

Comment mieux identifier les mères adolescentes dans le recensement français ? Améliorations de la méthode du « décompte des enfants au foyer »

How to better identify teenage mothers in the French census? Improvements to the Own Children method

John Tomkinson et Didier Breton

Volume 45, numéro 2, automne 2016

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/1040398ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/1040398ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

1705-1495 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Tomkinson, J. & Breton, D. (2016). Comment mieux identifier les mères adolescentes dans le recensement français ? Améliorations de la méthode du « décompte des enfants au foyer ». *Cahiers québécois de démographie*, 45(2), 269–293. <https://doi.org/10.7202/1040398ar>

Résumé de l'article

Pour mener des études de fécondité différentielle selon le profil sociodémographique, notamment au sein de population de petite taille, la méthode du « décompte des enfants au foyer » (DEF) est un outil précieux. Pourtant la qualité de cette méthode souffre de quelques limites dont celle de sous-estimer la fécondité aux jeunes âges, notamment durant l'adolescence. Nous proposons dans cette contribution des améliorations de la méthode pour pallier cette limite.

Nos propositions permettent de réduire de 50 % à 34 % la sous-estimation du nombre d'enfants nés d'une mère âgée de 18 ans ou moins. L'Enquête famille et logements (EFL), enquête couplée au recensement de la France en 2011, confirme le bien-fondé de notre approche et la valide dans 93 % des cas.

Comment mieux identifier les mères adolescentes dans le recensement français? Améliorations de la méthode du «décompte des enfants au foyer»

JOHN TOMKINSON^{*} ET DIDIER BRETON^{}**

RÉSUMÉ

Pour mener des études de fécondité différentielle selon le profil sociodémographique, notamment au sein de population de petite taille, la méthode du « décompte des enfants au foyer » (DEF) est un outil précieux. Pourtant la qualité de cette méthode souffre de quelques limites dont celle de sous-estimer la fécondité aux jeunes âges, notamment durant l'adolescence. Nous proposons dans cette contribution des améliorations de la méthode pour pallier cette limite.

Nos propositions permettent de réduire de 50 % à 34 % la sous-estimation du nombre d'enfants nés d'une mère âgée de 18 ans ou moins. L'Enquête famille et logements (EFL), enquête couplée au recensement de la France en 2011, confirme le bien-fondé de notre approche et la valide dans 93 % des cas.

ABSTRACT

How to better identify teenage mothers in the French census? Improvements to the Own Children method.

In order to study differential fertility by sociodemographic profile, notably for small populations, the Own Children method is an invaluable tool. However the quality of this method suffers from certain limitations, of which one is the underestimation of fertility at young ages, especially adolescent fertility. In this article we propose several improvements to the method to overcome this limitation.

Our proposals enable us to reduce the underestimation of the number of children born to a mother aged 18 or under from 50 % to 34 %. The survey *Famille et Logements*, coupled with the French census of 2011 confirms that our approach is well-founded and validates our adjustments in 93 % of cases.

* Institut national d'études démographiques (INED), F-75020, Paris; Université de Strasbourg, Umr Sage (n°7363)

** Université de Strasbourg, Sage (Umr n° 7363).

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

CONTEXTE ET ENJEUX

Les maternités adolescentes sont des phénomènes rares en France et difficiles à étudier à travers des enquêtes en population générale. Depuis le milieu des années 1990, on dénombre chaque année autour de 10 000 naissances de femmes de 18 ans et moins¹. Le profil social et économique de ces très jeunes mères, tout comme leur localisation géographique, en font une catégorie spécifique et atypique dans un contexte plus général du recul constant de l'âge à la maternité ; catégorie qui fait l'objet de très peu de recherches quantitatives en France. L'état civil demeure la source incontournable pour les dénombrer, mais insatisfaisante pour mener une étude détaillée du profil et de l'environnement de ces mères compte tenu du peu de questions figurant dans le bulletin de déclaration des naissances en France. Le recensement de la population offre alors une autre possibilité en considérant les enfants d'aujourd'hui comme les naissances d'hier à l'instar de la méthode du « décompte des enfants au foyer » (DEF) ou « *Own Children method* » en anglais.

Cette méthode a été développée par Lee-Jay Cho et Wilson H. Grabill au début des années 1960 (Grabill et Cho, 1965) afin de produire des mesures de fécondité différentielle à partir du recensement américain (Cho, 1986). La méthode a ensuite été affinée et a rapidement connu un réel succès. Si au début la méthode a principalement été utilisée pour mesurer la fécondité dans les pays manquant un système fiable d'enregistrement de naissances (Cho et Man Jun Hahm, 1968 ; Retherford et Mirza, 1982 ; Ratnayake *et collab.* 1984), ses applications sont devenues plus diverses, la méthode étant appliquée à des mesures différentielles de fécondité, par exemple selon l'appartenance ethnique (Dubuc, 2009 ; Dugbaza, 1994), la nationalité (Desplanques, 1993), le pays de naissance (Abassi-Shavazi, 1997 ; Bélanger et Gilbert, 2003), le niveau d'études (Cicali et De Santis, 2002 ; Davie et Mazuy, 2010) ou le secteur d'activité des femmes (Davie et Niel, 2012b) ; elle a également été appliquée à des données historiques (Drixler, 2015 ; Hacker, 2003). Pourtant, cette méthode indirecte a longtemps été sous-utilisée en France. Mais la mise en accès libre des données individuelles du recensement de la population, coïncidant avec le changement de méthodologie du recensement français, est à l'origine d'un certain engouement pour cette méthode (Desplanques, 2008 ; Breton, 2010 ; Davie et Mazuy, 2010 ; Kersuzan 2010 ; Rallu, 2010 ; Temporal, 2010).

Classiquement, la méthode DEF sous-estime les taux de fécondité par âge d'une année « t-a » du fait de la sous-estimation du nombre de naissances estimé par le nombre d'enfants d'âge « a » vivant avec sa mère. La sous-estimation est particulièrement forte aux jeunes âges et notamment pour les mères adolescentes comme nous allons le vérifier dans cet article. Nous proposons alors différentes opérations de recodage et d'imputation systématique afin de corriger cette sous-estimation. Si les corrections proposées s'appliquent à l'ensemble des enfants, elles corrigent, comme nous le montrons, davantage la sous-estimation de la fécondité à l'adolescence.

1. Nous définissons dans ce texte les mères adolescentes comme celles ayant eu un enfant avant leur 19^e anniversaire. Cette définition se base sur celle qui retient la population mineure (âgée de 17 ans et moins), mais s'étend pour tenir compte du fait que la majorité des naissances à 18 ans correspondent à des conceptions avant la majorité (69 % — exploitation des auteurs à partir de l'Échantillon démographique permanent (EDP)).

SOURCE ET MÉTHODE

Le fichier détail du recensement 2011 est la source principale de notre travail. Le recensement rénové réalisé en France depuis 2004 cumule chaque année les informations individuelles de personnes interrogées lors de cinq Enquêtes annuelles de recensement (EAR) (Bertrand *et collab.*, 2002). Ainsi, les enfants présents dans le fichier individus de 2011 ont été recensés en 2009, 2010, 2011, 2012 ou 2013 et ceux âgés de 1 an en différence de millésime correspondent donc à des naissances enregistrées entre 2008 à 2012. Nous considérons que ces naissances sont représentatives des naissances de l'année précédant l'année centrale de la période, c'est-à-dire pour les enfants de 1 an figurant dans les fichiers individus de 2011, les naissances de 2010. Nous ne considérons que les ménages ordinaires² de France métropolitaine dans lesquels vit au moins un enfant âgé de 1 an (en différence de millésime). Le choix de ne retenir que les enfants les plus jeunes tient à notre volonté de déterminer, dans des études ultérieures, le profil des mères adolescentes au moment de la naissance.

Notre démarche se décompose en trois temps :

- D'abord, conformément à la méthode DEF, nous attribuons, à chaque fois que cela est possible, une mère aux enfants de 1 an (en différence de millésime) en utilisant la variable lien avec le chef de famille. La mère de l'enfant peut être directement identifiée si elle est la chef de famille ou indirectement si elle est la conjointe du chef de famille (pas de différenciation possible entre les familles recomposées et les familles « nucléaires »). Pour chaque mère identifiée, nous calculons son âge à la naissance de l'enfant.
- Ensuite, nous imputons, quand cela est possible, d'une part une mère aux enfants sans mère à l'issue de la première étape et d'autre part dans quelques cas, une mère différente de celle attribuée à l'issue de la première étape. Ces corrections visent à corriger des « erreurs de remplissage, de codage et de saisie » rendant nécessaires « des efforts spécifiques [...] pour réparer les situations rares » (Toulemon, 2012 : 673).
- Enfin, nous jugeons des effets de ces corrections sur la taille et les caractéristiques de la population qui nous intéresse : les mères adolescentes.

Les résultats obtenus sont validés par l'exploitation de l'Enquête famille et logements (EFL) de 2011. Cette enquête est couplée à l'Enquête annuelle de recensement de 2011. Les questions relatives aux liens familiaux entre les personnes vivant dans un même logement sont plus précises ce qui nous permet de juger de la pertinence des imputations proposées et des résultats obtenus.

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

RÉSULTATS DE LA MÉTHODE INITIALE

La sous-estimation du nombre de naissances par le recensement

Au recensement de la population de 2011, on dénombre, après pondération, 753 614 enfants de 1 an contre 793 254 naissances enregistrées en moyenne en France métropolitaine à l'état civil³ sur cette période, soit une sous-estimation de 5,0 %. Les raisons de ce déficit de « naissances » sont nombreuses. La première est liée à la mortalité infantile⁴ ou à un éventuel solde migratoire négatif (Davie et Niel, 2012a ; Breton, 2008 ; Desplanques, 1993). Une autre raison est liée à la sous-déclaration au recensement des plus jeunes enfants régulièrement mesurée (O'Hare, 2009 ; Desplanques, 2008 ; Coeffic, 1993).

À cette sous-estimation s'ajoutent d'autres sous-estimations liées à l'impossibilité de lier certains enfants à une mère ; au recensement de 2011, seuls 735 982 enfants ont pu l'être (Tableau 1). Au final, la sous-estimation globale est donc de 7,2 %. L'écart entre les deux nombres est lié au fait que des enfants de 1 an vivent hors d'un ménage ordinaire (4 470) et ne peuvent pas être associés à leur mère (car aucun lien de famille n'est renseigné dans cette catégorie). D'autres sont codés hors famille (7 483) et enfin certains enfants des familles ne vivent *a priori* ni avec leur mère, ni leur père vivant avec une conjointe (5 679). Au final, près de 30 % de la sous-estimation est liée à la méthode d'appariement et c'est celle que nous tentons de corriger.

TABEAU 1

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

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

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

3. Cet effectif moyen est de 794 955 si l'on prend les données issues du site de l'Insee. Notre effectif (793 254) correspond à celui des fichiers détails livrés par le centre Quetelet. Le décalage peut avoir plusieurs origines : soit les corrections des fichiers détails dans les années suivant la publication (passant de données provisoires à des données définitives), soit des individus qui ont été apurés par le centre Quetelet suite à une qualité insuffisante. Au final, la différence n'est que de 0,2 %.

4. Le niveau de mortalité infantile est faible en France ; seulement 3,5 enfants pour mille meurent dans leur première année de vie (Source : Insee, statistiques de l'état civil et estimations de population).

La sous-estimation du nombre de naissances est particulièrement forte aux âges jeunes, ce qui s'avère problématique dans l'hypothèse d'un biais de sélection des mères non repérées, dans le cadre de l'analyse des profils des mères adolescentes, notre objectif à terme. La sous-estimation du nombre de naissances des mères de 15 à 18 ans atteint 50 % par rapport à l'état civil (3 104 naissances contre 6 199) et approche ou dépasse même 80 % avant 17 ans (Tableau 2).

TABLEAU 2
Nombre de naissances aux âges adolescents selon l'état civil et le recensement de la population par la méthode DEF

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

Note : âge en différence de millésime

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

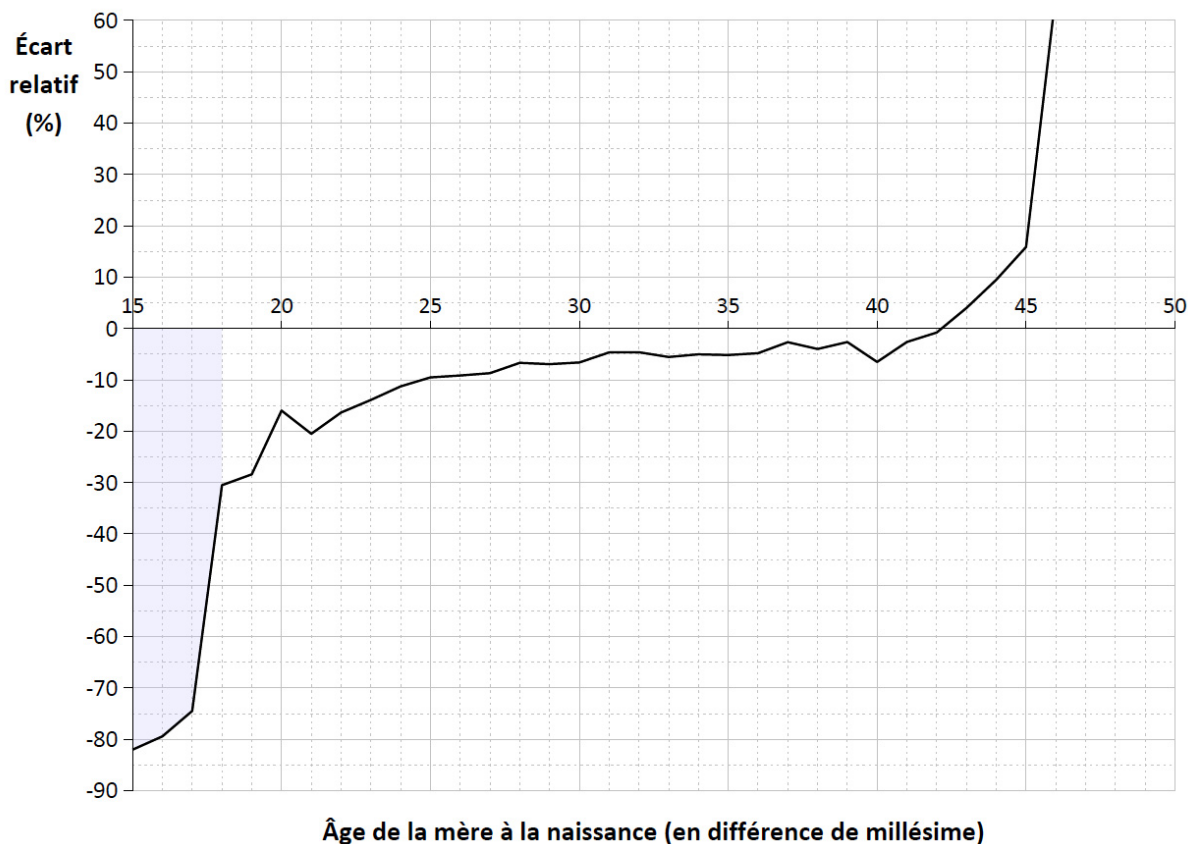
À l'opposé, cette méthode d'appariement propre à la méthode DEF surestime la fécondité aux âges élevés (à partir de 42 ans – Figure 1), conformément à ce qui est vérifié classiquement dans la littérature et selon un mécanisme décrit ci-après. On peut citer, par exemple, les applications au recensement français de 1990 (Desplanques, 1993), à l'Enquête annuelle de recensement de 2007 (Desplanques, 2008) ou 2009 (Davie et Mazuy, 2010), mais aussi aux recensements australiens (cf. application d'Abbasi-Shavazi (1997) au recensement australien de 1991).

Les mères adolescentes rarement codées comme chef de famille

Par la méthode DEF, seules les femmes qui sont chefs de famille ou conjointes du chef de famille peuvent être considérées comme mères. Or, aux jeunes âges, rares sont les femmes qui sont l'une ou l'autre, même au sein des ménages dans lesquels vit un enfant de 1 an (Figure 2). Il nous faut donc élargir le mode de sélection des mères potentielles.

FIGURE 1

Écart relatif entre le nombre de naissances selon l'âge de la mère renvoyé par la méthode DEF contre le nombre enregistré à l'état civil



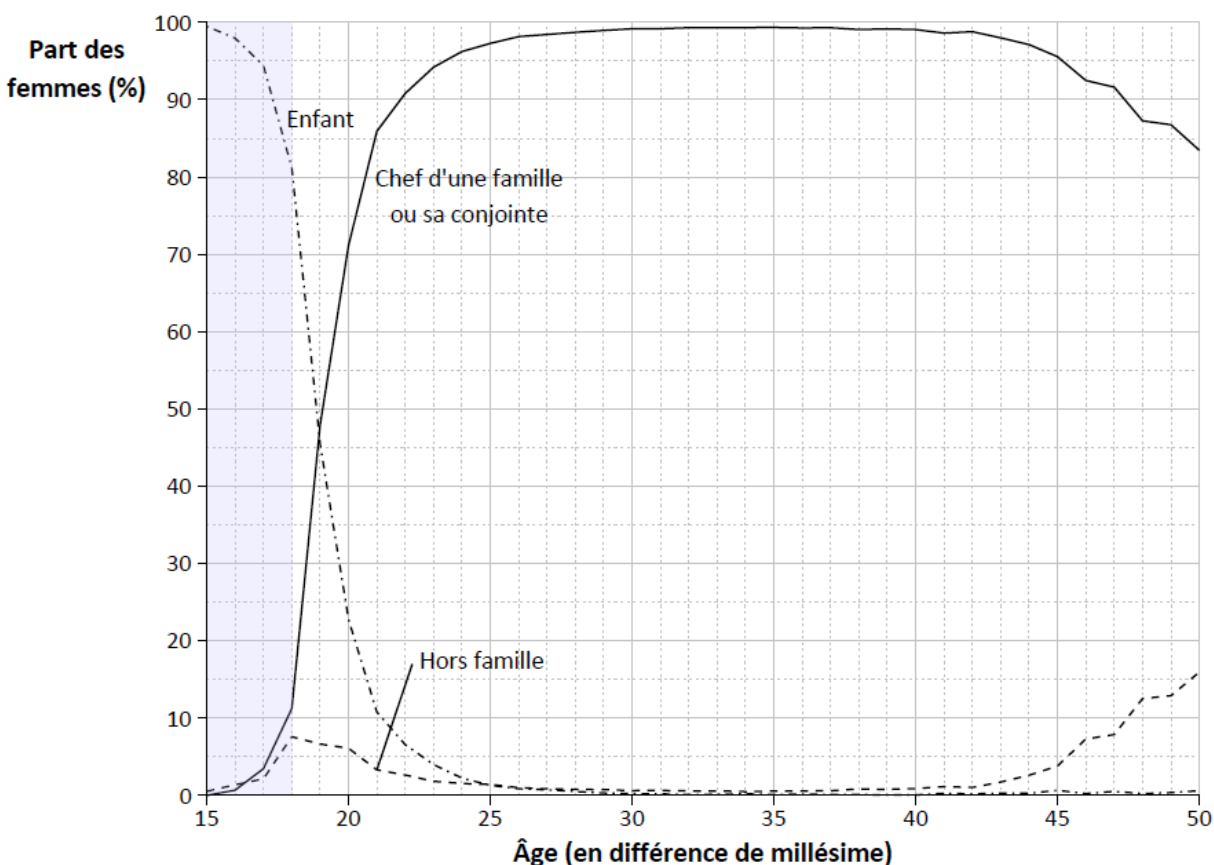
Sources : Insee RP 2011, État civil 2008-2012 — Naissances : Tabulation sur mesure, Insee (producteur), ADISP-CMH (diffuseur).

Une première analyse des structures des ménages laisse entrevoir que très souvent les très jeunes mères, notamment quand elles cohabitent avec leurs parents, ne sont pas ou très rarement codées comme chef de famille ou conjointe d'un chef de famille⁵. La raison pourrait en être soit

5. Lorsque l'on applique la méthode d'appariement mères - enfants à des enfants plus âgés, par exemple à ceux âgés de 6 ans pour estimer la fécondité des adolescentes dans l'année « t-6 », alors la sous-estimation est de 19 % seulement contre 50 % et cela malgré l'effet plus important de la mortalité. Cela s'explique par le fait que les mères au moment du recensement sont alors plus souvent chef de ménage ou conjointe du chef de ménage, compte tenu du cycle de vie. Mais notre objectif étant de repérer les caractéristiques des mères adolescentes aussi proches que possible du moment de la naissance de leur enfant, cette solution de travailler à partir d'enfants plus âgés n'est pas adaptée, tant les situations changent dans les années suivant la naissance d'un enfant.

FIGURE 2

Part de femmes selon leur lien à la personne de référence de la famille par âge dans les ménages ordinaires où vit un enfant âgé de 1 an



Source : Insee RP 2011

une erreur de déclaration (volontaire ou involontaire) ou de recodage⁶ en attribuant, en cas de cohabitation, à tort l'enfant d'une jeune mère à sa grand-mère. Ainsi une même cause expliquerait à la fois la sous-estimation du nombre de naissances aux jeunes âges et la surestimation aux âges avancés (Figure 1). Ces biais aux âges extrêmes de la vie féconde peuvent être larges (Sobek et Kennedy, 2009).

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

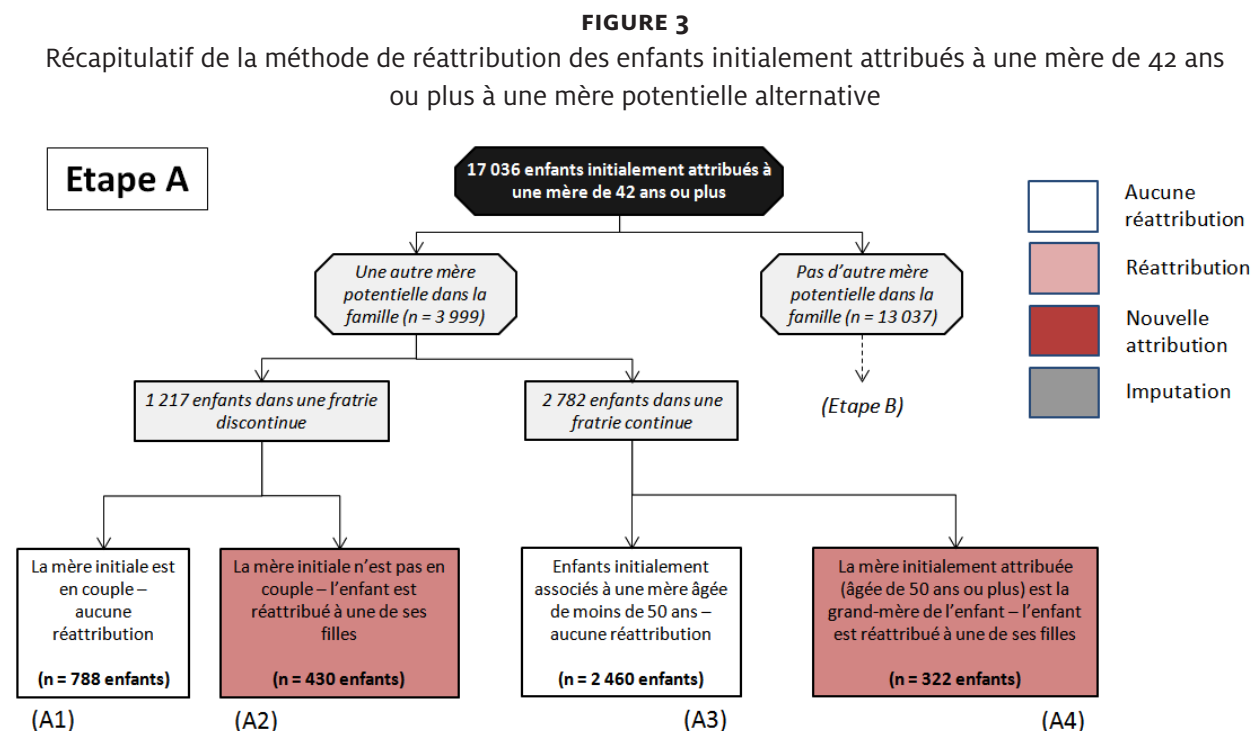
6. Le recodage des variables « Lien avec la personne de référence de la famille (LPRF) » et « Lien avec la personne de référence du ménage » (LPRM) est effectué par un sous-traitant de l'Insee sur une partie seulement des bulletins (tous ceux des communes de plus de 10 000 habitants et ¼ pour les autres communes) en suivant, en grande partie un algorithme de traitement automatique des informations saisies dans la liste A de la feuille du logement. Pour plus de détails, voir http://www.insee.fr/fr/bases-de-donnees/default.asp?page=recensement/resultats/doc/traitement_donnees_rp.htm (section 5.5).

Améliorations proposées

Une amélioration en 4 étapes

Étape A – le cas des mères les plus âgées avec une autre mère potentielle dans la famille (Figure 3)

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



Source : Insee RP 2011

Dans 3 999 ménages appartenant à une mère de 42 ans ou plus, il existe au moins une autre mère potentielle âgée entre 16 et 50 ans dans le ménage, donc âgée de 15 à 49 ans à la naissance. Nous ne considérons que les femmes âgées de 15 à 49 ans comme une possible mère alternative, car selon l'état civil, sur la période 2008-2012, seulement 0,02 % des naissances ont été issues d'une mère de 50 ans ou plus. Nous pouvons alors faire l'hypothèse que l'erreur provient d'un mauvais codage de la variable « Lien avec la personne de référence » (LPRF). Le Tableau 3 décrit 4 exemples de tels ménages (A1 à A4).

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

identifiée comme étant la mère de l'enfant est en couple et nous supposons par conséquent qu'elle est la mère de l'enfant et qu'il est alors inutile de réattribuer l'enfant à une autre mère. En revanche dans le ménage A2, la mère attribuée au recensement n'est pas en couple et nous considérons alors que la mère la plus probable de l'enfant est la fille du chef de ménage ayant 23 ans. L'enfant est alors réattribué à cette dernière.

Dans le ménage de type A3, la fratrie est continue (écart d'âge inférieur à 15 ans avec l'aîné direct de l'enfant de 1 an) et la mère au recensement est en couple, nous ne réattribuons donc pas l'enfant à une autre mère. À l'inverse, dans le ménage A4, la fratrie est continue, mais la mère initiale est âgée de plus de 50 ans ; on réattribue donc l'enfant à la femme âgée de 22 ans.

TABLEAU 3

Exemples de structure familiale des familles où l'enfant a été associé à une mère de 42 ans ou plus, et où il existe une mère potentielle alternative

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

Source : Insee RP 2011. Note de lecture : La mère probable de l'enfant est soulignée.

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

- dans les familles de fratrie non continue, nous réattribuons l'enfant à une mère alternative si et seulement si la mère originalement attribuée n'est pas en couple ;
- dans les familles avec une fratrie continue, nous réattribuons l'enfant à une mère alternative dans les cas où la mère originale est âgée de 50 ans ou plus au moment de la naissance.

Dans le cas où il y aurait plus d'une mère potentielle alternative au sein de la famille, nous priorisons d'abord celle(s) ayant déclaré vivre en couple. En cas de choix entre plusieurs mères potentielles alternatives non en couple, nous attribuons celle qui est la plus âgée (tel est le cas dans l'exemple du ménage A2).

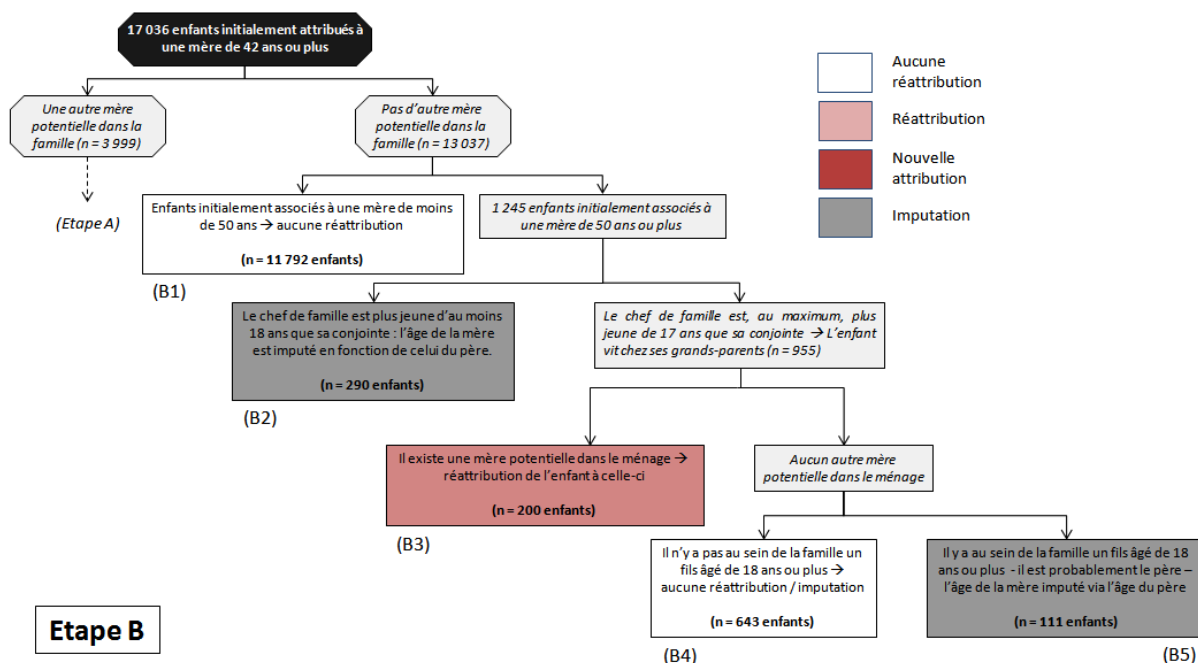
Cette étape réattribue 752 des 3 999 enfants à une autre mère, dont 256 à une mère adolescente, soit plus d'une réattribution sur trois. Comparant cette proportion au 0,8 % des naissances enregistrées à l'état civil et issues d'une mère âgée de 18 ans ou moins, nous observons que les enfants des mères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

Étape B – le cas des ménages avec une mère âgée sans autre mère potentielle (Figure 4)

Parmi les 13 037 enfants pour qui il n'existe aucune autre mère potentielle au sein de leur famille, la grande majorité (11 792 enfants) a été associée à une mère de moins de 50 ans et nous jugeons que ces enfants ont été associés à raison à leur mère et qu'aucune correction n'est possible (exemple du ménage de type B1 – Tableau 4).

FIGURE 4

Récapitulatif de la méthode de réattribution des enfants initialement attribués à une mère de 42 ans ou plus, sans mère potentielle alternative au sein de la famille



Quatre autres cas de figure sont possibles (Tableau 4 – Figure 4). Dans le premier (ménage de type B2), il est possible de poser l’hypothèse d’un mauvais codage de la variable LPRF. C’est le cas des couples au sein desquels l’homme est plus jeune d’au moins 18 ans que sa conjointe. Cela concerne 23 % des familles où un enfant a originalement été attribué à une femme âgée de 50 ans ou plus. Nous faisons alors l’hypothèse que l’erreur de recodage est d’avoir identifié l’homme comme le conjoint alors qu’il s’agit du fils et l’enfant devient alors le petit-enfant de cette dernière et non son enfant. Cette réattribution ne nous permet pas d’avoir les caractéristiques de la mère de l’enfant, il est seulement possible d’imputer l’âge de la mère de l’enfant en fonction de celui du père en appliquant la différence d’âge médiane entre les hommes et les femmes des couples cohabitants avec au moins un enfant, observé au recensement de la population en 2011.

TABLEAU 4

Exemples de structure familiale des familles où l’enfant a été associé à une mère de 42 ans ou plus, sans mère potentielle alternative au sein de la famille

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

Source : Insee RP 2011.

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

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

En cas d'absence d'une autre mère potentielle dans le ménage, nous avons cherché un père potentiel que nous définissons comme un homme âgé entre 16 et 52 ans : ces âges pour un homme correspondent à une conjointe âgée entre 16 et 49 ans selon la distribution de différence des âges au sein des couples cohabitants avec au moins un enfant recensés en 2011. S'il y a un père potentiel au sein de la famille (ménage de type B5), nous imputons l'âge de la mère de l'enfant à partir de l'âge de ce dernier (ceci pour 111 enfants), mais il est alors impossible, comme dans le cas B2, de caractériser la mère. Enfin, dans le cas d'enfants vivant chez leurs parents âgés sans mère ni père potentiels (ménage de type B4), l'enfant vit probablement avec ses grands-parents et aucune réattribution ni amélioration n'est possible ; ces cas restent « non identifiés » (643).

Au final, très peu des 13 037 enfants originellement attribués par la méthode DEF à une mère âgée de 42 ans ou plus et vivant dans une famille sans autre mère alternative sont réattribués à une nouvelle mère (1,5 %). D'autre part, dans 3,5 % de ces cas nous avons dû imputer l'âge de la mère à partir de l'âge du père probable, opération rendant impossible toute analyse différentielle, faute de pouvoir caractériser la mère.

Étape C – le cas des enfants des familles non attribuables à une femme de la famille (Figure 5)

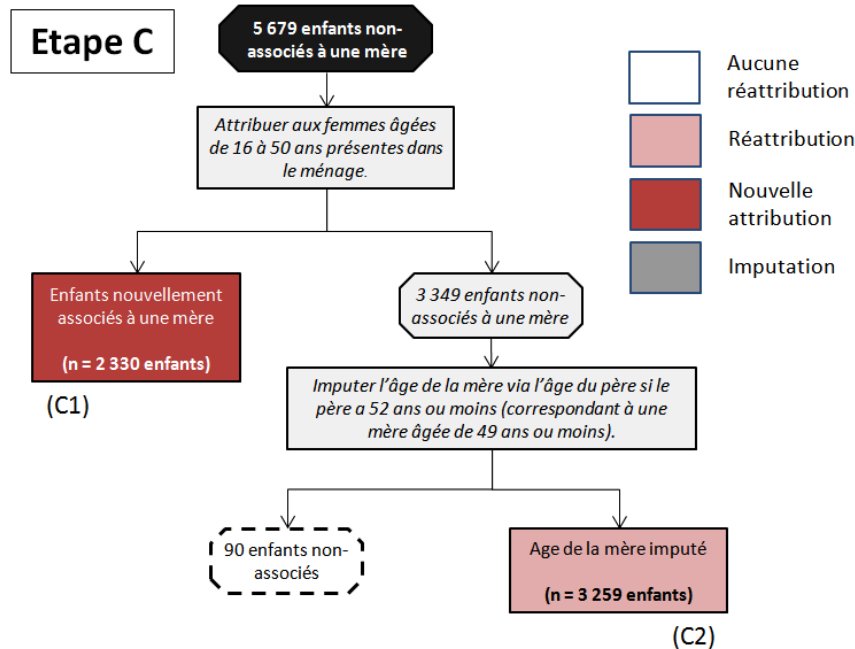
Lors de l'application de la méthode DEF, une minorité d'enfants vivant en famille (5 679, soit 0,8 %) n'ont pas pu être associés à une mère faute de femme codée comme chef de famille ou conjointe du chef de famille (Figure 5). Cela peut recouvrir plusieurs situations. Soit le père de l'enfant est en couple non cohabitant avec la mère, soit le père est séparé de la mère et vit seul avec son/ses enfants. Il est aussi possible que cela soit le fruit d'un mauvais codage du sexe du parent de la famille monoparentale.

D'après nos exploitations, parmi les couples ayant un enfant de 1 an, 0,3 % sont des couples non cohabitants au sein desquels la mère de l'enfant ne vit pas dans le logement. Dans les cas de parents d'un enfant de 1 an qui ne vivent pas en couple, seulement 1,6 % sont des hommes dont peu sont jeunes (seulement 16 % ont moins de 25 ans et 1 % d'entre eux sont âgés de 18 ans)⁷.

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

FIGURE 5

Récapitulatif de la méthode de réattribution des enfants vivant en famille, initialement non associés à une mère



Source : Insee RP 2011

Une autre hypothèse serait celle d'un mauvais codage du lien avec la personne de référence du ménage ou de la famille. Ainsi la mère serait présente dans le ménage, mais non codée comme telle (Tableau 5 – ménage de type C1). Nous attribuons ainsi une mère à 2 330 enfants (41 % de ceux précédemment non associés à une mère), dont 158 (6,8 % entre eux) à une mère de 18 ans ou moins. Cette proportion, comparée au 0,8 % des naissances à l'état civil issues d'une mère adolescente, confirme que la sous-estimation du nombre de naissances par la méthode DEF touche davantage celles de mères adolescentes.

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

TABLEAU 5

Exemples de structure familiale des familles d'enfants vivant en famille,
mais non-associés à une mère par la méthode DEF

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

Source : Insee RP 2011

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

Par le processus décrit ci-dessous, nous récupérons 5 589 naissances « écartées » par la méthode DEF, dont 2 330 mères sont identifiables et peuvent faire sujet des analyses différentielles.

Étape D – le cas des enfants dans un ménage, mais codés « hors famille » (Figure 6)

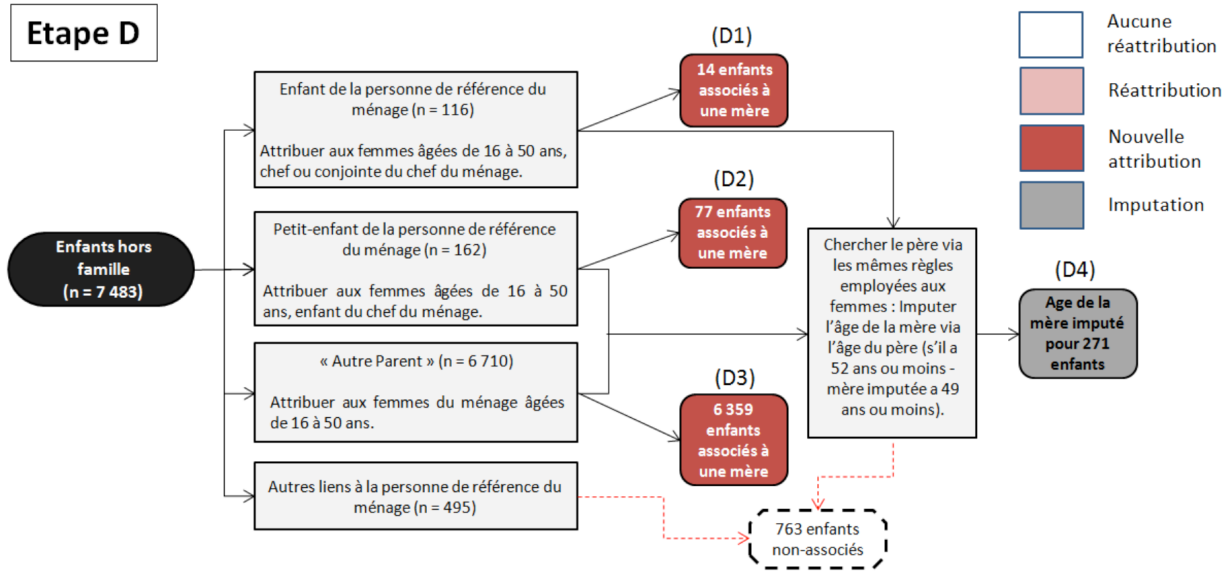
Cela concerne 7 483 enfants de 1 an recensés en ménage ordinaire. Comme discuté ci-dessus, ces enfants ne sont pas rattachés à une mère par la méthode DEF. Mais il existe, à condition de poser certaines hypothèses, des mères potentielles pour ces enfants. Une première hypothèse est que la mère de l'enfant est présente dans le ménage sans être codée comme telle. Ainsi, il existe 116 enfants (soit 1,5 % des enfants hors famille) codés comme enfant de la personne de référence du ménage ou de son conjoint, ce qui implique qu'ils devraient également être codés ainsi en ce qui concerne leur lien à la personne de référence de la famille (ménage type D1 – Tableau 6). En associant ces enfants à une femme chef du ménage ou conjointe du chef et âgée entre 16 et 50 ans au moment du recensement, nous associons 14 (soit 12 %) d'entre eux à une mère, dont aucune est âgée de 18 ans ou moins, celles-ci ayant entre 26 et 44 ans.

Dans 162 cas, les enfants sont codés comme petit-enfant du chef du ménage et ils peuvent par conséquent être codés comme enfant d'un des enfants féminins du chef du ménage, s'il en existe dans le ménage. C'est le cas dans presque la moitié des cas et nous réattribuons ainsi une mère à 77 enfants (48 %) dont 4 (5 %) sont associés à une mère adolescente.

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

FIGURE 6

Récapitulatif de la méthode d'association des enfants hors famille à une mère



Source : Insee RP 2011.

TABLEAU 6

Exemples de structure des ménages des enfants « hors famille », mais pas « hors ménage »

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

Source : Insee RP 2011

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

Pour les enfants restants, il semble difficile de les associer à une mère. Les 495 enfants ayant les liens à la personne de référence du ménage / famille « Ami », « Pensionnaire ou sous-locataire » et « Ascendant » sont le résultat d'un mauvais recodage tant il est improbable d'être dans une de ces catégories à l'âge de 1 an. En outre, la structure de leurs ménages ne fournit aucun indice de manière générale à l'identité de la mère de l'enfant.

Lors des étapes d'attribution des enfants hors famille à une mère décrites ci-dessus, nous avons cité la proportion d'enfants qui ont pu être rattachés à une mère. Les enfants restants n'ont pas été associés à une mère, car il n'y avait aucune femme d'âge fécond au sein du ménage. Toutefois, nous pouvons tenter de rattacher ces enfants à un père et ensuite imputer l'âge de la mère via la méthode décrite précédemment, interdisant cependant toutes analyses différentielles par la suite faute d'informations sur la mère. Cette attribution des enfants à leur probable père permet d'imputer l'âge de la mère à la naissance pour 271 enfants.

Au final, en associant les enfants hors famille, nous pouvons récupérer 6 721 naissances (soit 10,4 % du déficit initial) dont 6 450 sont récupérées directement (sans imputation en passant par le père) et donc la mère identifiée peut être utilisée dans les analyses différentielles. Parmi ces mères réattribuées, 598 seraient âgées de 18 ans ou moins à la naissance (8,9 % des naissances récupérées) confirmant la surreprésentation des enfants de mères adolescentes.

Bilan des 4 étapes

Les différentes améliorations réduisent la sous-estimation du nombre total de naissances dans l'année précédant la collecte de 7,2 % à 5,5 % (la proportion d'enfants recensés non associés à une mère passant de 1,6 % à 0,1 %). La sous-estimation du nombre de naissances de mères de 15 à 18 ans en comparaison des données d'état civil, passe de 50 % à 34 % (Figure 7 et Tableau 7) grâce aux 1 012 naissances imputées à des mères adolescentes.

TABLEAU 7

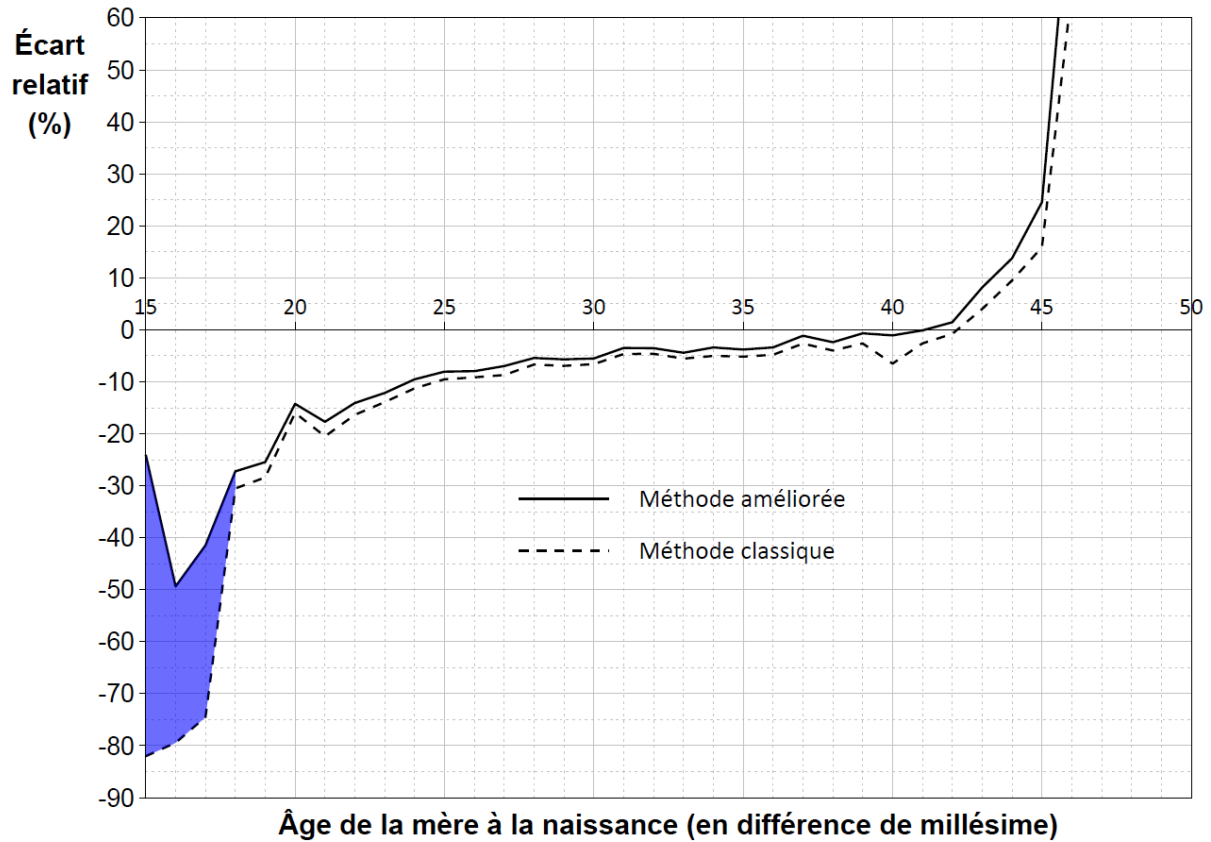
Nombre de naissances de mères adolescentes en 2010 selon l'état civil et le recensement de la population via la méthode DEF

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

Note : âge en différence de millésime. Sources : Insee RP 2011, État civil 2008-2012 — Naissances : Tabulation sur mesure, Insee (producteur), ADISP-CMH (diffuseur).

FIGURE 7

Écart relatif entre le nombre de naissances selon l'âge de la mère renvoyées par la méthode améliorée contre le nombre enregistré à l'état civil

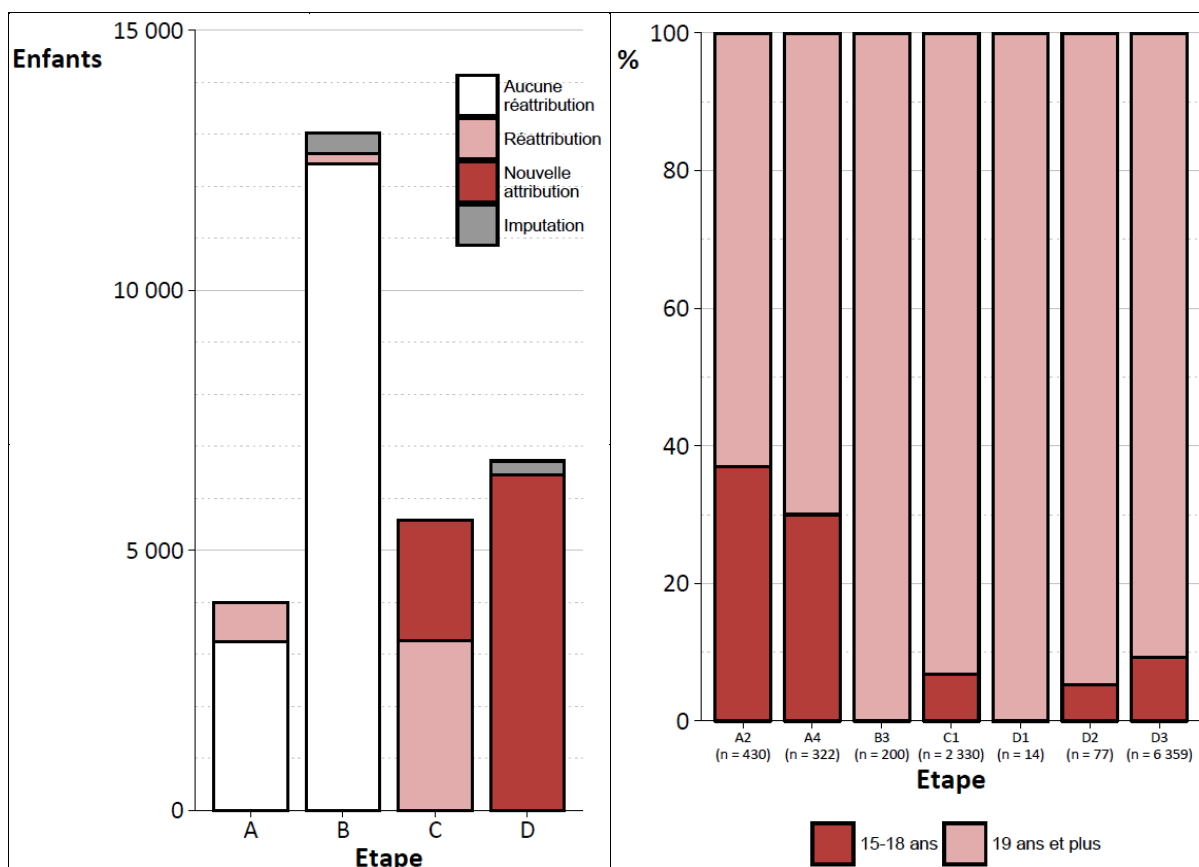


Sources : Insee RP 2011, État civil 2008-2012 — Naissances : Tabulation sur mesure, Insee (producteur), ADISP-CMH (diffuseur).

L'importance du nombre de réattributions à chaque étape est résumée dans la Figure 8. La proportion de réattributions à des mères adolescentes varie aussi selon l'étape et le mode de correction.

FIGURE 8

Synthèse des réattributions suite aux améliorations de la méthode DEF – nombre d'enfants (ré)attribués à chaque étape (gauche) et proportion d'enfants (réattributions ou nouvelles attributions) attribués à une mère adolescente (droite).



Source : Insee RP 2011

Ce que nous apprend l'Enquête famille et logements (EFL) sur la pertinence des améliorations proposées

L'Enquête famille et logements (EFL), couplée à l'Enquête annuelle de recensement (EAR) de 2011, est un échantillon de 238 000 femmes et 121 000 hommes. Les questions concernent entre autres la situation familiale des personnes et de leurs enfants. Chaque personne devait lister les enfants cohabitant ou non et la question « Êtes-vous sa mère ? » est posée à toutes les femmes relativement à chaque enfant vivant dans le ménage. La mère des enfants dans le ménage est donc toujours identifiée de manière directe contrairement au recensement (dans lequel les familles recomposées sont indissociables des familles nucléaires). Un premier résultat est que 1,4 % des enfants nés en 2010 dans l'EFL⁸ ne sont pas listés dans l'EAR, montrant qu'une des raisons des non-déclarations

8. Effectifs non pondérés = 160 / 11 292 dont 116 ne vivent pas aussi dans un autre logement.

de très jeunes enfants dans le recensement serait liée à la formulation de la question malgré les consignes du recensement de lister les nourrissons habitant dans le ménage.

Le couplage des fichiers EFL et EAR permet de confronter notre identification des mères avec les réponses données dans l'EFL et donc d'évaluer la pertinence des réaffectations. Nous reprenons notre méthode améliorée décrite ci-dessus et l'appliquons à la sous-population des ménages concernés figurant à la fois à l'EFL et au recensement : ceux avec 1 enfant né en 2010 et pour lequel au moins une femme a été enquêtée à l'EFL. Après avoir appliqué les mêmes règles de réattributions, nous retrouvons 64 cas d'enfants réattribués et 122 cas d'enfants sans réattribution. Le Tableau 8 résume le nombre de cas validés selon l'étape de la méthode améliorée et la proportion de mères réattribuées qui s'accorde avec la déclaration de la mère enquêtée dans l'EFL. Nous observons que 92 % des réattributions sont confirmées : la mère réattribuée lors de l'application sur les fichiers EAR est celle qui déclare l'être dans l'EFL. Dans les cas où les améliorations ne changent pas la mère initiale, 93 % des liens de maternité sont valides. Les personnes de moins de 18 ans n'ayant pas été enquêtées dans l'EFL, les cas de mères adolescentes y sont particulièrement rares et seulement 5 ont été trouvés. Pour chacun de ces 5 cas, la vraie mère adolescente a été identifiée par notre méthode.

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

TABLEAU 8

Évaluation via l'EFL de notre méthode d'identification de mères au recensement

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

Notes : les chiffres entre parenthèses représentent les cas dont la mère à laquelle l'enfant est (ré)attribué est âgée de 18 ans ou moins à la naissance. * = un échantillon aléatoire des 45 cas sur les 91 cas retrouvés a été effectué compte tenu de la lourdeur de la vérification manuelle. Sources : Insee EFL 2011, EAR 2011

DISCUSSION

Une photographie plus claire des vies des mères adolescentes

Notre méthode rend plus visibles les différentes situations sociodémographiques connues par les très jeunes mères. Les mères adolescentes identifiées par notre méthode améliorée sont plus jeunes, moins diplômées, plus souvent étudiantes, moins nombreuses à vivre en couple et plus susceptibles de vivre chez leurs parents (*cf.* Annexe 1). L'identification de ces dernières – celles vivant chez leurs parents – est particulièrement précieuse, car elles sont très rarement identifiées comme mères et échappent à la méthode initiale.

D'autres problèmes reliés à la collecte qui pourraient expliquer la sous-estimation mis en évidence par l'Enquête famille et logements

La confrontation EFL-EAR permet d'étudier d'autres erreurs issues du recensement (Banens et Le Penven, 2013). Certaines pourraient être à l'origine de la sous-estimation du nombre de mères adolescentes identifiées dans le recensement en comparaison de l'état civil. C'est le cas de celles relatives aux années de naissance et au sexe dans le recensement, chez les femmes tout comme chez les enfants. Ainsi, l'année de naissance est fautive dans 0,8 % des cas (non pondéré). Or nous déduisons l'âge à la naissance par différence de millésimes (entre l'année de naissance de la mère et celle de l'enfant). Chez les femmes, dans 53 % des cas où l'année de naissance diffère entre le recensement et l'EFL, elles sont plus âgées au recensement. Mais, chez les 24 femmes âgées de 19 ans et moins au recensement et dont l'âge ne correspond pas à leur âge dans l'EFL, 92 % sont plus âgées au recensement (22 sur 24). Nous pouvons donc estimer qu'un certain nombre de mères adolescentes ne sont pas identifiables en raison de cette erreur dans les fichiers du recensement.

Concernant les enfants, en appliquant au recensement un critère afin de se limiter aux enfants nés en « *t-1* », 0,7 % de ces enfants sont faussement inclus (l'année de naissance n'est pas « *t-1* » dans l'EFL) tandis que nous excluons à tort 1,1 % des enfants (l'année de naissance n'est pas « *t-1* » au recensement). Soit une différence nette de 0,4 % d'enfants en moins expliquant une partie de l'écart dû aux enfants non recensés (5,0 %).

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

Le cas des enfants vivant hors ménage ordinaire

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

La population hors ménage ordinaire compte au recensement de la population 2011 pour 2,3 % de la population (1 483 milliers de personnes), dont 4 470 enfants nés en France métropolitaine en

t-1 (Tableau 1). Ces lieux de vie hors ménages ordinaires (« communautés ») prennent des formes très variées : maisons de retraite, établissements militaires et pénitentiaires, internats d'étudiants, cités universitaires, foyers de travailleurs ou établissements sociaux et sanitaires de court à long séjour (Pirou *et collab.* 2013). Les très jeunes enfants recensés hors ménage se trouvent probablement dans les deux dernières catégories citées.

Selon l'enquête Établissement et Services (ES) de la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES), à la fin de 2008, près de 50 000 enfants et adolescents en difficulté sociale ont été hébergés en établissements sociaux en France entière (Mainaud, 2011). Parmi ces enfants, environ 630⁹ hébergés (sans leur mère) hors section d'accueil mère-enfant avaient moins de 1 an¹⁰. Ces nourrissons sans mère correspondent très probablement à des naissances sans filiation. Or en 2010, 666 enfants nés « sous X », 64 « nouveau-nés avec filiation établie » et 8 enfants « trouvés » ont été admis comme « pupille de l'État » (ONED, 2012 : 34). Que savons-nous sur les mères de ces enfants ? Concernant les enfants nés sous le secret, il a été vérifié que leurs mères sont plus jeunes que celles reconnaissant leur enfant, et que cette sous-population s'est rajeunie au fil du temps (Munoz-Pérez, 2000). Mais que « *contrairement à une représentation largement répandue, l'accouchement secret n'est pas pratiqué seulement par des femmes très jeunes* » (Ville-neuve-Gokalp, 2011 : 146). D'après l'enquête « Étude sur les mères de naissance qui demandent le secret de leur identité lors de leur accouchement — Cnaop/Ined (Ined, 2007-2009), on dénombre un peu plus d'un enfant sur dix né sous le secret (en métropole en 2008) comme étant né d'une mère mineure. La proportion d'enfants nés « sous X » d'une mère ayant 18 ans ou moins au moment de la naissance pourrait être estimée à 17 %¹¹ par rapport à moins de 2 % de la totalité des naissances enregistrées à l'état civil.

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

Au 15 décembre 2008, on dénombrait en France 143 centres maternels hébergeant et 4 487 personnes en accueil mère-enfant (Mainaud, 2012). Nous ne disposons pas de données exactes sur la répartition parent-enfant ni sur la répartition par âge des mères et des enfants. Pourtant, dans une étude effectuée auprès de 12 établissements en région parisienne, 2,5 % des mères accueillies étaient mineures au moment de leur entrée, et 22,4 % étaient âgées de 18 à 20 ans (Donati *et collab.* 1999) ; nous pouvons estimer à un maximum de 10 % les mères âgées de 18 ans ou moins¹².

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

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

11. En supposant une répartition égale par âge à la naissance des 18 % des naissances sous le secret aux mères âgées de 18 à 20 ans.

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

Comme nous venons de le vérifier, la proportion d'enfants issus de mères adolescentes est plus grande parmi la population d'enfants vivant hors ménage ordinaire. Pourtant, ils sont loin d'atteindre une proportion de 47 %¹³ qui expliquerait la totalité de l'écart entre le nombre de naissances issues des mères adolescentes entre l'état civil et la méthode DEF. D'autres explications non explorées dans cet article pourraient expliquer cette sous-estimation qui perdure malgré ces nombreuses améliorations. L'hypothèse la plus probable est l'existence de problème de déclaration, mais aussi de repérage de ces très jeunes mères, probablement plus souvent non repérées dans les recensements et plus généralement dans les enquêtes (Desplanques, 2008).

CONCLUSION

La méthode dite « décompte des enfants au foyer » appliquée au recensement français ou, plus précisément, le mode d'appariement des mères et des enfants associés à la méthode DEF sous-estime le nombre de naissances, d'une part à cause du non-recensement de certains enfants, cause que l'on ne peut pas redresser, et d'autre part à cause de ceux non repérés en raison de problème de détermination des liens familiaux entre personnes d'un même ménage. Nous avons montré que cette sous-estimation était sélective selon l'âge de la mère à la naissance de son enfant, les très jeunes mères souffrant davantage de sous-estimation.

Les améliorations de la méthode proposées sont appliquées au recensement français. Le résultat obtenu est satisfaisant, mais pas optimum puisqu'il permet de réduire significativement, mais que partiellement, les biais dans la distribution des naissances selon l'âge de la mère. Nous avons pu affecter presque 2 % des naissances totales et 33 % des naissances de mères adolescentes ce qui permet d'envisager la conduite d'analyses différentielles sur des sous-populations définie par leur âge, mais aussi leur profil sociodémographique et leur localisation.

13. $47,0 \% = 2\,102$ (écart du nombre de naissances selon la méthode DEF) / $4\,470$ (enfants recensés hors ménage ordinaire, nés en $t-1$ en France métropolitaine).

ANNEXES

ANNEXE 1

Comparaison des caractéristiques des mères adolescentes identifiées par la méthode DEF
et par les améliorations proposées

| | Identifiées avant amélioration (n = 3 077) | | Identifiée après amélioration (n = 1 003) | |
|------------------------------------|---|-------|--|------|
| | n | % | n | % |
| Âge à la naissance | | | | |
| 15 | 33 | 1,1 | 113 | 11,3 |
| 16 | 143 | 4,6 | 209 | 20,8 |
| 17 | 443 | 14,4 | 565 | 56,3 |
| 18 | 2 458 | 79,9 | 116 | 11,6 |
| Diplôme | | | | |
| Inf. au brevet | 1 501 | 48,8 | 532 | 53,0 |
| Brevet | 741 | 24,1 | 284 | 28,3 |
| CAP / BEP | 610 | 19,8 | 121 | 12,1 |
| Bac ou plus | 224 | 7,3 | 66 | 6,6 |
| Activité | | | | |
| Active | 205 | 6,7 | 74 | 7,4 |
| Chômeuse | 863 | 28,0 | 145 | 14,5 |
| Étudiante | 404 | 13,1 | 349 | 34,8 |
| Inactive | 1 605 | 52,2 | 435 | 43,4 |
| Immigrée | | | | |
| Oui | 321 | 10,4 | 97 | 9,7 |
| Non | 2 755 | 89,6 | 906 | 90,3 |
| Statut de couple | | | | |
| En couple, mariée | 249 | 8,1 | 23 | 2,3 |
| En couple, célibataire | 1 390 | 45,2 | 426 | 42,5 |
| Hors couple | 1 437 | 46,7 | 554 | 55,2 |
| Vit avec parents | | | | |
| Oui | 0 | 0,0 | 675 | 67,2 |
| Non | 3 077 | 100,0 | 329 | 32,8 |
| Vit dans un logement social | | | | |
| Oui | 1 002 | 32,6 | 370 | 36,9 |
| Non | 2 075 | 67,4 | 633 | 63,1 |

Source : Insee RP 2011.

BIBLIOGRAPHIE

- ABBASI-SHAVAZI, M. J. 1997. « An assessment of the own-children method of estimating fertility by birthplace in Australia », *Journal of the Australian Population Association*, 14, 2 : 167-185.
- BANENS, M. et E. LE PENVEN. 2013. « Erreurs de sexe, estimation des couples de même sexe et test d'une méthode de correction », < <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00950170>>, 18 p.
- BÉLANGER, A. et S. GILBERT. 2003. « La fécondité des immigrantes et de leurs filles nées au Canada », *Rapport sur l'état de la population du Canada, 2002*, n° 91-209 : 135-161.
- BERTRAND Ph., CHAUVET G., CHRISTIAN B. et GROSBRAS J.-M. 2002, « Les plans de sondage du nouveau recensement » et « Données produites par le recensement rénové de la population », *JMS* 2002, 6 p.
- BRETON, D. 2008. « Essai de mesure de la fécondité selon l'origine et la mobilité géographique à partir d'un recensement sur échantillon », dans C. BLAYO, M. DION, A. DITTGEN et J.-P. SARDON (dir.), *Collecte des données et connaissance des populations*. CUDEP : 336-349.
- BRETON, D. 2010. « La fécondité avant 25 ans en France en 2006 », *Actes du xv^e colloque national de démographie, Strasbourg, mai 2010*, p. 52-74
- CHO, L.-J. 1986. *The own-children method of fertility estimation*. Honolulu, Population Institute, p. 188.
- CHO, L.-J. et MAN JUN HAHM. 1968. « Recent change in fertility rates of the Korean population », *Demography*, 5 : 690-698.
- CICALI, D. et G. DE SANTIS. 2002. « Estimating cohort fertility levels and differentials by socio-economic characteristics with the own-children method and pseudo panels », *Genus*, 58, 2 : 35-61.
- COEFFIC, N. 1993. « L'enquête post-censitaire de 1990. Une mesure de l'exhaustivité du recensement. », *Population*, 48, 6 : 1655-1681.
- DAVIE, E. et M. MAZUY. 2010. « Fécondité et niveau d'études des femmes en France à partir des enquêtes annuelles de recensement », *Population*, 65, 3 : 475-511.
- DAVIE, E. et X. NIEL. 2012a. « Mesurer et étudier la fécondité selon le rang de naissance : élaborer une statistique de nombre de naissances et d'âge à l'accouchement par rang », *Document de travail No. F1205*, Série des Documents de Travail, Insee, 71 p.
- DAVIE, E. et X. NIEL. 2012b. « Mesurer la fécondité par secteur d'activité (secteur public / secteur privé / non salarié) et par catégorie sociale à partir des recensements », *Document de travail No. F1203*, Série des Documents de Travail, Insee, 57 p.
- DESPLANQUES, G. 1993. « Mesurer les disparités de fécondité à l'aide du seul recensement », *Population*, 48, 6 : 2011-2023.
- DESPLANQUES, G. 2008. « Avantages et incertitudes des enquêtes annuelles de recensement en France », *Population*, 63, 3 : 477-501.
- DONATI, P., S. MOLLO, A. NORVEZ et C. ROLLET. 1999. *Les centres maternels : réalités et enjeux éducatifs*. Paris, L'Harmattan, 314 p.
- DRIXLER, F. 2015. « Conjuring the Ghosts of Missing Children : A Monte Carlo Simulation of Reproductive Restraint in Tokugawa Japan », *Demography*, 52, 2 : 667-703.

- DUBUC, S. 2009. « Application of the Own-Children Method for estimating fertility by ethnic and religious groups in the UK », *Journal of Population Research*, 26, 3 : 207-225.
- DUGBAZA, T. 1994. « Recent Trends and Differentials in Aboriginal and Torres Strait Islander Fertility, 1981-1991 », Demography Working Paper No. 1994/1, Canberra, Australian Bureau of Statistics.
- GRABILL, W. et L.-J. CHO. 1965. « Methodology for the Measurement of Current Fertility From Population Data on Young Children », *Demography*, 2 : 50-73.
- HACKER, J. 2003. « Rethinking the “early” decline of marital fertility in the United States », *Demography*, 40, 4 : 605-620.
- KERSUZAN, C. 2010. « La méthode du décompte des enfants au foyer : évaluation des estimations de fécondité générale et de fécondité par rang dérivées des données censitaires », *Actes du xv^e colloque national de démographie, Strasbourg — mai 2010*, CUDEP : 30-49.
- MAINAUD, T. 2011. « 50 000 enfants et adolescents en difficulté sociale hébergés en établissements », *Études et Résultats*, 778, 8 p.
- MAINAUD, T. 2012. « Les établissements et services en faveur des enfants et adolescents en difficulté sociale », *Série statistiques (document de travail)*, 173, 368 p.
- MUNOZ-PÉREZ, F. 2000. « Les enfants nés sans filiation en France, 1965-1994 », *Population*, 55, 4-5 : 663-690.
- OBSERVATOIRE NATIONAL DE L'ENFANCE EN DANGER (ONED). 2012. *La situation des Pupilles de l'État : Enquête au 31 décembre 2010*. Paris, ONED, 124 p.
- O'HARE, W. 2009. « Why Are Young Children Missed So Often in the Census? », Kids Count Working Paper, The Annie E. Casey Foundation.
- PIROU, D., N. POUILLAIN et S. ROCHELLE. 2013. « La vie en communauté : 1,6 million de personnes en France », *Insee Première*, 1434, 4 p.
- RALLU J.-L. 2010. « Fécondité des migrants et de leurs filles selon l'origine géographique du conjoint », *Actes du xv^e Colloque national de démographie, Strasbourg, mai 2010*, CUDEP : 120-132.
- RATNAYAKE, K., R. D. RETHERFORD et S. SIVASUBRAMANIAM. 1984. *Fertility Estimates for Sri Lanka Derived from the 1981 Census*. Matara, Sri Lanka, Department of Geography, Ruhuna University, Honolulu, East-West Population Institute, East-West Center, 63 p.
- RETFERFORD, R. D. et M. MIRZA. 1982. « Evidence of age exaggeration in demographic estimates for Pakistan », *Population Studies*, 36, 2 : 257-270.
- SOBECK, M. et S. KENNEDY. 2009. « The Development of Family Interrelationship Variables for International Census Data », Working Paper n° 2009-02, Minnesota Population Center, 40 p.
- TEMPORAL, F. 2010. « Migrations et fécondité dans les DOM : tendances passées et perspectives », *Actes du xv^e colloque national de démographie, Strasbourg, 25-28 mai*, CUDEP : 123-141.
- TOULEMON, L. 2012. « Évolution des situations familiales à travers les recensements français de 1962 à 2009 », *Population*, 67, 4 : 657-681.
- VILLENEUVE-GOKALP, C. 2011. « Les femmes qui accouchent sous le secret en France, 2007-2009 », *Population*, 66, 1 : 135-169.