Firms and the Gender Wage Gap in France - Elise Coudin, Sophie Maillard et Maxime Tô
- F1804** : Mode de collecte et questionnaire, quels impacts sur les indicateurs européens de l'enquête Emploi ? - Klara Vinceneux

How do the collection mode and questionnaire used affect the European indicators in the French Labour Force Survey ? - Klara Vinceneux

- F1803** : Trois versions du taux d'effort en matière de logement - Pascal Godefroy
- F1802** : Heterogeneous exposure to labor earnings risk - Pierre Pora et Lionel Wilner
- F1801** : L'espérance de vie par niveau de vie Méthode et principaux résultats - Nathalie Blanpain
- F1708** : Les données fiscales de l'EDP : une nouvelle source d'informations sur les couples et les familles ? - Vianney Costemalle
- F1707** : La situation matrimoniale dans le recensement : impact de la refonte du questionnaire de 2015. - Guillemette Buisson
- F1706** : Indices de prix à la consommation - Patrick Sillard
- F1705** : Effet d'un choc d'inflation sur le revenu disponible et ses composantes deux ans après : une approche par microsimulation - Anne-Lise Biotteau et Maëlle Fontaine
- F1704** : Scanner data and quality adjustment - Isabelle Léonard, Patrick Sillard, Gaëtan Varlet et Jean-Paul Zoyem
- F1703** : Les structures familiales en France : comparaison entre le recensement, l'enquête famille et logements et l'enquête emploi - Guillemette Buisson et Aude Lapinte
- F1702** : Projections de la population active à l'horizon 2070 - Malik Koubi et Anis Marrakchi
- F1701** : Les taux marginaux effectifs de prélèvement pour les personnes en emploi en France en 2014 - Juliette Fourcot et Michaël Sicsic
- F1606** : Projections de population 2013-2070 pour la France : méthode et principaux résultats - Nathalie Blanpain et Guillemette Buisson
- F1605** : Les durées passées en famille monoparentale - Méthode d'estimation des durées et résultats - Vianney Costemalle
- F1604** : ESeG = European Socio economic Groups - Nomenclature socio-économique européenne - Monique Meron, Michel Amar, Charline Babet, Milan Bouchet-Valat, Fanny Bugeja-Bloch, François Gleizes, Frédéric Lebaron, Cédric Huguée, Étienne Penissat et Alexis Spire
- F1603** : Catégorie sociale d'après les déclarations annuelles de données sociales et catégorie sociale d'après le recensement : quels effets sur les espérances de vie par catégorie sociale ? Comparaison entre les déclarations annuelles de données sociales et les recensements de la population. Comparaison de méthodes d'estimation des espérances de vie - Vianney Costemalle
- F1602** : L'espérance de vie par catégorie sociale et par diplôme - Méthode et principaux résultats - Nathalie Blanpain
- F1601** : Échantillonnage des agglomérations de l'IPC pour la base 2015 - Laurence Jaluzot et Patrick Sillard
- F1508** : Worker-firm matching and the family pay gap: Evidence from linked employer-employee data - Lionel Wilner

- F1507** : Effet des nouvelles mesures sociales et fiscales sur le niveau de vie des ménages : méthodologie de chiffrage avec le modèle de microsimulation Ines - Mathias André, Marie-Cécile Cazenave, Maëlle Fontaine, Juliette Fourcot et Antoine Sireyjol
- F1506** : Nowcasting du taux de pauvreté par la micro-simulation - Maëlle Fontaine et Juliette Fourcot
- F1505/376-501** : Bilan du projet EDP++ - division Camap et division Enquêtes et études démographiques
- F1504** : Contrôles des rémunérations dans les déclarations annuelles de données sociales (DADS) - Une analyse exploratoire pour améliorer la détection des points atypiques - Claire Jacod
- F1503** : Précision de l'enquête Patrimoine 2010 - Pierre Lamarche et Laurianne Salembier
- F1502** : Pourquoi l'indicateur de pauvreté en conditions de vie baisse malgré la crise économique ouverte en 2008 ? Jean-Louis Pan ké shon
- F1501** : Évolution de la population de la France entre 1981 et 2011 : contributions de la fécondité, de la mortalité, du solde migratoire et de la structure de la pyramide des âges - Catherine Beaumel et Pascale Breuil-Genier
- F1410** : "Personal network" and retirement: Is retirement bad for friendship and good for family relationships ? Anne Laferrère
- F1409** : Retraités mais pas en retrait : La retraite pousse-t-elle à de nouvelles activités ? Anne Laferrère
- F1407** : Production "aval" de l'enquête emploi en continu EEC2 2013 - 20XX - Fabien Guggemos
- F1406 bis** : La constitution de l'échantillon démographique permanent de 1968 à 2012 - Stéphane Jugnot
- F1405 (tome 1)** : Hommes et femmes vivant en couple en 2009, 1999 et aux recensements précédents - Fabienne Daguet
- F1405 (tome 2)** : Hommes et femmes vivant en couple en 2009, 1999 et aux recensements précédents - Fabienne Daguet
- F1404** : L'addition est-elle moins salée ? La réponse des prix à la baisse de TVA dans la restauration en France - Quentin Lafféter et Patrick Sillard
- F1403** : Estimer les flux d'entrées sur le territoire à partir des enquêtes annuelles de recensement - Chantal Brutel
- F1402** : Une rotation de la main d'œuvre presque quintuplée en 30 ans : plus qu'un essor des formes particulières d'emploi, un profond changement de leur usage - Claude Picart
- F1401** : Calculs statistiques de stock et de flux sur la révision électorale 2012-2013 - Christelle Rieg