

La méthode du décompte des enfants au foyer : évaluation des estimations de fécondité générale et de fécondité par rang dérivées des données censitaires

Claire KERSUZAN

Institut d'études démographiques de l'Université de Bordeaux (Iedub)

En fonction de leur disponibilité et de l'objectif de l'étude entreprise, trois sources de données sont traditionnellement mobilisées pour mesurer le niveau de la fécondité dans un territoire ou dans une sous-population donnée : les registres de population, les enquêtes en population générale ou les données d'état civil. Les données censitaires peuvent également permettre, à travers l'application d'une méthode connue sous le nom de « Décompte des enfants au foyer » (méthode DEF) ou *Own Children Method*, d'obtenir des estimations de fécondité générale, de fécondité différentielle ou de fécondité par rang. Cette estimation indirecte de la fécondité est de moins bonne qualité que les indices de fécondité calculés directement ou semi-directement à l'aide des sources classiques de mesure du phénomène. Toutefois, l'intérêt de la méthode DEF ne réside pas dans la mesure de la fécondité générale et dans les pays sans registre de population : son apport est double par rapport aux données d'état civil ou d'enquête.

En regard des données d'état civil, elle offre la possibilité d'analyser la fécondité dans des sous-populations plus variées que celles pouvant être constituées à partir des seules informations disponibles dans les bulletins de naissance. La méthode évite par ailleurs les biais liés à l'utilisation de deux sources différentes pour mesurer la fécondité dans des sous-populations particulières. De plus, l'application de la méthode aux données censitaires peut constituer une alternative pour obtenir des estimations de la fécondité par rang de naissance dans les pays où cette information est absente ou sujette à des erreurs de saisies dans les systèmes recueillant traditionnellement ce type de renseignement.

Par rapport aux enquêtes autorisant souvent la seule analyse des différentiels de fécondité au niveau départemental voire régional, les données de recensement permettent la même étude à un échelon géographique plus fin. Or, du fait de la spécialisation fine des territoires, qu'il s'agisse d'habitat, d'emplois ou de services, les différences départementales observées sur le niveau de la fécondité masquent souvent des disparités intra-départementales aiguës du phénomène. Ces disparités de niveau de la fécondité à l'échelon local sont en grande partie liées à des migrations sélectives en matière de fécondité récente qui, en l'absence de registre de population, ne peuvent être étudiées qu'à l'aide de données censitaires. Par ailleurs, ces migrations sélectives locales selon la fécondité récente des

femmes sont probablement fortement liées au stade atteint par les individus dans la constitution de leur famille et donc au rang de naissance des enfants.

L'objectif est ici d'évaluer la portée de la méthode DEF pour obtenir des mesures du moment et des estimations par génération de la fécondité générale, puis de la fécondité par rang de naissance. Les indices indirects dérivés des données censitaires, dont cette communication se propose de tester la fiabilité, sont donc des estimations calculées pour l'ensemble de la population. Toute étude visant à mesurer la fécondité dans des sous-populations particulières à l'aide de données de recensement requiert au préalable une réflexion sur la possible manifestation différentielle des biais associés à l'application de la méthode et présentés ici pour l'estimation de la fécondité en population générale dans les sous-ensembles couverts par l'analyse.

Généralités et principes de la méthode DEF

La méthode du décompte des enfants au foyer est ancienne. En France ou à l'étranger, de nombreux travaux ont déjà utilisé l'application classique de la méthode pour mesurer la fécondité différentielle dans des sous-populations caractérisées à partir de variables socio-économiques ou démographiques collectées dans les recensements ou dans des enquêtes ne fournissant pas l'histoire génésique complète des répondants (Grabill et Cho, 1965 ; Desplanques 1993 et 2008 ; Abbasi-Shavazi, 1997 ; Abbasi-Shavazi et McDonald 2000 ; Breton, 2002 ; Dubuc, 2009). L'utilisation de sa variante consistant à retracer la totalité de l'histoire féconde des femmes recensées pour mesurer la fécondité par rang est plus rare. On en trouve toutefois quelques applications, notamment en Espagne pour révéler et corriger les incohérences dans la définition des rangs de naissance établis par les officiers d'état civil et ainsi proposer de nouvelles estimations de l'infécondité féminine par génération (Devolder, 2008).

La méthode repose sur un principe simple : les enfants recensés constituent les naissances des années passées. Partant de ce postulat, et en l'absence de variable d'identification directe des parents au sein du ménage, la méthode utilise les variables censitaires de relation au sein de la famille habituellement déduites des liens à la personne de référence du ménage pour lier un enfant à sa mère supposée. L'établissement de ce lien enfant-« mère supposée » à l'échelle de l'ensemble des ménages recensés permet la reconstitution de la répartition des naissances selon l'âge des mères à cette naissance pour les années antérieures à la date du recensement. La répartition par âge des femmes fécondes pour les mêmes années est aussi tirée de la répartition par âge des femmes recensées.

Le rang de naissance est défini à partir de la date de naissance des enfants présents au recensement et liés à la même mère supposée.

Données et méthodologie

L'évaluation de la validité des mesures DEF du moment est ici menée pour cinq pays européens : la France, la Roumanie, le Portugal, la Grèce et l'Espagne. Exception faite pour la France, les données censitaires utilisées sont les plus récentes existantes à ce jour pour chacun

des pays analysés. Il s'agit des données du recensement de 2002 pour la Roumanie et de ceux de 2001 pour l'Espagne, le Portugal et la Grèce. La plupart des données de recensement mobilisées sont librement accessibles en ligne *via* le site du programme IPUMS (*Integrated Public Use Microdata Series*) piloté par l'Université du Minnesota. Pour la France, les données sont celles du dernier recensement exhaustif de la population, à savoir celui de 1999. Ce choix s'explique par la plus grande comparabilité, en termes de méthodologie et de période de collecte, du recensement français de 1999 avec celui des autres pays européens analysés ici, mais surtout par l'appariement des données de ce dernier avec celles de l'enquête Étude de l'histoire familiale (EHF)¹⁰ de la même année. Cet appariement français offre en effet la possibilité de comparer les naissances qui sont affectées de manière indirecte par application de la méthode DEF à une femme recensée à celles déclarées par la même femme dans le tableau de vie génésique collecté lors de l'enquête. À côté de cette confrontation française directe des naissances obtenues pour une même femme à l'aide de deux méthodologies différentes, l'examen de la validité de la méthode se double d'une comparaison du niveau des indices agrégés dérivés de la méthode DEF à celui des mêmes indices calculés à l'aide d'autres sources pour l'ensemble des pays européens étudiés. Ces indices mesurés à partir des sources classiques de mesure de la fécondité (état civil, registre de population) ont été conçus et transmis par l'Observatoire démographique européen (ODE).

Dans une dernière partie, nous étendrons les résultats obtenus à l'évaluation de la qualité des estimations DEF de fécondité générale et par rang de naissance dans les générations françaises. Ces dernières sont calculées par combinaison des indices de fécondité dérivés de plusieurs recensements exhaustifs français : 1962, 1968, 1975, 1982, 1990 et 1999.

Biais associés à l'application de la méthode DEF pour la mesure de la fécondité

Différents facteurs sont susceptibles de faire varier le niveau des indices de fécondité dérivés des données censitaires par rapport à celui des estimations calculées à partir des sources plus classiques de mesure de la fécondité. Schématiquement, il est possible de regrouper ces facteurs en quatre catégories générales : la qualité globale des recensements, des facteurs démographiques généraux, et des facteurs méthodologiques liés à la liaison mère-enfant réalisée et, enfin, les caractéristiques du calendrier des départs du domicile parental.

La qualité globale du recensement

Une couverture censitaire différentielle sélective selon le niveau de la fécondité récente des femmes peut biaiser les indices de fécondité dérivés de données de recensement. Il existe deux types d'erreur de couverture : le sous-dénombrement, lié à l'omission d'une partie de la population dans le recensement, et le sur-dénombrement, qui renvoie aux doubles comptes. Ces défauts de couverture touchent davantage certaines catégories de population, et en particulier les plus mobiles que sont les populations des villes, les jeunes adultes et les

¹⁰ http://www.insee.fr/fr/ffc/docs_ffc/irsoc033.pdf.

personnes seules. Ainsi, une corrélation entre la fécondité et le risque d'être omis ou au contraire d'être compté deux fois dans le recensement est envisageable.

Toutefois, et du fait que les estimations calculées à partir des naissances enregistrées à l'état civil utilisent également pour la constitution de leur dénominateur les effectifs de femmes recensées, il est probable qu'elles soient affectées par le même biais que celui perturbant les mesures dérivées de l'application de la méthode DEF. Exception faite pour la France et pour le recensement de 1999, la plupart des pays ont mené des évaluations post-censitaires pour estimer les défauts de couverture de leur recensement. La couverture des recensements est, en Espagne et en Grèce, proche de 100 % ; au Portugal, pour le recensement de 2001, la couverture des individus excède 100 %, tandis qu'elle est de 99,83 % en Roumanie ; en France, les défauts de couverture pour le recensement de 1990 étaient évalués à environ 1 %.

La couverture des recensements des pays européens utilisés ici est donc relativement bonne, et il est peu probable que les omissions et doubles comptes différentiels selon la fécondité récente invalident totalement les mesures de fécondité générale dérivées des données censitaires.

À côté de la couverture des populations, la qualité des déclarations peut avoir un effet sur le niveau des mesures de fécondité dérivées du recensement, ce de deux façons :

- par le défaut de déclaration d'enfants présents dans le ménage au moment du recensement ;
- par les erreurs dans les dates de naissance des femmes ou des enfants présents au sein d'un ménage.

L'omission d'enfants présents est certainement relativement rare dans les recensements des pays européens étudiés ici.

Les erreurs de déclaration sont souvent sélectives et concernent plus volontiers les femmes relativement âgées ou peu éduquées. Les estimations de fécondité calculées à partir des données censitaires se font généralement pour une courte période, à savoir pour les quinze années précédant la date du recensement. Les dates de naissance sont donc déduites de la déclaration d'individus appartenant à des ménages dont la femme anciennement féconde a au maximum 65 ans, ce qui limite probablement ce type d'erreur. Les erreurs de déclaration sur les dates de naissance au recensement peuvent être estimées pour la France en comparant les dates de naissance déclarées pour les femmes et les enfants des femmes enquêtées à l'EHF à celles déclarées au recensement. Cette comparaison ne nous dit pas si les erreurs proviennent de l'EHF ou du recensement ou encore de l'appariement déficient des deux sources, mais elle donne l'estimation haute des erreurs de déclaration dans le recensement français. Elle donne des différences de date de naissance dans le RP et l'EHF plus élevées pour les déclarations indirectes, c'est-à-dire pour les enfants, que pour les femmes enquêtées mais, dans les deux cas, ces différences n'excèdent pas 3 % des individus d'une génération (annexe 1). Ces erreurs sont donc particulièrement faibles, du moins pour la France, et ne semblent pas de nature à déformer totalement la courbe des taux de fécondité par âge obtenue par application de la méthode DEF aux données de recensement européennes.

Facteurs démographiques généraux

Comme la méthode DEF reconstruit la répartition des naissances du passé à partir de la constitution des ménages recensés, la mortalité des mères et des enfants entraîne une sous-estimation des indices de fécondité dérivés des données de recensement. Plusieurs études ont montré que, lorsque les niveaux de la mortalité infantile et maternelle étaient faibles, leur impact sur les indices de fécondité calculés à partir de la méthode DEF était négligeable. Dans les pays européens étudiés ici, la mortalité des femmes aux âges féconds est relativement faible et la mortalité infantile oscille en 2008, selon les prévisions de l'ONU et d'Eurostat, entre 1 % en Roumanie et 0,3 % dans les autres pays étudiés.

La migration internationale (émigration et immigration) est également susceptible de faire varier les indices de fécondité calculés à partir de la méthode DEF par rapport aux estimations obtenues à partir des sources classiques.

Si l'intensité de l'émigration internationale est forte, elle peut entraîner :

- une sous-estimation du niveau de la fécondité récente calculée à partir du recensement, si elle est positivement corrélée avec la fécondité (l'effet est alors inversé par rapport aux indices calculés à partir de l'état civil) ;
- une surestimation, si elle est négativement corrélée avec la fécondité.

Une des différences essentielles entre les indices de fécondité générale calculés à partir de la méthode DEF par rapport à ceux utilisant les naissances enregistrées à l'état civil est la prise en compte dans le numérateur des taux d'enfants nés hors de France. Toutefois, l'intensité de l'immigration restant relativement faible, l'impact de la fécondité des immigrés sur les indices généraux de fécondité est négligeable.

Le calendrier des départs du domicile parental

Un autre facteur qui va jouer sur la longueur de la période pour laquelle les estimations de fécondité générale dérivées des données censitaires vont pouvoir être réalisées avec une moindre sous-estimation par rapport aux indices de fécondité classique, est le calendrier des départs du foyer parental. Plus celui-ci sera tardif, plus les indices de fécondité pourront être correctement estimés pour une longue période.

Liaison mère-enfant

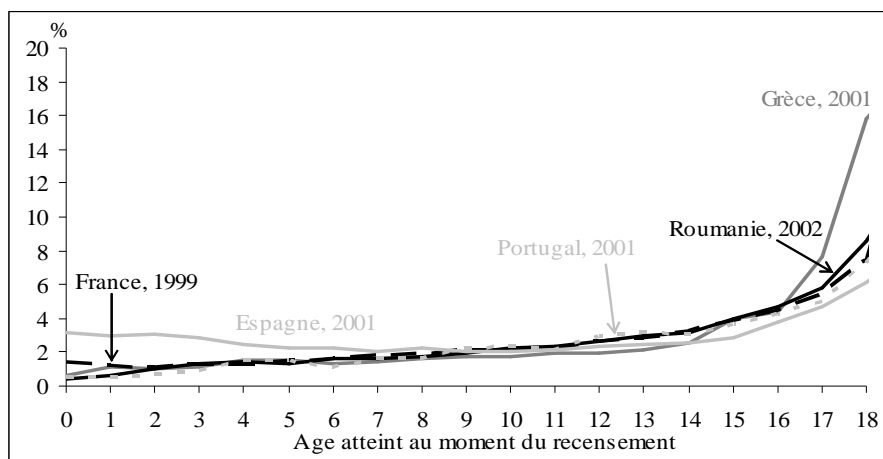
La qualité des estimations de fécondité dérivées des données censitaires dépend également de la capacité à lier – lorsque ce lien est possible – correctement les mères avec leurs enfants biologiques.

Ainsi, les enfants vivant uniquement avec leur père, résidant en institution ou vivant avec une femme trop âgée pour être leur mère (grand-mère) ne peuvent être reliés à leur mère biologique. Il en résulte une sous-estimation du niveau des indices de fécondité calculés à partir de la méthode DEF.

Dans les pays européens étudiés ici, la proportion d'enfants ne vivant pas avec une femme féconde augmente avec l'âge des enfants ou avec le nombre d'années passées depuis la date du recensement. Elle est plus élevée en Espagne pour les enfants de moins de dix ans, qui résident plus fréquemment que dans les autres pays étudiés dans une famille monoparentale dont la personne de référence est un homme. Toutefois, et même en Espagne, les proportions d'enfants de moins de 16 ans ne pouvant être liés avec une mère potentielle restent relativement faibles : un an avant le recensement, cette proportion est de moins de 3 % en Espagne et de l'ordre de 1 % dans les autres pays étudiés. Seize années après le recensement, cette proportion reste inférieure à 5 % dans tous les pays étudiés (figure 1).

Ces faibles proportions d'enfants de moins de 16 ans ne résidant pas avec une femme féconde s'expliquent à la fois par la faible mortalité maternelle qui caractérise les pays étudiés, mais également par le fait qu'en cas de séparation des parents, la garde des enfants reste dans ces pays prioritairement confiée à la mère.

FIGURE 1 : PROPORTION D'ENFANTS NE RESIDANT PAS AVEC UNE FEMME FECONDE SELON L'AGE ATTEINT AU MOMENT DU RECENSEMENT

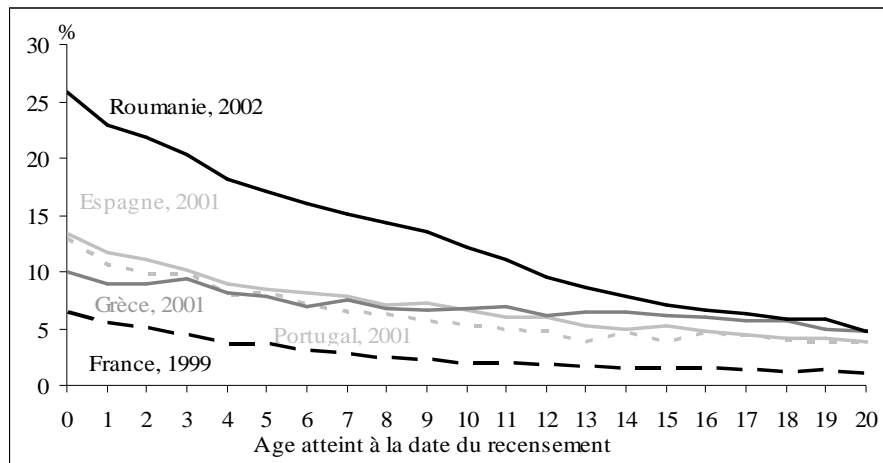


Sources : Recensements 1999 pour la France, 2001 pour le Portugal, l'Espagne et la Grèce et 2002 pour la Roumanie.

Lorsque l'enfant réside, lors du recensement, avec au moins une femme féconde, la courbe des indices spécifiques de fécondité par âge peut être déformée si la mère supposée par la méthode DEF n'est pas la vraie mère biologique. Une telle situation peut notamment se présenter en cas d'adoption ou lorsque l'enfant appartient à un ménage recomposé constitué de son père et d'une femme autre que sa mère biologique. L'adoption et la reconstitution familiale autour du père restent toutefois des événements relativement rares et non susceptibles d'entraîner une forte déformation de la courbe des taux de fécondité par âge. Des problèmes de liaison de la mère à son enfant biologique au recensement peuvent également se poser alors que la mère biologique réside dans le même ménage que son enfant et en particulier dans le cas de ménages complexes. Ce risque est alors d'autant plus grand que la proportion d'enfants vivant avec deux femmes fécondes est forte. Cette proportion est relativement élevée dans les pays d'Europe de l'Est, puis du Sud aux jeunes âges, elle atteint

25 % des enfants âgés de 0 an en Roumanie et approximativement 15 % des mêmes enfants dans les pays d'Europe du Sud contre approximativement 6 % en France. Cette proportion diminue par la suite progressivement, au fur et à mesure que l'âge des enfants au recensement augmente (figure 2).

FIGURE 2 : PROPORTION D'ENFANTS RESIDANT AVEC AU MOINS 2 FEMMES FECONDES SELON L'AGE ATTEINT AU MOMENT DU RECENSEMENT



Sources : Recensements 1999 pour la France, 2001 pour le Portugal, l'Espagne et la Grèce et 2002 pour la Roumanie.

La qualité de la liaison mère-enfant réalisée est également fonction du type et de la précision de la variable censitaire qui permet au sein de chaque pays d'établir ce lien. Or c'est dans les pays où la proportion d'enfants vivant avec deux femmes fécondes est la plus élevée que les variables incluses dans le recensement pour établir la liaison mère biologique-enfant sont le plus précises.

Variables censitaires disponibles pour lier l'enfant à sa mère supposée

Les données des derniers recensements espagnol, roumain et portugais comprennent une variable permettant l'identification directe de la mère d'un enfant présent dans le ménage. La nature de cette variable censitaire est toutefois différente en Roumanie et au Portugal. Dans ces deux derniers pays, l'identification des parents dans le ménage découle directement de la déclaration des individus au recensement, tandis que cette variable est construite en Espagne par l'institut national de la statistique à partir du nom de famille des individus et de l'ordre de ces derniers sur la feuille de ménage. Par ailleurs, les modalités de la variable de relation à la personne de référence du ménage sont beaucoup plus détaillées au Portugal : la variable y distingue ainsi les liens familiaux biologiques des liens sociaux créés par l'adoption d'enfants ou la garde de beaux-enfants en cas de recombinaison familiale. Les recensements grecs et français n'incluent quant à eux aucune variable permettant l'identification directe des parents dans le ménage. Cette identification, nécessaire pour l'application de la méthode DEF aux données censitaires, découle donc des variables de relation au sein de la famille et du ménage. La qualité de cette liaison dépend alors non seulement de la proportion d'enfants

vivant avec deux femmes fécondes, mais également de la précision de la variable à partir de laquelle est créée cette liaison. Or, si c'est en Grèce que la proportion d'enfants vivant avec deux femmes fécondes est la plus forte, c'est en France que la variable de liaison à la personne de référence du ménage est la moins détaillée. En effet, si, dans ces deux pays, les enfants ne sont pas distingués des beaux-enfants, de surcroît, en France, il n'y a pas non plus de distinction faite entre les parents, les beaux-parents et les grands-parents, qui sont tous regroupés sous le terme « ascendants » (tableau 1).

TABLEAU 1 : PRECISION ET TYPE DE LA VARIABLE CENSITAIRE PERMETTANT DE REALISER LA LIAISON MERE-ENFANT SELON LE PAYS

	Roumanie, 2002	Portugal, 2001	Espagne, 2001	Grèce, 2001	France, 1999
Personne de référence					
Epoux					
Cohabitant					
Enfant					
Enfant adopté					
Bel-enfant (en cas de reconstitution familiale)					
Bel-enfant					
Petit-enfant					
Parent					Regroupés sous le terme ascendant
Beau-parent					
Grand-parent					
Fratrie					
Belle-fratrie					
Autre parent					
Sans parenté					
Variable d'identification de la mère dans le ménage	Collectée	Collectée (inclut la belle-mère en cas de reconstitution familiale)	Construite à partir des noms de famille et de l'ordre des individus sur la liste "ménage"		

Évaluation de la qualité des estimations de fécondité générale dérivées des données censitaires

Le test de l'effet des facteurs énumérés ci-dessus sur les estimations de fécondité dérivées des données censitaires est réalisé à partir de deux types de confrontation :

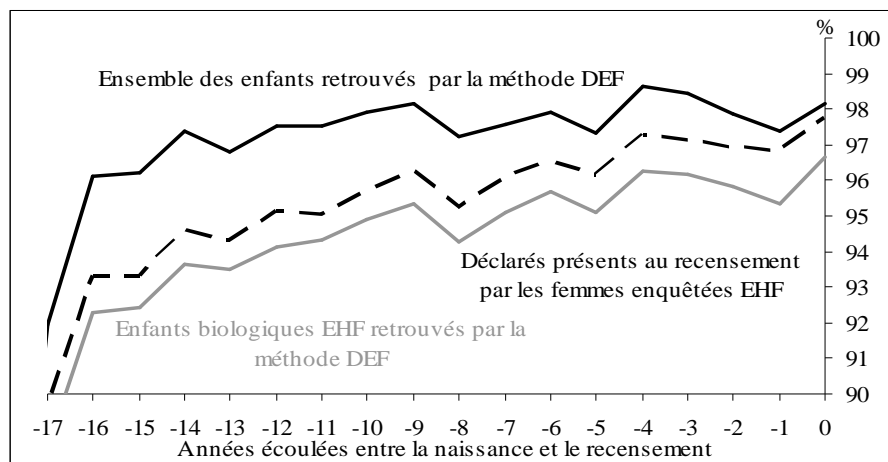
- directe, pour la France, en utilisant l'appariement des données de l'enquête Histoire de l'étude familiale 1999, à travers laquelle est collectée l'histoire génésique des femmes enquêtées, aux données censitaires de la même année ;
- indirecte, pour l'ensemble des pays étudiés, en comparant les mesures de fécondité DEF aux estimations obtenues à partir des sources classiques de mesure de la fécondité dans chacun des pays.

Confrontation directe : enquête Étude de l'histoire familiale 1999 et recensement français

Le nombre d'enfants biologiques des femmes enquêtées retrouvés au recensement de la population (RP) est proche de celui des enfants biologiques déclarés présents dans le ménage maternel au RP pour une période de seize années avant la date du recensement. Par la suite, le

départ du foyer parental, beaucoup plus que la mortalité infantile, entraîne une baisse progressive du nombre de naissances qu'il est possible de retrouver au recensement. Pour cette période de seize années précédant la date du recensement, la grande majorité des enfants biologiques déclarés présents au RP est retrouvée par la méthode DEF. C'est ainsi près de 97 % des enfants biologiques des femmes enquêtées présents au RP et âgés de 0 an révolu à la date du recensement qui sont retrouvés et 92 % des mêmes enfants âgés de 16 ans révolus à la même date. L'application de la méthode DEF aux données censitaires conduit toutefois à retrouver davantage d'enfants pour les femmes enquêtées qu'il est déclaré d'enfants biologiques présents au RP par les mêmes femmes. L'ajout reste toutefois mineur (2 % d'enfants non biologiques un an avant la date du recensement à 4 % seize ans avant). Au total, la confrontation directe des naissances retrouvées par la méthode DEF pour les femmes enquêtées à l'EHF et retrouvées au recensement aux naissances biologiques déclarées par les mêmes femmes à l'enquête montre qu'il n'existe pas de phénomène massif de compensation entre perte de naissance biologique et ajout de naissance non biologique pour une période de seize années avant la date du recensement. La majorité des enfants biologiques est retrouvée par la méthode DEF (figure 3).

FIGURE 2 : RAPPORT DE DIFFERENTS GROUPES D'ENFANTS RETROUVES PAR LA METHODE DEF (ENSEMBLE DES ENFANTS, SEULS ENFANTS BIOLOGIQUES DES FEMMES ENQUETEES) ET DES ENFANTS BIOLOGIQUES DECLARES PRESENTS AU RP PAR LES ENQUETEES EHF A L'ENSEMBLE DES ENFANTS BIOLOGIQUES DECLARES A L'ENQUETE



Sources : enquête Étude de l'histoire familiale 1999 (EHF 99) et RP 1999.

Confrontation indirecte : sources classiques de mesure de la fécondité et recensement

Si l'effet des biais susceptibles d'affecter les estimations DEF est faible pour les effectifs de naissances retrouvés au recensement, l'impact de ces mêmes biais sur les indices spécifiques que sont les taux de fécondité par âge et surtout sur l'agrégation annuelle de ces indices, l'est encore plus (annexe 2). Ainsi, les taux de fécondité par âge obtenus par application de la méthode DEF sont proches de ceux calculés à partir des données d'état civil jusqu'en 1985. Pour 1980, soit dix-neuf ans avant le recensement, les taux de fécondité aux

différents âges féconds sont davantage sous-estimés. Il existe toutefois des écarts importants dans la qualité d'estimation des taux par la méthode DEF selon l'âge des mères à la naissance des enfants (annexe 3). En effet, les biais identifiés précédemment, à savoir ceux concernant les erreurs de liaison mère biologique-enfant, s'ils sont en proportion négligeables, sont aussi plus susceptibles de se produire à des âges où la fécondité est faible, c'est-à-dire aux jeunes âges et aux âges élevés. Du coup, si l'impact sur le nombre absolu de naissances retrouvées au recensement est faible, l'effet sur les taux de fécondité est plus important pour ces âges. C'est ainsi que les erreurs de liaison mère biologique-enfant liées à la complexité des liens familiaux dans des ménages plus fréquemment constitués de très jeunes enfants, se traduisent par une sous-estimation des taux de fécondité avant 20 ans et par une surestimation des indices spécifiques de fécondité par âge après 44 ans pour l'année 1998. En effet, lorsqu'une jeune mère réside encore chez ses parents, il est probable que l'enfant du ménage soit attribué par erreur par la variable censitaire de liaison à la grand-mère plutôt qu'à la mère biologique. La fréquence de ce type de ménage diminuant avec l'âge des enfants, tandis que celle des ménages composés d'enfants adoptés, de beaux-enfants ou de petits-enfants augmente, il en résulte, pour les années plus éloignées du recensement, une surestimation des taux de fécondité aux jeunes âges et aux âges élevés. Cependant, en France et jusqu'en 1984, l'indicateur conjoncturel de fécondité est sous-estimé de moins de 5 % par la méthode DEF appliquée au recensement de 1999 par rapport aux estimations utilisant aux numérateurs des taux les naissances enregistrées à l'état civil.

Pour les autres pays européens étudiés, la comparaison des estimations de fécondité par âge dérivées des données de recensement aux mesures classiques de fécondité de chacun des pays donne des résultats similaires (annexe 4).

Au total, pour tous les pays européens analysés, l'indicateur conjoncturel de fécondité est correctement estimé par la méthode DEF pour une période d'au minimum quinze-seize ans avant le recensement en France, en Roumanie et en Grèce et pour une période un peu plus longue au Portugal (dix-sept ans) et encore plus longue en Espagne (quasiment vingt ans avant le recensement).

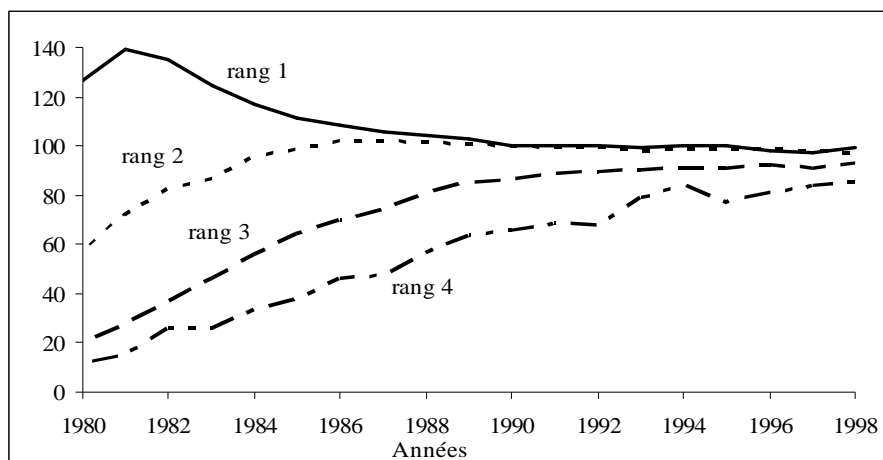
Ces différences entre les pays étudiés sur l'ensemble de la période pour laquelle la méthode DEF permet une estimation correcte des indices de synthèse, dépendent directement du calendrier des départs du foyer parental. Or, c'est l'âge auquel les enfants quittent le domicile des parents qui va faire varier la qualité et la période de validité des estimations DEF de fécondité par rang.

Évaluation de la qualité des estimations de fécondité par rang dérivées des données censitaires

Puisque la méthode DEF déduit le rang de naissance d'un enfant à partir des dates de naissance de l'ensemble des enfants liés au recensement à une même mère « supposée », à taille de famille identique, plus l'âge au départ du foyer parental est tardif, plus le rang de naissance a de chances d'être correctement assigné par la méthode DEF.

L'appariement des données de l'enquête française EHF à celles du recensement de 1999 permet de mesurer l'impact des départs du domicile parental sur le nombre de naissances biologiques par rangs retrouvées chaque année au recensement. Pour les années encadrant de peu le recensement, la méthode DEF retrouve moins de naissances de rang élevé que de naissances de premiers rangs (figure 4). En effet, l'écart d'âge plus important entre aîné et cadet dans les familles de grande taille conduit à une manifestation plus précoce des effets du départ du domicile parental sur l'assignation des rangs de naissance par la méthode DEF pour les rangs les plus élevés.

FIGURE 3 : RAPPORT DU NOMBRE D'ENFANTS BIOLOGIQUES DE CHAQUE RANG RETROUVES AU RECENSEMENT AU NOMBRE D'ENFANTS BIOLOGIQUES DE RANG CORRESPONDANT DECLARES A L'EHF (1980-1998)

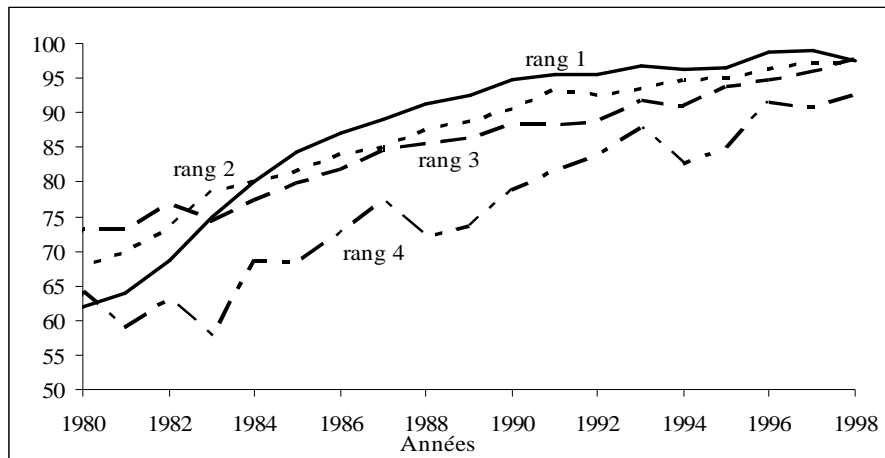


Sources : enquête Étude de l'histoire familiale 1999 (EHF) et RP 1999.

L'effectif des naissances DEF de rangs 1 et 2 est proche de celui des naissances biologiques EHF de même rang pour les dix années précédant la date du recensement. Au-delà de cette période, le départ des enfants de rang 2 dans les familles de plus d'un enfant entraîne un nombre de naissances biologiques de rang 1 plus important au recensement qu'à l'EHF.

Bien que pour les années les moins éloignées de la date du recensement, le nombre de naissances biologiques DEF de rang 1 et de rang 2 avoisine les 100 % de celles déclarées à l'EHF, assez logiquement, les naissances DEF de rang 2 intègrent davantage que celles de rang 1 les naissances EHF de rang supérieur (figure 5).

FIGURE 4 : PROPORTION DE NAISSANCES BIOLOGIQUES DEF DONT LE RANG DEF CORRESPOND AU RANG EHF (1980-1998)

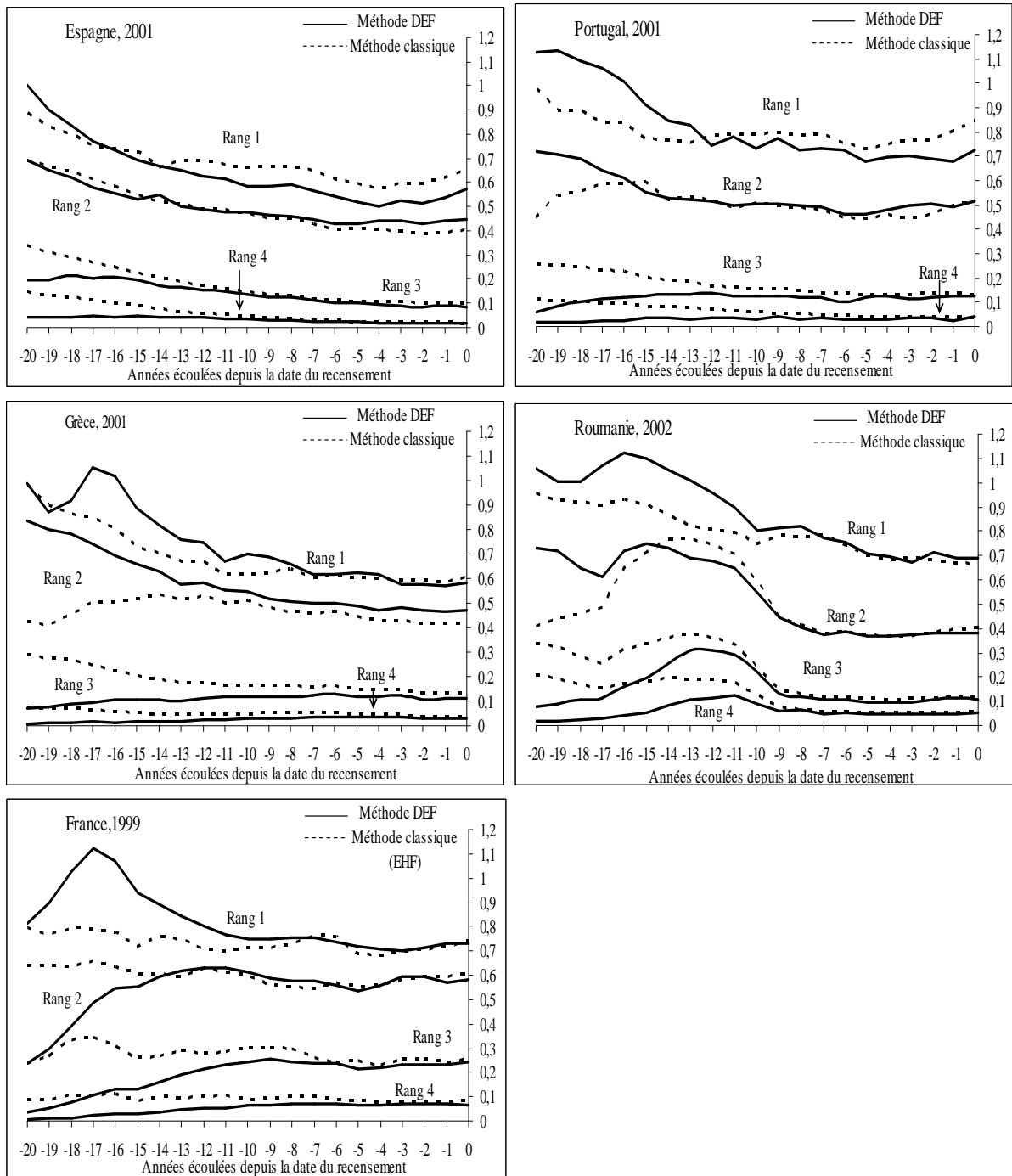


Sources : enquête *Étude de l'histoire familiale* 1999 (EHF) et RP 1999.

Quoi qu'il en soit, pour cette période de dix années, plus de 92 % des naissances biologiques DEF de rang 1, 90 % de celles de rang 2 et 85 % de celles de rang 3 ont un rang DEF au recensement français identique au rang assigné à l'enquête.

La comparaison des niveaux des indices-composantes par rang DEF à ceux des mêmes indices calculés à partir d'autres sources pour la France et les autres pays européens étudiés, présente également une bonne correspondance (figure 6). Les effets du départ du foyer parental plus tardif au Portugal et surtout en Espagne sont visibles sur la longueur de la période pour laquelle la méthode DEF produit des estimations correctes des indices-composantes de rang 1. De dix ans en France, en Roumanie et en Grèce, cette période est d'environ douze ans au Portugal et de quinze ans en Espagne.

FIGURE 5 : INDICES-COMPOSANTES ANNUELS PAR RANG CALCULES A PARTIR DE LA METHODE DEF ET DE LA METHODE CLASSIQUE SELON LE NOMBRE D'ANNEES ECOULEES DEPUIS LA DATE DU RECENSEMENT EN ESPAGNE, PORTUGAL, GRECE, ROUMANIE ET FRANCE

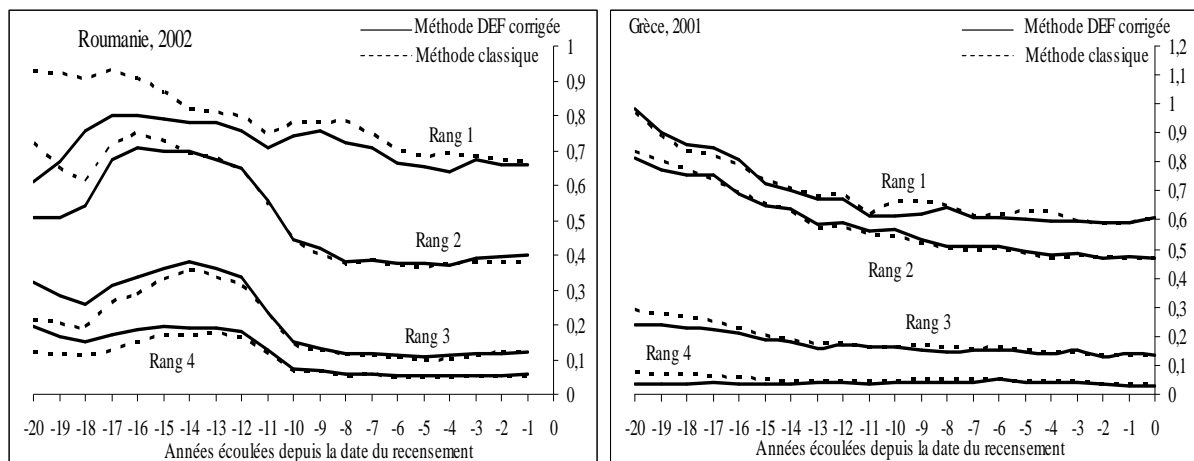


Source : données Ipums, traitement de l'auteur.

En intégrant des questions sur la vie génésique des femmes recensées, certains des recensements européens utilisés (Grèce 2001 et Roumanie 2002) autorisent la correction des effets du départ du domicile parental sur les indices DEF par rang. En effet, l'utilisation de l'information sur la descendance atteinte au recensement permet de redresser les indices DEF

classiques en supposant que la différence entre le nombre d'enfants déclaré et celui retrouvé au recensement tient essentiellement au départ des aînés du foyer parental. La mortalité infantile étant négligeable et les erreurs de liaison relativement rares, en Roumanie, cette seule correction élimine la surestimation des indices-composantes de rang 1 DEF liée à la mauvaise assignation des rangs mais pas la sous-estimation associée aux départs du domicile parental. La disponibilité supplémentaire, à travers le recensement grec, des dates de naissance des premiers, seconds et derniers enfants nés permet d'ajouter cette correction, totalement pour les premiers rangs (1 et 2) et plus partiellement pour les suivants (figure 7).

FIGURE 6 : INDICES-COMPOSANTES ANNUELS PAR RANG CALCULES SELON LA METHODE CLASSIQUE ET A PARTIR DE LA METHODE DEF CORRIGES DES EFFETS DU DEPART DU DOMICILE PARENTAL SELON LE NOMBRE D'ANNEES ECOULEES DEPUIS LA DATE DU RECENSEMENT EN ROUMANIE ET EN GRECE



Source : données Ipums, traitement de l'auteur.

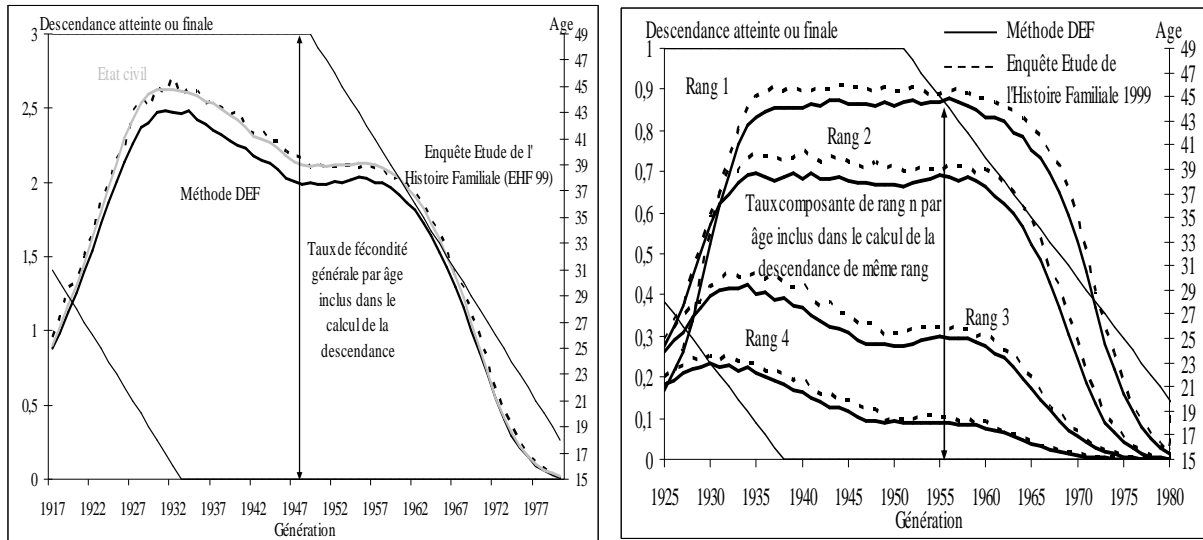
Au total, et en l'absence d'un différentiel majeur dans le calendrier des départs du domicile parental entre les sous-populations d'étude, la méthode DEF permet l'analyse des disparités de fécondité par rang pour une période d'environ dix années avant la date du recensement en France, douze années au Portugal et en Roumanie, quinze années en Espagne et pour une période encore beaucoup plus longue en Grèce.

Utilisation de la méthode DEF pour estimer la fécondité générale et la fécondité par rang dans des générations

Il est possible d'étendre les résultats concernant la qualité des estimations de fécondité DEF obtenues à partir d'un seul recensement pour une période donnée à l'analyse des différentiels de fécondité par génération. En effet, lorsque les délais intercensitaires n'excèdent pas la durée de la période pour laquelle les estimations de fécondité générale et par rang DEF peuvent être calculées à partir des données d'un recensement (respectivement quinze et dix ans environ), le cumul des indices DEF dérivés de plusieurs recensements permet l'obtention des descendance générale et par rang atteintes ou finales. En France, la

somme des taux de fécondité par âge et par rang mesurée par la méthode DEF à partir des recensements successifs 1962 à 1999 donne les descendance finale des générations 1938 à 1951 avec une sous-estimation de moins de 10 % de la valeur des mêmes indices calculés à partir des données d'état civil ou de l'enquête EHF (figure 8).

FIGURE 7 : DESCENDANCE DES GENERATIONS ATTEINTE OU FINALE TOUS RANGS CONFONDUS (A GAUCHE) PUIS PAR RANG (A DROITE) OBTENUES PAR SOMME DES TAUX PAR AGE DERIVES DES DONNEES CENSITAIRES 1968, 1975, 1982, 1990 ET 1999 (METHODE DEF) ET CALCULEES DE MANIERE CLASSIQUE A PARTIR DES DONNEES D'ETAT CIVIL OU DE L'ENQUETE ETUDE DE L'HISTOIRE FAMILIALE (EHF 1999)



Lecture : l'échelle située à droite renseigne sur les bornes d'âges des taux dont on a fait la somme pour obtenir les indices de synthèse des générations. Par exemple, la descendance atteinte de la génération 1957 est calculée par cumul des seuls taux de fécondité par âge de 15 à 41 ans.

Source : données Ipums, traitement de l'auteur.

Conclusion

En France, l'absence d'enquête récente de fécondité menée en population générale (la dernière réalisée date de 1999) et la possibilité d'obtenir des données de façon plus systématique grâce au nouveau recensement, donnent à la méthode Décompte des enfants au foyer (DEF) tout son intérêt. Elle est ainsi la seule à permettre aujourd'hui l'analyse des différentiels de fécondité dans des sous-populations constituées à partir de variables absentes des fichiers d'état civil (niveau d'éducation, acquisition de la nationalité, statut d'occupation, année d'emménagement dans le logement...). Elle est par ailleurs la seule à permettre la mesure du lien entre fécondité et migration à l'échelon local. Au-delà de la France, elle peut, dans certains pays, offrir une alternative pour l'estimation de la fécondité par rang lorsque les systèmes enregistrant traditionnellement ce type d'information sont absents ou défectueux. En effet, l'examen de sa portée pour la mesure de la fécondité générale réalisé ici pour l'ensemble de la population en France, Roumanie, Espagne, Portugal et Grèce montre que les biais associés à l'utilisation de la méthode (liaison mère-enfant réalisée à partir des variables

censitaires de lien à la personne de référence du ménage, mortalité, migration, couverture censitaire, absence des enfants dans le domicile de leur mère à la date de l'énumération...) ont un impact négligeable sur le niveau des indices de fécondité dérivés des données censitaires. Ainsi, pour une période d'environ quinze années avant la date de collecte (au-delà, lorsque le calendrier des départs du domicile parental est tardif comme en Espagne), les taux de fécondité générale aux âges les plus féconds (20-45 ans) dérivés à partir des données d'un seul recensement et la somme de ces taux ne sont que légèrement sous-estimés par rapport aux mêmes indices obtenus de façon plus classique (état civil, registre ou enquête de fécondité). En France, la confrontation des naissances retrouvées au recensement à celles déclarées par les mêmes femmes dans une enquête (EHF 1999) montre que cette proximité relative ne masque pas de phénomène de compensation massif entre perte et ajout d'enfants par application de la méthode aux données censitaires. Au-delà d'une mesure correcte de la fécondité générale, la méthode permet également l'estimation de la fécondité par rang avec une légère sous-estimation des indices annuels classiques pour une période d'environ dix années avant la date du recensement, et ce, notamment pour les premiers rangs de naissance (1, 2 et, dans une moindre mesure, 3). Il est par ailleurs possible d'améliorer la qualité et d'allonger la période de validité des indices de fécondité DEF lorsque le recensement collecte des informations sur la vie génésique des femmes (Roumanie ou Grèce).

La bonne concordance des indices de fécondité générale ou par rang annuels dérivés des données d'un seul recensement offre la possibilité de calculer ces mêmes indices mais par génération, en combinant les taux mesurés à partir de plusieurs recensements successifs. Là encore, la comparaison des indices longitudinaux français DEF à ceux calculés de façon classique révèle une sous-estimation relativement mineure des descendances obtenues par cumul des taux de fécondité dérivés des données censitaires 1962 à 1999 (de l'ordre de 10 %). Étendre la méthode DEF à l'analyse des différentiels de fécondité entre des sous-populations déterminées requiert toutefois de s'assurer de l'absence de corrélation entre les biais associés à l'utilisation de la méthode et le caractère à l'origine de la subdivision des sous-groupes d'étude. Le cumul des taux de fécondité DEF obtenus à partir des données de plusieurs recensements pour calculer des indices longitudinaux ne peut ainsi se faire que pour des sous-ensembles définis à partir de caractéristiques immuables, caractéristiques dont la nomenclature ne doit par ailleurs pas être modifiée au fil des années censitaires (le niveau d'éducation peut dans certains pays en constituer un exemple).

RÉFÉRENCES

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), p. 167-185.

ABBASI-SHAVAZI M.J., McDONALD P., 1997, "Fertility and multiculturalism: immigrant fertility in Australia, 1977-1991", papier présenté au 23^{ème} Congrès international de la population, Beijing, Chine, 11-17 octobre 1997.

BRETON D., 2002, « Essai de mesure de la fécondité selon l'origine et la mobilité à partir d'un recensement sur échantillon », in Cudep (ed.), *Collecte des données et connaissance des populations*, p. 337-350.

DESPLANQUES G., 1993, « Mesurer les disparités de fécondité à l'aide du seul recensement », *Population-F*, 48(6), p. 2011-2023.

DESPLANQUES G., 2008, « Avantages et incertitudes des enquêtes annuelles de recensement », *Population-F*, 63(3), p. 477-501.

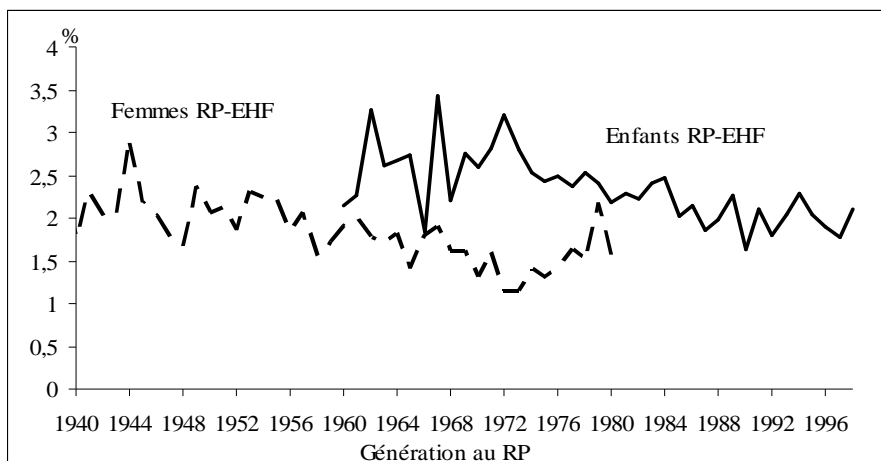
DEVOLDER D., 2008, "The use of population censuses to correct the distribution of births by order of the vital registration system. Application to Spanish data in the 1975-2005 period", papier préparé pour la Conférence européenne de la population (EAPS), Barcelone (<http://epc2008.princeton.edu/download.aspx?submissionId=80850>).

DUBUC S., 2009, "Application of the Own-Children Method for estimating fertility by ethnic and religious groups in the UK", *Population Research*, 26, p. 207-225.

GRABILL W.H., CHO L.J., 1965, "Methodology for the measurement of current fertility from population data on young children", *Demography*, 2(1), p. 50-73.

ANNEXES

ANNEXE 1 : PROPORTION DE DATES DE NAISSANCE DIFFERENTES DANS LE RP 1999 ET L'EHF 1999 SELON LE TYPE DE DECLARATION (FEMME OU ENFANT) ET SELON LA DATE DE NAISSANCE AU RECENSEMENT (1940-1996)

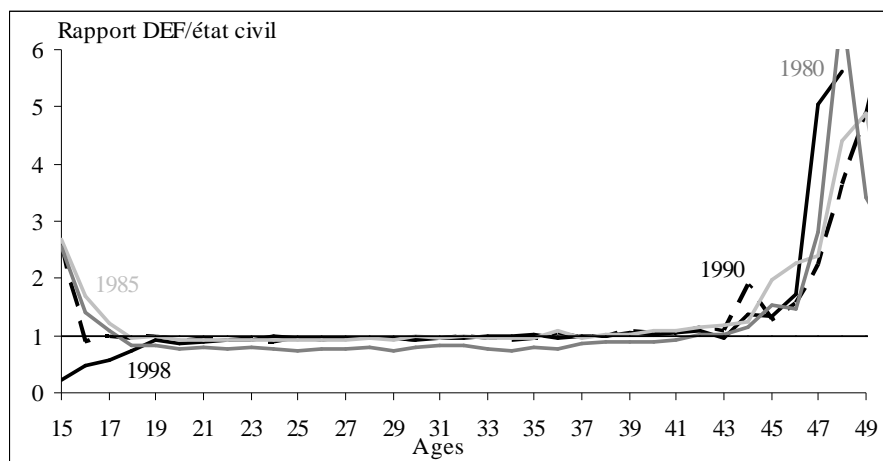


Sources : données RP 1999, EHF 1999.

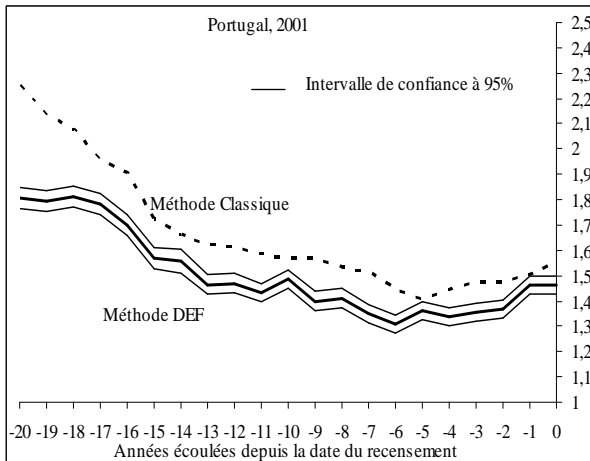
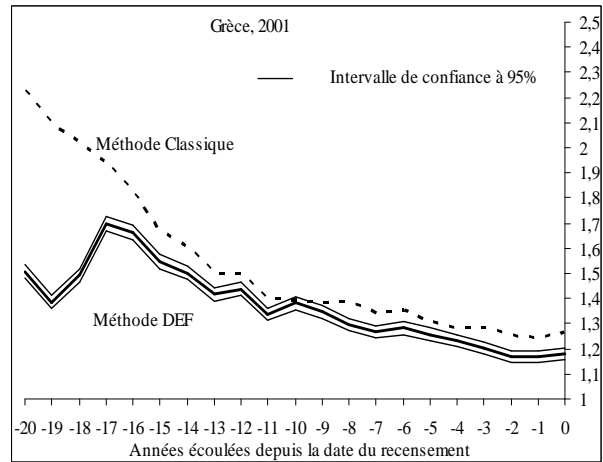
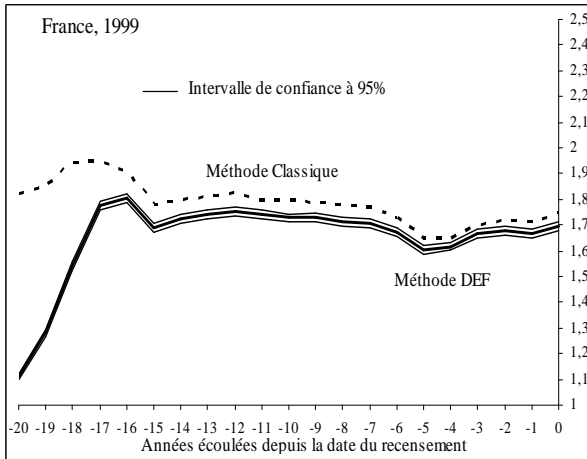
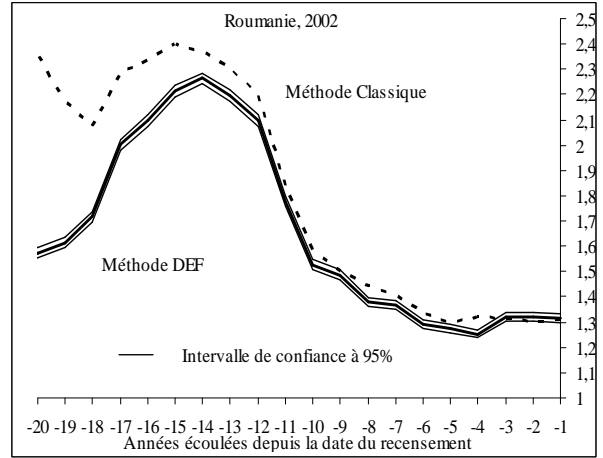
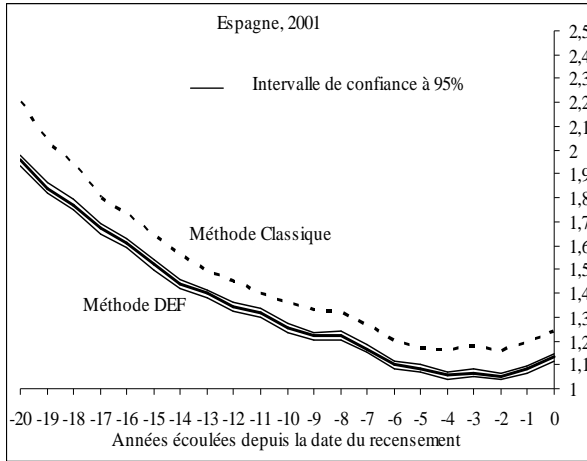
ANNEXE 2 : INDICATEUR CONJONCTUREL DE FECONDITE EN FRANCE ENTRE 1980 ET 1998 SELON
LA SOURCE ET LA METHODE DE CALCUL

Années	DEF	Classique état civil	Classique EHF	Ecart relatif (RP/EC)	Ecart relatif (RP/EHF)
1980	1,54	1,95	1,96	-20,82	-21,43
1981	1,78	1,95	1,99	-8,76	-10,80
1982	1,81	1,91	1,94	-5,55	-6,90
1983	1,69	1,78	1,75	-5,26	-3,40
1984	1,72	1,80	1,83	-4,42	-5,90
1985	1,74	1,81	1,81	-3,98	-3,75
1986	1,75	1,83	1,80	-4,39	-2,73
1987	1,74	1,80	1,77	-3,42	-1,72
1988	1,73	1,81	1,79	-4,31	-3,51
1989	1,73	1,79	1,75	-3,36	-1,28
1990	1,71	1,78	1,76	-3,74	-2,74
1991	1,71	1,77	1,73	-3,55	-1,32
1992	1,67	1,73	1,72	-3,58	-2,83
1993	1,60	1,66	1,64	-3,52	-2,32
1994	1,62	1,66	1,61	-2,77	0,44
1995	1,67	1,71	1,67	-2,69	-0,18
1996	1,68	1,73	1,69	-3,14	-0,65
1997	1,67	1,73	1,68	-3,34	-0,71
1998	1,69	1,76	1,74	-3,97	-2,67

ANNEXE 3 : RAPPORT DES TAUX DE FECONDITE OBTENUS A PARTIR DE LA METHODE DEF AUX
MEMES TAUX CALCULES A PARTIR DE L'ETAT CIVIL SELON L'AGE DE LA MERE A LA NAISSANCE
EN FRANCE POUR 1998, 1990, 1985 ET 1980

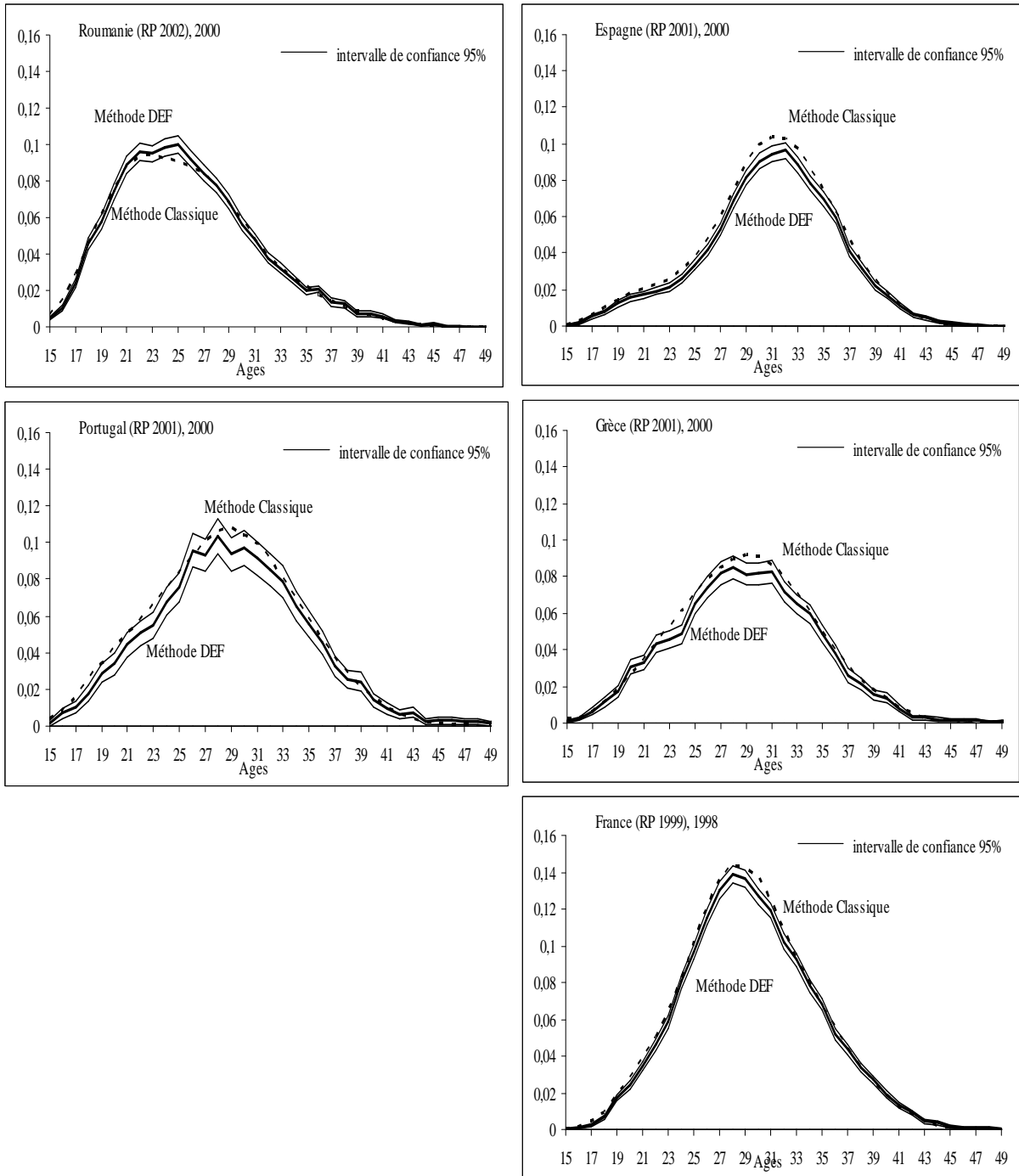


ANNEXE 4 : INDICATEUR CONJONCTUREL DE FECONDITE SELON LA METHODE DE CALCUL (DEF OU CLASSIQUE) ET LE NOMBRE D'ANNEES ECOULEES DEPUIS LA DATE DU RECENSEMENT POUR L'ESPAGNE, LA FRANCE, LE PORTUGAL, LA GRECE ET LA ROUMANIE



Source : données Ipums, traitement de l'auteur.

ANNEXE 5 : TAUX DE FECONDITE PAR AGE SELON LA METHODE UTILISEE (DEF OU CLASSIQUE)
POUR L'ANNEE 2000 EN ROUMANIE, PORTUGAL, GRECE, ESPAGNE ET 1998 POUR LA FRANCE



Source : données Ipums, traitement de l'auteur.