



Approche démographique de l'orphelinage en France

**Estimation de l'orphelinage précoce à partir des
données sur la mortalité et la fécondité des adultes**

Quatrième rapport pour la Fondation d'entreprise Ocirp – Novembre 2016

Institut National d'Etudes Démographiques

Cécile FLAMMANT

Sophie PENNEC

Laurent TOULEMON

SOMMAIRE

RÉSUMÉ ET PRINCIPAUX RÉSULTATS	3
1. SIMULATION AVEC PROBABILITÉS CONDITIONNELLES À L'ÂGE UNIQUEMENT	4
1.1. Description de la méthode	4
<i>Simulation au niveau macro</i>	4
<i>Simulation au niveau micro</i>	4
<i>Limites des modèles</i>	5
<i>Proportion totale d'orphelins</i>	5
1.2. Résultats : courbes de l'orphelinage selon l'âge	6
<i>Orphelinage dans la génération 2009 sous l'hypothèse de mortalité constante</i>	6
<i>Orphelinage dans les générations 1988 à 2010</i>	7
<i>Orphelinage au 1^{er} janvier 2015</i>	7
1.3. Comparaison avec les résultats issus de l'observation et discussion	9
2. SIMULATION AVEC PROBABILITÉS CONDITIONNELLES À L'ÂGE ET AU GROUPE SOCIAL	14
2.1. Questions	14
2.2. Données et méthode	15
2.3. Résultats	17
CONCLUSION	20
BIBLIOGRAPHIE	21
ANNEXES	22

RÉSUMÉ ET PRINCIPAUX RÉSULTATS

Le deuxième rapport pour la Fondation d'entreprise Ocirp présentait des premières estimations du niveau de l'orphelinage à partir d'enquêtes en population générale, qui permettent d'observer le décès d'un ou des deux parents (Flammant, Pennec et Toulemon, 2015). L'objectif de ce quatrième rapport est de présenter les résultats de la méthode d'estimation « indirecte », qui consiste à déduire la proportion d'orphelins à partir de données sur la fécondité et la mortalité des adultes : en effet, dans une génération d'enfants, la proportion d'orphelins dépend de la mortalité parentale, qui elle-même dépend de la structure par âge des pères et des mères (c'est-à-dire des âges auxquels les pères et les mères donnent naissance). Nous appelons cette approche *simulation* de l'orphelinage et nous comparons les résultats de la simulation aux précédents résultats issus de *l'observation* de l'orphelinage.

Les estimations à partir des enquêtes n'étaient pas tout à fait cohérentes entre elles : le niveau d'orphelinage est plus faible et presque constant au cours des dix dernières années d'après le Tronc commun des enquêtes auprès des ménages ; il est plus élevé mais décroît au fil du temps d'après les enquêtes Famille de 1999 et 2011. Les nouveaux résultats que nous présentons dans ce rapport confirment la difficulté à proposer une estimation précise du niveau d'orphelinage : en effet l'orphelinage estimé d'après les données sur la mortalité et la fécondité des adultes est environ une fois et demi plus élevé que celui estimé à partir des enquêtes, quel que soit le type d'enquête considéré. Chaque source apporte donc des informations à la fois complémentaires et contradictoires, et l'enjeu de la recherche est d'évaluer les forces et les faiblesses de chaque source afin de construire une estimation suffisamment solide du niveau d'orphelinage en France.

Pour cela, nous formulons différentes hypothèses pour expliquer la différence de niveau entre les enquêtes et les modèles de microsimulation. Les trois principales hypothèses sont : (1) une sous-déclaration de l'orphelinage dans les enquêtes ; (2) une surestimation de la mortalité des parents dans les modèles de simulation qui utilisent la mortalité de l'ensemble des adultes ; (3) une surestimation de l'orphelinage dans les modèles de simulation liée à l'absence de prise en compte des différences sociales de fécondité et de mortalité des adultes. Cette deuxième hypothèse est explorée dans la deuxième partie du rapport : nous montrons que la prise en compte de ces différences sociales ne permet de pas d'expliquer la différence de niveau d'orphelinage entre les enquêtes et les modèles de simulation. La suite de la recherche visera donc à répondre aux deux autres questions :

- dans quelle mesure les enquêtes sous-estiment l'orphelinage (c'est-à-dire, quelle est la part des situations d'orphelinage qui nous échappent car elles ne sont pas déclarées : soit par volonté de cacher une situation « stigmatisée », soit parce que l'information sur la survie du parent porte sur un autre adulte que le parent de naissance) ?
- quelle est l'ampleur des différences de mortalité entre parents et non-parents, voire entre adultes selon le nombre d'enfants eus, et dans quelle mesure la prise en compte de ces différences modifie les résultats des modèles de simulation ?

1. SIMULATION AVEC PROBABILITÉS CONDITIONNELLES À L'ÂGE UNIQUEMENT

1.1. Description de la méthode

Nous avons simulé l'orphelinage à deux niveaux :

- **Au niveau « macro »** : on estime le nombre d'orphelins à partir de données agrégées de l'État-civil (quotients de mortalité et taux de fécondité par âge).
- **Au niveau « micro »** : on applique aux adultes, au niveau individuel, des probabilités (conditionnelles à l'âge) de donner naissance ou de mourir.

En utilisant les mêmes données de départ (lois de mortalité et de fécondité) les résultats de la microsimulation et de la macrosimulation sont identiques. Le modèle de microsimulation sera développé par la suite pour tester certaines hypothèses, notamment en introduisant une hétérogénéité sociale de la fécondité et de la mortalité (voir partie 2).

Simulation au niveau macro

Le principe général de la macrosimulation est de décomposer une génération d'enfants selon l'âge à la naissance du père (ou de la mère), n , et de calculer dans chaque « sous-génération » la proportion d'orphelins à chaque âge (entre 0 et 24 ans). On applique les quotients de la mortalité générale masculine selon l'âge pour calculer, parmi les enfants d'âge x dont le père âgé de $x+n$ est encore en vie, la proportion d'enfants dont le père meurt dans l'année. On obtient ainsi 43 proportions d'orphelins à l'âge x (proportion d'orphelins parmi les enfants nés d'un père âgé de 18 ans ; de 19 ans ; etc. jusqu'à 60 ans). La proportion d'orphelins dans l'ensemble de la génération correspond à la moyenne de ces 43 proportions, pondérée par la structure des enfants selon l'âge du père à la naissance.

Pour plus de détails sur la méthode de macrosimulation, voir l'annexe 1.

Simulation au niveau micro

On part d'une table décrivant la population de femmes âgées de 15 à 50 ans révolus ou d'hommes âgés de 18 à 60 ans révolus au 1^{er} janvier 2009 (une ligne par individu). On applique d'abord les taux de fécondité par âge de l'année 2009 pour faire naître les enfants, puis on applique aux adultes les quotients de mortalité. Chaque année, jusqu'en 2033 (année où les enfants atteignent leur 24^{ème} anniversaire), chaque adulte est soumis au risque de mourir (fonction de son âge), et s'il survit, vieillit d'une année.

Contrairement au modèle de macrosimulation, la microsimulation comprend une part d'aléatoire : les événements (naissances, décès) se réalisent suivant une loi de probabilité (les taux de fécondité et quotients de mortalité par âge). En réalisant le modèle plusieurs fois de suite, le nombre de naissances observées variera d'une fois sur l'autre autour du nombre de naissances réellement observé en 2009. Cependant, le nombre d'adultes et d'enfants dans le modèle étant très grand (environ 19 millions d'adultes et 792 000 naissances), les proportions d'orphelins par âge sont très stables d'une simulation à l'autre (les variations s'observent à la deuxième décimale).

Le modèle a été réalisé sous l'hypothèse d'une mortalité constante sur toute la période, c'est-à-dire que les probabilités de mourir à chaque âge restent égales aux probabilités observées en 2009.

Limites des modèles

Ces premiers modèles comportent plusieurs limites, que nous essaierons de surmonter par la suite.

D'abord, nous utilisons les données sur la mortalité générale des adultes, mais il est probable que la mortalité des parents, comme la mortalité des personnes mariées, soit plus faible. Une étude portant sur les femmes françaises âgées de 34 à 65 ans en 1982¹ avait montré que la mortalité selon le nombre d'enfants eus suit une courbe en « U » : les femmes sans enfant et les femmes avec beaucoup d'enfants (5 et plus dans l'étude) avaient une mortalité supérieure à l'ensemble des femmes, et les femmes avec deux enfants avaient la mortalité la plus faible (Mejer, 2004). Or, si l'on surestime la mortalité des parents, on surestime également la proportion d'orphelins.

Ensuite, l'hétérogénéité sociale de la mortalité est négligée : tous les individus d'un âge et d'un sexe donné sont soumis au même risque de donner naissance ou de mourir. Il est difficile d'anticiper le sens de l'erreur liée à cette simplification, c'est-à-dire de savoir si cette simplification entraîne une surestimation ou une sous-estimation de l'orphelinage. Le différentiel social d'orphelinage est difficile à estimer *a priori* : les hommes et les femmes qui appartiennent aux groupes sociaux les moins favorisés au plan socioéconomique ont des enfants plus tôt (ils et elles sont donc des parents plutôt jeunes) mais leur mortalité est globalement plus élevée tandis que les hommes et les femmes qui appartiennent aux groupes sociaux les plus favorisés ont leurs enfants plus tard (ils et elles sont donc des parents plutôt âgés) mais leur mortalité est globalement plus faible. De plus, il faut tenir compte de la structure de la génération d'enfants en termes de catégorie sociale du père ou de la mère, qui dépend à la fois de la structure par catégorie sociale de la population d'adultes en âge de procréer en 2009 et de la fécondité de chaque groupe social. Si les catégories sociales qui ont la fécondité la plus forte ont aussi la mortalité la plus forte, l'orphelinage sera sous-estimé, et à l'inverse, si les catégories sociales qui ont la fécondité la plus forte ont la mortalité la plus faible, l'orphelinage sera surestimé.

Enfin, dans le modèle de macrosimulation, les quotients de mortalité sont appliqués seulement aux adultes. Dans le modèle de microsimulation, nous avons d'abord fait survivre tous les enfants, puis nous avons tenu compte de leur mortalité, sans que cela ne change le résultat. En effet, inclure la mortalité des enfants dans le modèle ne change le niveau d'orphelinage que si la mortalité des parents et celles des enfants sont corrélées, c'est-à-dire si les enfants et les jeunes adultes orphelins survivent moins que les autres. Une telle corrélation existe probablement (Li et al., 2014) mais nous n'avons pas de données sur son intensité pour la France. Théoriquement, plus cette corrélation est forte, plus la proportion d'orphelins est surestimée dans notre modèle. Cependant, la mortalité des enfants est si faible que l'impact d'une corrélation, même forte, sur la proportion totale d'orphelins est probablement négligeable.

Proportion totale d'orphelins

L'orphelinage paternel et l'orphelinage maternel sont simulés séparément, en utilisant les données de la fécondité et de la mortalité masculines puis féminines. On peut déduire la proportion totale d'orphelins en posant des hypothèses sur l'intensité de la corrélation entre l'orphelinage paternel et

¹ Le champ est celui des femmes françaises résidant en ménage ordinaire en France métropolitaine. La source utilisée est l'enquête *Famille* de 1982, et la méthode consiste à regarder le niveau de mortalité de ces femmes entre 1982 et 2001 selon le nombre d'enfants eus en 1982. Tous les enfants sont pris en compte : eus ou adoptés, et quelle que soit leur situation au moment de l'enquête (vivants ou décédés, enfants encore jeunes ou devenus adultes, présents ou non dans le foyer parental). Indépendamment du nombre d'enfants eus, avoir un ou des enfant(s) est un facteur favorable en termes de mortalité, tout comme la présence d'un conjoint. Cependant, en croisant les informations sur le statut matrimonial et le fait d'avoir ou non des enfants, cette même étude montre que les femmes seules avec enfants ont une mortalité supérieure à l'ensemble des femmes. Ce résultat suggère que le statut matrimonial a plus d'influence sur la mortalité des femmes que le fait d'être mère ou non.

maternel. Une corrélation nulle signifie qu'il y a autant d'orphelins de père parmi les orphelins de mère que parmi les enfants dont la mère est vivante, et inversement. Une corrélation forte et positive signifie qu'il y a beaucoup plus de chances d'être orphelin de père si la mère est morte que si la mère est vivante². Plus la corrélation est forte, plus la proportion d'orphelins de deux parents est forte et plus proportion totale d'orphelins est faible. D'une manière générale, connaissant la proportion d'orphelins de père (O_p) et la proportion d'orphelins de mère (O_m) à un âge donné, et la corrélation entre les risques de décès du père et de la mère (c), on obtient la proportion totale d'orphelins (O) avec une formule simple :

$$O = O_m + O_p - O_m \times O_p \times c$$

Alain Monnier et Sophie Pennec (2005) avaient mis en évidence une telle corrélation, dont l'intensité dépend de l'âge : elle est très forte pour les jeunes enfants et moins forte pour les jeunes adultes. En effet, lorsqu'un très jeune enfant a perdu ses deux parents, la probabilité pour que les deux décès soient liés à une cause commune est forte, alors que lorsqu'un jeune adulte a perdu ses deux parents, il y a eu plus de temps pour que chaque parent meure séparément, d'une cause différente. Cependant, une corrélation subsiste, ce qui signifie que les décès restent en partie liés : d'une part les parents partageaient des conditions de vie éventuellement responsables d'un plus grand risque de mortalité précoce ; d'autre part le décès du premier parent a pu entraîner une fragilisation du parent survivant, liée au choc de la perte mais aussi à l'absence durable de conjoint, plus défavorable en termes de mortalité que la vie en couple (Thierry, 1999).

TABLEAU 1. Intensité de la corrélation entre la probabilité d'avoir perdu son père et la probabilité d'avoir perdu sa mère, selon l'âge. Source : Monnier, Pennec, 2005 ; tableau 8 page 380. Chiffres calculés à partir de l'enquête Famille de 1999 sur les personnes nées en France entre 1970 et 1974.

Âge	Corrélation
5 ans	58
10 ans	21
15 ans	10
20 ans	5
25 ans	2

1.2. Résultats : courbes de l'orphelinage selon l'âge

Orphelinage dans la génération 2009 sous l'hypothèse de mortalité constante

On teste d'abord un modèle très simple : simulation de l'orphelinage dans la génération d'enfants née en 2009 sous l'hypothèse que la mortalité se maintient au niveau observé en 2009 (graphique 1). Ce modèle est appliqué au niveau macro et au niveau micro. Les résultats au niveau macro et au niveau micro sont quasiment identiques (le contraire signifierait une erreur dans au moins l'un des modèles). D'après les modèles de simulation, si la mortalité des adultes restait pendant 25 ans égale à celle observée l'année 2009, il y aurait 9,5% d'orphelins de père et 3,5% d'orphelins de mère à 24 ans révolus dans la génération 2009.

² Une corrélation négative signifierait qu'il y a beaucoup moins de chances d'être orphelin de père si la mère est morte, et inversement, mais une telle hypothèse est très irréaliste (Monnier et Pennec, 2005 ; Thierry, 1999).

Orphelinage dans les générations 1988 à 2010

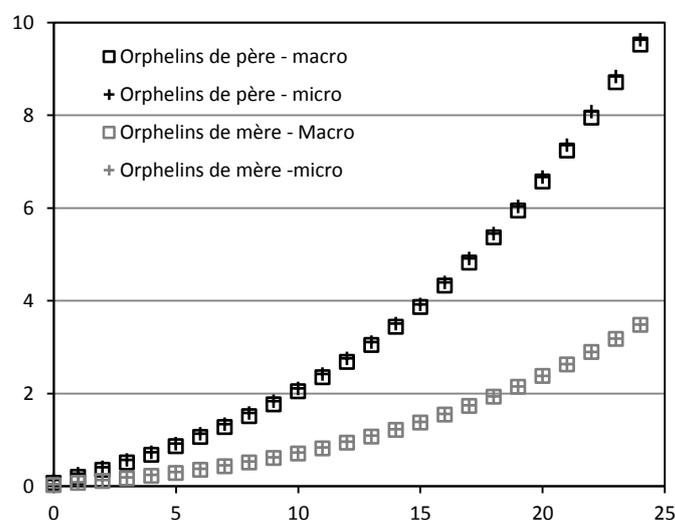
Nous avons simulé l'orphelinage dans les générations récentes (simulation au niveau macro uniquement) en tenant compte de la baisse de la mortalité des adultes et du retard des naissances au fil des années (graphique 2). Les résultats sont très cohérents. On retrouve la forme de la courbe de l'orphelinage selon l'âge qui correspond aux modèles paramétriques (voir le rapport n°2) : l'orphelinage augmente très vite aux âges jeunes et plus lentement ensuite. L'orphelinage diminue régulièrement au fil des générations en raison de la baisse des quotients de mortalité.

Orphelinage au 1^{er} janvier 2015

À partir des proportions d'orphelins par âge dans les générations, on peut reconstituer la courbe de l'orphelinage selon l'âge au 1^{er} janvier 2015 (graphique 3). La génération 2014 est âgée de 0 an révolus au 1^{er} janvier 2015, la génération 2013 est âgée de 1 an révolu, et l'on remonte ainsi jusqu'à la génération 1990 qui est âgée de 24 ans révolus.

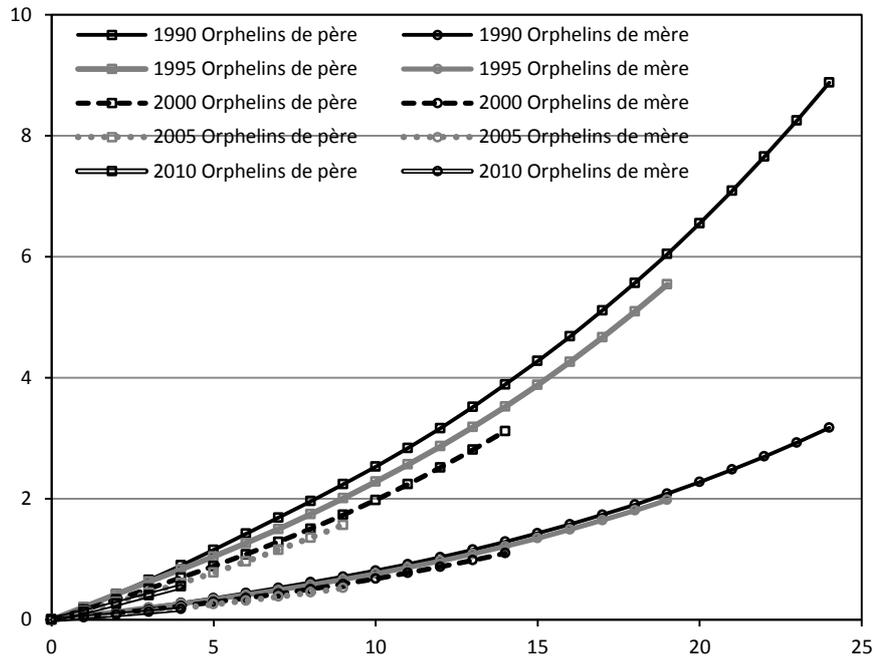
Comme nous l'avons vu précédemment (rapport n°2), la courbe de l'orphelinage selon l'âge à une date donnée (observation transversale) est plus convexe que la courbe dans une génération (observation longitudinale). En effet, à chaque âge correspond à une génération différente : les générations les plus âgées sont plus anciennes et donc ont été soumises à une mortalité parentale plus élevée que les générations les plus récentes (voir annexe 2).

GRAPHIQUE 1. Proportion d'orphelins de père et de mère par âge révolu dans la génération 2009 selon plusieurs modèles de simulation. *Source : données de l'État-civil sur la fécondité et la mortalité en 2009.*

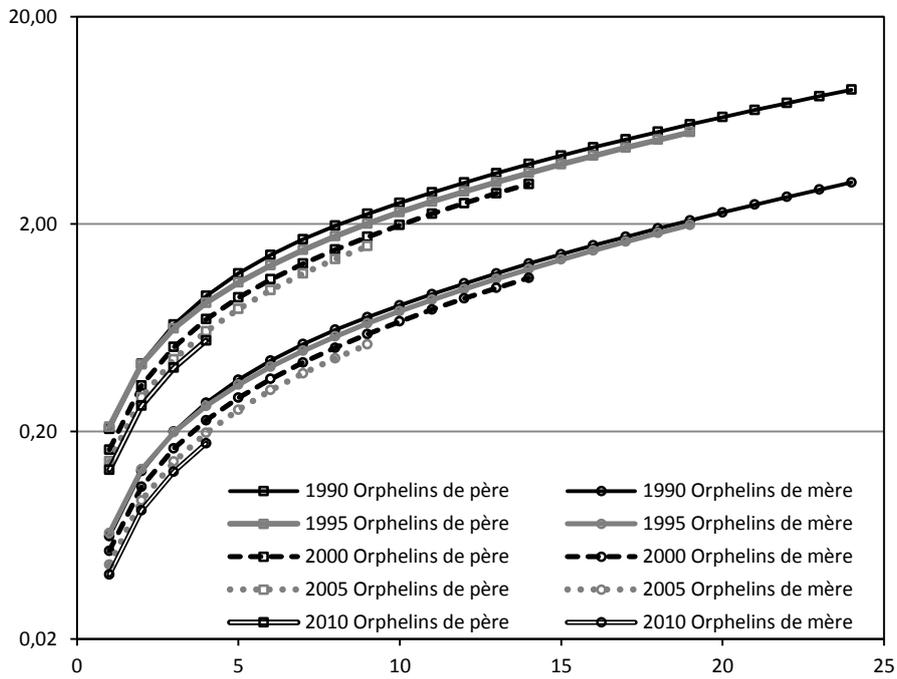


GRAPHIQUE 2. Proportion d'orphelins de père et de mère à âges exacts dans 5 générations (macrosimulation). Source : données de l'État-civil sur la fécondité et la mortalité.

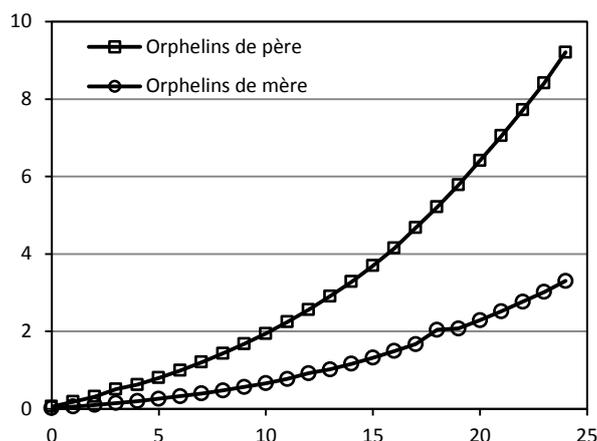
a. Échelle linéaire



b. Échelle logarithmique



GRAPHIQUE 3. Proportion d'orphelins de père et de mère par âge révolu au 1^{er} janvier 2015 (macrosimulation). Source : données de l'État-civil sur la fécondité et la mortalité.



1.3. Comparaison avec les résultats issus de l'observation et discussion

Le tableau 2 donne la proportion d'orphelins par groupes d'âge que l'on observerait à chaque 1^{er} janvier si les quotients de mortalité et les taux de fécondité restaient identiques à ceux observés l'année 2009 (année centrale de la période couverte par le tronc commun des enquêtes auprès des ménages). Ce tableau peut être comparé avec le tableau 3, qui donne les proportions moyennes d'orphelins observées dans le tronc commun des enquêtes auprès des ménages sur la période 2004-2013 (proportions standardisées selon l'âge).

L'orphelinage devrait être au même niveau dans le TCM et dans les simulations avec mortalité constante au niveau de 2009, voire un peu plus élevé dans le TCM puisque les générations les plus anciennes en 2009 ont subi une mortalité parentale plus forte que celle de l'année 2009. Or la simulation donne au contraire un niveau d'orphelinage nettement plus élevé à tous les âges (graphique 4a). Le graphique 4b (échelle logarithmique) montre que l'écart relatif entre proportions observées et proportions simulées est à peu près le même à tous les âges (sauf aux très jeunes âges). Il existe donc un biais (dans les enquêtes ou dans les simulations ou les deux) qui affecte la mesure de l'orphelinage et ce biais est de même ampleur à tous les âges. De plus l'écart relatif est un peu plus important pour l'orphelinage maternel que pour l'orphelinage paternel.

Les tableaux 4 et 5 sont directement comparables et présentent les proportions d'orphelins par groupe d'âge à la même date (1^{er} janvier 2015) estimées selon deux méthodes différentes : prolongement des tendances observées dans les enquêtes en population générale réalisées dans les années 2000 et début des années 2010 (tableau 5, rappel des résultats présentés dans le deuxième rapport) ; calcul de la proportion d'orphelins à partir des données de la fécondité et de la mortalité des adultes (tableau 4, nouveaux résultats).

La comparaison des courbes transversales (1^{er} janvier 2015) conduit aux mêmes conclusions : alors que l'on devrait obtenir des courbes très proches, la simulation donne un niveau d'orphelinage plus élevé que celui observé dans les enquêtes (graphique 5a). L'écart relatif entre la simulation et l'observation à partir du TCM reste constant à tous les âges ; alors que l'écart relatif entre simulation et observation à partir des enquêtes *Famille* est plus important aux âges jeunes qu'aux âges élevés (graphique 5b). En effet, les courbes de l'orphelinage selon l'âge issues du TCM et des enquêtes *Famille* n'ont pas exactement la même forme, notamment pour l'orphelinage paternel : aux âges jeunes, l'orphelinage est plus faible d'après les enquêtes *Famille*, puis il augmente un peu plus vite

avec l'âge. Cela est certainement dû à la différence de définition de l'orphelinage dans les deux types d'enquêtes : dans les enquêtes *Famille*, la question sur la survie du parent porte sur le parent ou l'adulte qui a élevé le répondant, ce qui implique qu'une partie des répondants qui ont perdu un père lorsqu'ils étaient très jeunes et qui ont vu un autre homme assumer le rôle paternel ne vont pas mentionner le décès de leur père de naissance si leur père « de substitution » est encore en vie. Ce schéma ne semble pas vrai pour les mères (dont on reporte plus souvent le décès dans les enquêtes *Famille* que dans le TCM aux âges élevés). La définition de l'orphelinage utilisée dans la simulation (décès du parent de naissance) étant plus proche de celle utilisée dans le TCM (décès du parent sans précision) que de celle utilisée dans les enquêtes *Familles*, on peut considérer que le biais de mesure est de même ampleur à tous les âges. Par ailleurs, on constate à nouveau que la surestimation de l'orphelinage dans les simulations par rapport aux données d'enquêtes est plus importante pour les orphelins de mère que pour les orphelins de père.

Quelle que soit la comparaison effectuée, la simulation donc donne un niveau d'orphelinage nettement supérieur à celui estimé à partir des données d'enquêtes : selon les groupes d'âge, l'écart se situe entre un tiers et la moitié d'orphelins en plus. Trois hypothèses peuvent être formulées pour expliquer ces écarts :

- **Première hypothèse : les enquêtes en population générale sous-estiment l'orphelinage**, c'est-à-dire qu'une certaine proportion des décès parentaux ne sont pas observés dans les enquêtes. Plusieurs arguments supportent cette hypothèse : on peut imaginer qu'une certaine partie des répondants ne déclarent pas le décès de leur parent (ou que certains adultes ne déclarent pas le décès du parent des enfants qui vivent avec eux) ; et il est aussi possible que l'information sur le statut vital du parent donnée dans l'enquête concerne une autre personne que le père ou la mère de naissance, parce qu'un autre adulte a pris le rôle de parent (légalement, dans le cas d'une adoption, ou en pratique, comme dans le cas de la beau-parentalité ou de la prise en charge de l'enfant par un autre adulte : grand-parent, oncle ou tante, parent d'accueil, tuteur, parrain ou marraine, etc).³
- **Deuxième hypothèse : la simulation surestime l'orphelinage**. Là encore, plusieurs arguments supportent cette hypothèse : la mortalité des parents est probablement surestimée, on ne tient pas compte de l'hétérogénéité sociale ni de la corrélation de la mortalité entre parents et enfants (voir les limites des modèles exposées plus haut).
- **Troisième hypothèse : la réalité se trouve entre les deux estimations**.

Quelle estimation est la plus proche de la réalité ? Pour répondre à cette question, il faut évaluer la fiabilité et la précision des différentes sources et modèles. Plusieurs pistes sont envisageables pour « départager » les hypothèses :

- Trouver une mesure, même grossière, de la sous-mortalité des parents par rapport à l'ensemble des adultes. De nombreux travaux ont été réalisés sur la mortalité différentielle des adultes (c'est-à-dire sur les différences de mortalité entre groupes sociaux). Les variables les plus étudiées sont le sexe, la catégorie socioprofessionnelle (et plus récemment le niveau de diplôme) et le statut matrimonial. Les variables relatives aux enfants (nombre d'enfants eus, avoir ou non un ou des enfant(s), voire nombre d'enfants présents dans le ménage) sont beaucoup moins étudiées. En l'absence de mesure de la sous-mortalité des parents, deux

³ Un autre argument pourrait être que la proportion d'orphelins est probablement plus élevée parmi les enfants qui ne vivent pas en ménage ordinaire (qui ne font pas partie du champ des enquêtes). Cependant, la proportion d'enfants qui ne vivent pas en ménage ordinaire étant très faible, ce biais ne peut pas expliquer à lui seul la différence observée entre les deux estimations.

variables partiellement corrélées au statut parental pourraient être prises en compte : le statut conjugal (seul ou en couple) ou le nombre de personnes présent.e.s dans le ménage (évidemment liée à la présence d'un conjoint et d'un ou plusieurs enfants).

- Tenir compte de l'hétérogénéité sociale des comportements démographiques des adultes. Dans la deuxième partie de ce rapport, nous développons des modèles plus « complexes » en attribuant aux individus un groupe social, correspondant à une fécondité et une mortalité différente (naissances à des âges plus jeunes et mortalité globalement plus élevée dans les groupes les moins favorisés au plan socioéconomique et naissances à des âges plus élevés et mortalité globalement plus faible dans les groupes les plus favorisés).
- Utiliser d'autres sources de données pour réaliser des estimations complémentaires. Nous allons notamment exploiter les données de l'échantillon démographique permanent (EDP) et données socio-fiscales. Les résultats issus de ces sources pourraient renforcer les résultats issus soit des enquêtes, soit des simulations. Cependant, il faudra tenir compte des limitations propres à ces nouvelles sources : d'une part les contraintes en termes de champ et de définition de l'orphelinage (que l'on connaît mais qui limitent la comparabilité des sources) et d'autre part les possibles erreurs de mesure (que l'on ne connaît pas *a priori* mais que l'on déduit de la comparaison des sources entre elles).

TABLEAU 2. Proportion d'orphelins dans trois groupes d'âge estimée à partir des modèles de simulation (génération 2009, sous l'hypothèse de mortalité constante). Source : État-civil, 2009.

	Macrosimulation		Microsimulation	
	Orphelins de père	Orphelins de mère	Orphelins de père	Orphelins de mère
0-17	1,9	0,7	2,0	0,7
18-24	7,3	2,7	7,4	2,7
0-24	3,4	1,2	3,5	1,2

TABLEAU 3. Proportions d'orphelins dans trois groupes d'âge observées dans les enquêtes en population générale. Source : Tronc commun des enquêtes auprès des ménages réalisées par l'Insee entre 2004 et 2013 (TCM).

	Orphelins de père	Orphelins de mère
0-17	1,4	0,5
18-24	5,2	1,8
0-24	2,4	0,9

GRAPHIQUE 4. Comparaison des courbes de l'orphelinage selon l'âge en 2009 issues de l'observation et de la simulation. Sources : TCM des enquêtes réalisées entre 2004 et 2013 (année centrale : 2009) ; État-civil et recensement (fécondité et mortalité de l'année 2009 appliquées à la population d'adultes au 1^{er} janvier 2009).

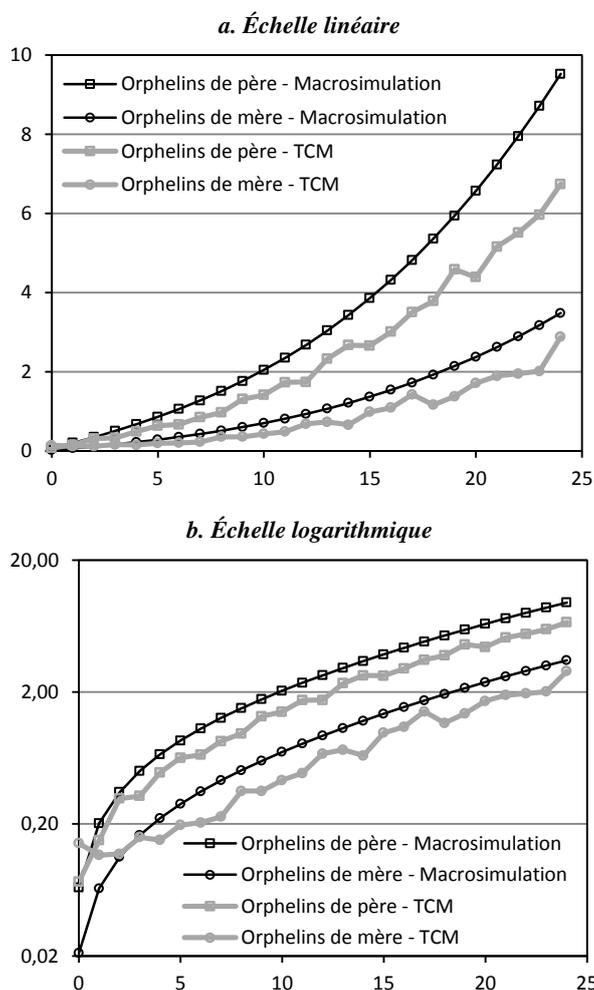


TABLEAU 4. Proportions d'orphelins dans trois groupes d'âge au 1^{er} janvier 2015 estimées à partir de modèles de microsimulation. *Source : État-civil*

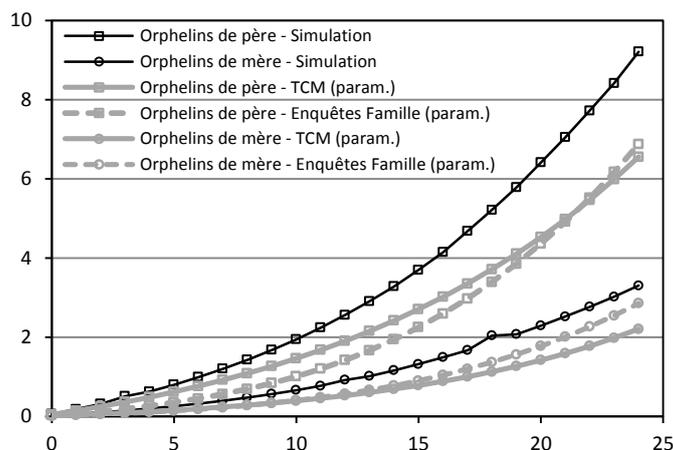
	Orphelins de père	Orphelins de mère
0-17	1,8	0,6
18-24	7,1	2,6
0-24	3,3	1,2

TABLEAU 5. Proportions d'orphelins dans trois groupes d'âge au 1^{er} janvier 2015 estimées à partir des enquêtes en population générale. *Source : Tronc commun des enquêtes auprès des ménages réalisées par l'Insee entre 2004 et 2013 ; Enquêtes Famille de 1999 et 2011*

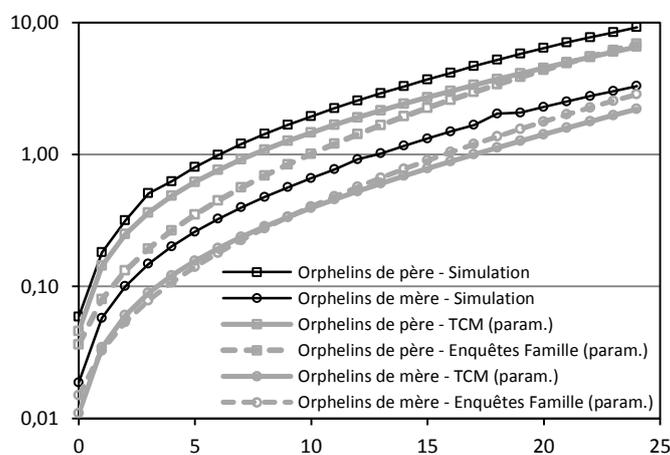
	Orphelins de père	Orphelins de mère
0-17	1,0 - 1,4	0,4 - 0,5
18-24	5,0 - 5,2	1,6 - 2,1
0-24	2,1 - 2,4	0,7 - 0,9

GRAPHIQUE 5. Comparaison des courbes de l'orphelinage selon l'âge au 1^{er} janvier 2015 issues de l'observation et de la simulation. *Source : Données de l'État-civil ; Tronc commun des enquêtes auprès des ménages réalisées par l'Insee entre 2004 et 2013 ; Enquêtes Famille de 1999 et 2011.*

a. Échelle linéaire



b. Echelle logarithmique



2. SIMULATION AVEC PROBABILITÉS CONDITIONNELLES À L'ÂGE ET AU GROUPE SOCIAL

2.1. Questions

Dans les modèles de simulation présentés dans la première partie, nous avons étudié chaque sexe séparément mais nous avons considéré chaque sexe comme un groupe homogène du point de vue de la fécondité et de la mortalité, c'est-à-dire que tous les hommes ou toutes les femmes sont soumis.es aux mêmes quotients de mortalité et aux même taux de fécondité par âge. En réalité, la population est composée de différents groupes sociaux dont les comportements de mortalité et de fécondité sont différents.

Il existe de nombreux marqueurs d'appartenance à un groupe social (en plus du sexe), par exemple :

- le statut conjugal (en couple ou non) ou matrimonial (célibataire/marié.e/divorcé.e./veuf ou veuve)
- la position sociale (c'est-à-dire la place dans le système de production et de consommation, associée à une plus ou moins grande reconnaissance sociale, qui peut être appréhendée notamment à travers le niveau de diplôme, le niveau de salaire, ou la catégorie socioprofessionnelle)
- le lieu d'habitation (qui peut être caractérisé entre autres par la localisation sur le territoire : département ou région ; par le type d'habitat : urbain, péri-urbain ou rural ; par le nombre d'habitants de la commune)
- l'origine géographique (lieu de naissance ou lieu de naissance des parents) ou la nationalité
- le nombre d'enfants eus
- le nombre de personnes présentes dans le foyer (liée au statut matrimonial et au nombre d'enfants).

La microsimulation permet théoriquement de décomposer la population en autant de groupes sociaux que l'on souhaite. Il est difficile de connaître précisément la mortalité et la fécondité par âge de chaque sous-groupe issu du croisement des différentes variables (par exemple, les femmes cadres célibataires, nées en France, habitant dans une grande ville). Il serait par contre possible d'émettre des hypothèses sur la surmortalité ou la sous-mortalité associée à une caractéristique donnée en s'appuyant sur les études déjà réalisées (par exemple, une mortalité inférieure de 20% à chaque âge pour les personnes mariées par rapport à la mortalité de l'ensemble de la population).

Nous avons réalisé ici des modèles théoriques à partir de données fictives : une population d'hommes divisée en deux groupes d'égal effectif, chaque groupe étant soumis à une mortalité et une fécondité différentes. Nous avons testé plusieurs hypothèses concernant la mortalité et la fécondité de chaque groupe (association entre une mortalité forte ou faible et une fécondité forte ou faible, et précoce ou tardive).

Les modèles que nous avons réalisés visent à répondre à deux questions. La première est de savoir comment le différentiel social de mortalité se répercute sur le différentiel social d'orphelinage. En effet, il n'y a pas de correspondance exacte entre les différences de mortalité observées dans la population adulte et les différences d'orphelinage observées au niveau des enfants, car le calendrier de la fécondité peut accentuer ou au contraire modérer les effets de la mortalité différentielle : les enfants issus des groupes sociaux qui ont la fécondité la plus précoce sont en moyenne plus protégés vis-à-vis de l'orphelinage que les enfants issus des groupes sociaux qui ont une fécondité plus tardive. L'effet du calendrier de la fécondité peut lui-même être modulé par la structure par âge de chaque groupe (par

exemple, si la fécondité d'un groupe est précoce mais que le groupe est plutôt âgé, les naissances observées seront un peu plus tardives que la fécondité théorique).

La seconde question est de savoir quel est l'impact du différentiel social d'orphelinage sur la proportion d'orphelins dans l'ensemble de la population. Prenons deux groupes sociaux dont l'un est soumis à une moindre mortalité et dont la fécondité est plus précoce, et l'autre est soumis à une mortalité plus importante et dont la fécondité est plus tardive. Les effets cumulés des différences de mortalité et de structure par âge de la fécondité vont jouer dans le sens d'un différentiel social d'orphelinage important. Mais si ces deux groupes sociaux ont en moyenne le même nombre d'enfants, négliger l'origine sociale n'entraîne pas d'erreur lorsque l'on estime l'orphelinage parmi l'ensemble des enfants. Par contre, si le premier groupe (mortalité faible) a plus d'enfants que le second groupe, la proportion d'enfants soumis à un moindre risque d'orphelinage sera plus importante que la proportion d'adultes soumis à un moindre risque de mortalité, et l'orphelinage sera surestimé si on l'estime sans tenir compte de l'origine sociale des enfants.

2.2. Données et méthode

On simule l'orphelinage paternel dans la génération 2009. On part d'une population d'hommes âgés de 15 à 60 ans à laquelle on applique les taux de fécondité. Ensuite, chaque année entre 2009 et 2033 (année où les enfants atteignent leur 24^{ème} anniversaire), les hommes sont soumis au risque de mourir correspondant à leur âge et leur groupe social, et s'ils survivent, vieillissent d'une année. Les risques de mortalité par âge sont constants (pas de baisse de la mortalité dans le temps). Tous les enfants survivent jusqu'à leur 24^{ème} anniversaire.

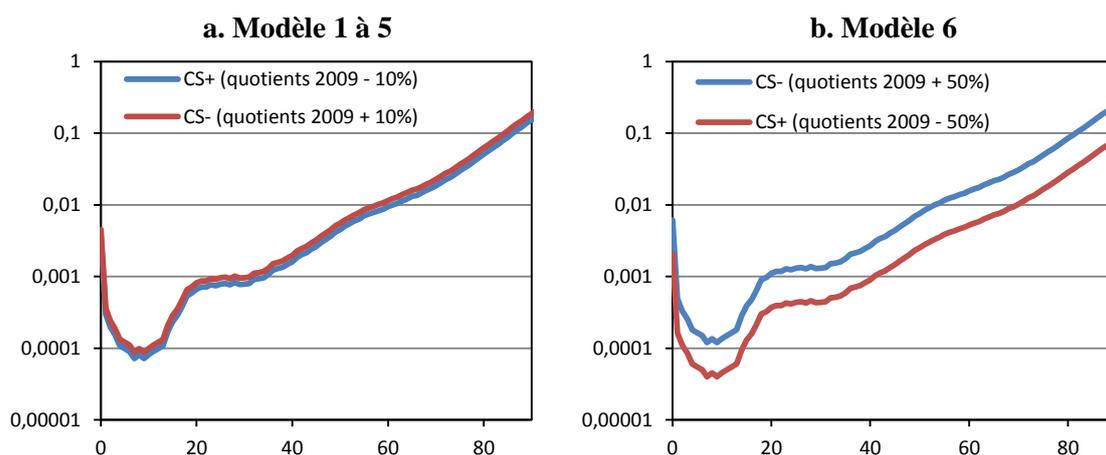
Dans chaque modèle, les données d'entrée sont les suivantes :

- Une population théorique d'hommes : 400 000 hommes à chaque âge entre 15 et 60 ans, avec deux groupes sociaux (CS- et CS+) de poids égal.
- Deux lois de mortalité :
 - o Forte vs. faible : par rapport aux quotients de mortalité de l'ensemble de la population masculine en 2009, on augmente les risques par âge de 10% pour la mortalité forte, et on diminue les risques de 10% pour la mortalité faible.
 - o Très forte vs. très faible : plus ou moins 50% par rapport aux quotients de la mortalité générale.
- Deux lois de fécondité (sauf dans le modèle 1) :
 - o Forte vs. faible : taux de fécondité générale augmentés (vs. diminués) de 10% (calendrier inchangé).
 - o Tardive vs. précoce : par rapport aux taux de fécondité de l'ensemble de la population masculine en 2009, la fécondité est décalée d'un an vers les âges élevés (vs. vers les âges jeunes) (niveau inchangé).
 - o Tardive et faible vs. précoce et forte: taux de fécondité générale décalés d'un an vers les âges élevés et diminués de 10% (vs. décalés d'un an vers les âges jeunes et augmentés de 10%)
 - o Tardive et très faible vs. précoce et très forte : taux de fécondité générale décalés d'un an vers les âges élevés et diminués de 50% (vs. décalés d'un an vers les âges jeunes et augmentés de 50%).

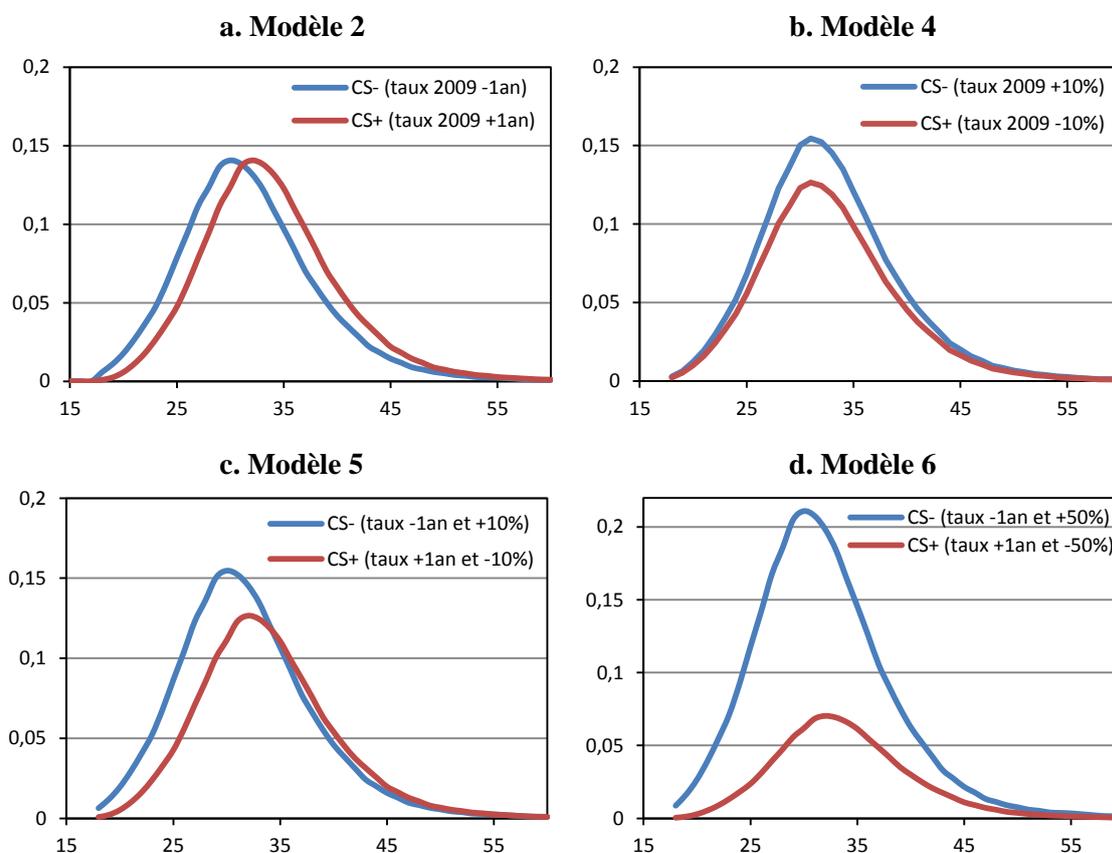
TABLEAU 6. Hypothèses concernant la mortalité et la fécondité de deux groupes sociaux dans chaque modèle de microsimulation. Note : mortalité faible = mortalité générale - 10% ; forte = +10% ; très faible = - 50% ; très forte = +50%. Idem pour la fécondité. Fécondité précoce = taux de fécondité générale décalés d'un an vers les âges jeunes ; fécondité tardive = taux de fécondité générale décalés d'un an vers les âges élevés.

Modèle	Groupe social	Mortalité	Niveau de la fécondité	Calendrier de la fécondité	Résultat attendu
Réf	-	Mortalité générale Insee 2009	Fécondité générale Insee 2009	Fécondité générale Insee 2009	
1	CS+	Faible	Insee 2009	Insee 2009	Différences sociales d'orphelinage importantes mais pas d'impact sur la proportion totale d'orphelins.
	CS-	Forte	Insee 2009	Insee 2009	
2	CS+	Faible	Insee 2009	Tardive	Différences de mortalité faiblement compensées par les différences de structure par âge de la fécondité ; même proportion totale d'orphelins que dans le modèle de référence.
	CS-	Forte	Insee 2009	Précoce	
3	CS+	Faible	Insee 2009	Précoce	Différences sociales d'orphelinage très marquées ; proportion totale d'orphelins inchangée par rapport au modèle de référence.
	CS-	Forte	Insee 2009	Tardive	
4	CS+	Faible	Faible	Insee 2009	Même différences sociales d'orphelinage que dans le modèle 1 ; proportion totale d'orphelins plus forte que dans le modèle de référence.
	CS-	Forte	Forte	Insee 2009	
5	CS+	Faible	Faible	Tardive	Mêmes différences sociales d'orphelinage que dans le modèle 2 ; proportion totale d'orphelins plus forte que dans le modèle de référence
	CS-	Forte	Fort	Précoce	
6	CS+	Très faible	Très faible	Tardive	Idem modèle 2, avec une différence sociale d'orphelinage plus marquée et une proportion totale d'orphelins encore plus forte.
	CS-	Très forte	Très forte	Précoce	

GRAPHIQUE 6. Quotients de mortalité par âge et groupe social utilisés pour les modèles de microsimulation. Source : Insee, Etat-civil, Année 2009.



GRAPHIQUE 7. Taux de fécondité par âge et groupe social utilisés pour les modèles de microsimulation. Source : Insee, Etat-civil, Année 2009. Note : le modèle 1 utilise une seule loi de fécondité (fécondité générale de l'année 2009) et le modèle 3 utilise des mêmes lois de fécondité que le modèle 2 en inversant (fécondité précoce pour les pères CS+ et fécondité tardive pour les pères CS-).



2.3. Résultats

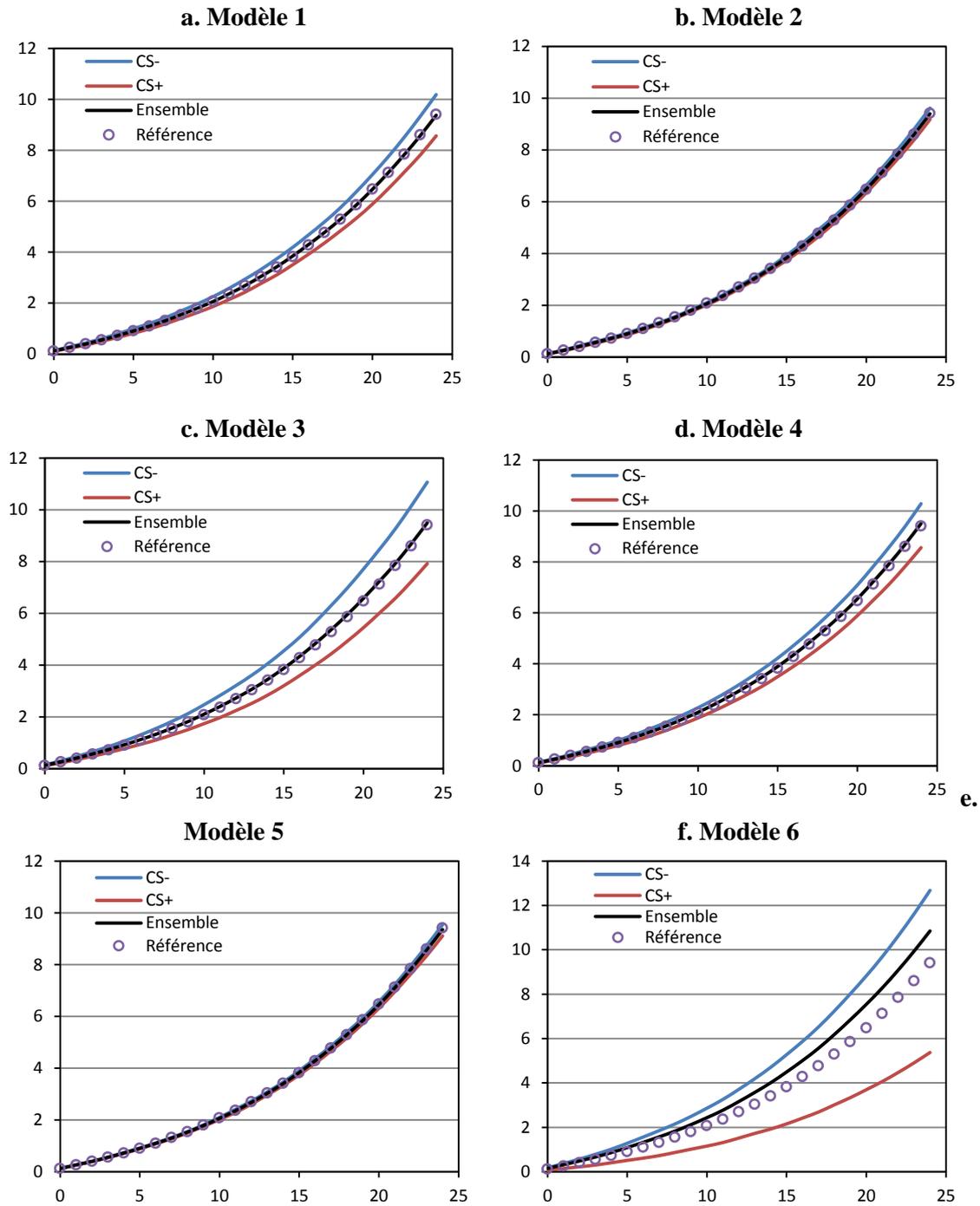
Une différence de 22% dans les quotients de mortalité par âge conduit à un différentiel social d'orphelinage relativement faible : à 24 ans, près de 8,6% des enfants nés d'un père CS+ et 10,3% des enfants nés d'un père CS- sont orphelins de père (modèle 1). Un décalage de deux ans dans la structure par âge de la fécondité (les enfants nés d'un père CS- ont un père plus jeune que les enfants nés d'un père CS+) compense presque entièrement les différences de mortalité : à 24 ans, la proportion d'orphelins de père est quasiment identique dans les deux groupes (modèle 2). À l'inverse, un décalage de deux ans de la structure des taux de fécondité en faveur des enfants nés d'un père CS+ (les enfants nés d'un père CS+ ont un père plus jeune que les enfants nés d'un père CS-) accentue nettement le différentiel social d'orphelinage : à 24 ans révolus, 8% des enfants d'un père CS+ sont orphelins contre 11% des enfants d'un père CS-, soit environ 50% d'orphelins en plus parmi les enfants de père CS- (modèle 3). Il semble donc que le décalage du calendrier de la fécondité d'un groupe social à l'autre ait un impact non négligeable sur l'ampleur du différentiel social d'orphelinage, en compensant ou au contraire en accentuant l'effet des différences de mortalité. Le modèle 2 est le plus réaliste puisque les groupes sociaux socialement et économiquement défavorisés ont une mortalité plus élevée associée à une fécondité plus précoce. Dans ces modèles, le niveau de la fécondité est le même pour les deux groupes : la prise en compte du différentiel d'orphelinage ne change donc pas la proportion totale d'orphelins.

Dans les modèles suivants (modèles 4, 5 et 6), on attribue aux pères CS- une fécondité plus forte que celle des pères CS+. Dans les modèles 4 et 5, les enfants naissent un peu plus souvent d'un père CS- : précisément, ils naissent 1,2 fois plus souvent d'un père CS-, soit 55% de naissances d'un père CS-. Puisque les enfants nés d'un père CS- sont un peu plus souvent orphelins, la proportion totale d'orphelins devrait être un peu plus forte. Cependant, dans le modèle 4 (même calendrier de la fécondité dans les deux groupes), le différentiel social d'orphelinage est faible ; et dans le modèle 5 (mortalité forte associée à une fécondité précoce) ce différentiel est presque inexistant. La surreprésentation des enfants CS- par rapport aux enfants CS+ est également faible. Finalement, la proportion totale d'orphelins reste pratiquement inchangée par rapport au modèle de référence. Pour avoir une hausse significative de la proportion d'orphelins, il faudrait soit accentuer les différences de mortalité entre les deux groupes de pères, soit accentuer la corrélation entre surmortalité et surfécondité. En prenant des hypothèses extrêmes (modèle 5 : mortalité et fécondité trois fois plus fortes pour les pères CS- que pour les pères CS+), on obtient un différentiel social d'orphelinage très important (5% d'orphelins à 24 ans révolus parmi les enfants nés d'un père CS- versus 13% parmi les enfants nés d'un père CS+) et une hausse de la proportion totale d'orphelins. Mais cette hausse reste modérée : 10,8% d'orphelins à 24 ans révolus (versus 9,4% si l'on ne tient pas compte des différences sociales), soit 15% d'orphelins en plus.

TABLEAU 7. Proportions d'orphelins tous âges confondus. Source : modèle de microsimulation à partir des données de l'Insee (Etat-civil 2009). Note : les proportions sont standardisées selon l'âge.

	Proportion d'orphelins parmi les 0-24 ans	Écart par rapport au modèle de référence
Référence	3,4	-
Modèle 1	3,4	0%
Modèle 2	3,5	+ 1%
Modèle 3	3,4	0%
Modèle 4	3,5	+ 1%
Modèle 5	3,4	0%
Modèle 6	4,0	+ 17%

GRAPHIQUE 8. Proportions d'orphelins par âge révolu selon la catégorie sociale du père. Source : modèle de microsimulation à partir des données de l'Insee (Etat-civil 2009).



CONCLUSION

Un des objectifs de la recherche en cours est d'estimer le nombre d'orphelins en France dans les années récentes en confrontant les résultats issus de l'exploitation de plusieurs sources. Dans le second rapport, nous avons présenté les résultats issus de l'exploitation des enquêtes en population générale. Ce quatrième rapport se concentre sur la simulation de l'orphelinage à partir des données de l'État-civil sur la fécondité et la mortalité des adultes. On constate une incohérence entre les deux résultats : le niveau d'orphelinage est nettement plus élevé d'après les modèles de simulation. Plusieurs hypothèses peuvent être avancées pour expliquer cette divergence.

L'une de ces hypothèses est explorée dans la deuxième partie du rapport : la possible surestimation de l'orphelinage dans les modèles de microsimulation, liée à l'absence de prise en compte des différences sociales de mortalité et de fécondité des adultes. Plusieurs modèles « fictifs » ont été réalisés pour évaluer la sensibilité de l'estimation aux hypothèses sur les différences sociales de mortalité et sur la corrélation entre mortalité et fécondité dans les groupes sociaux. Les résultats montrent que des hypothèses très fortes sur les différences sociales de mortalité et de fécondité (deux groupes sociaux dont l'un a une fécondité et une mortalité trois fois supérieures à l'autre) conduit à un niveau total d'orphelinage légèrement supérieur au niveau estimé dans le modèle de référence (sans prise en compte des différences sociales). Cet écart absolu, de l'ordre de 15% d'orphelins en plus, est trop faible pour que l'hypothèse des différences sociales suffise à expliquer les différences observées entre les estimations à partir de l'observation et les estimations à partir de la simulation, qui est de l'ordre de 50%. De plus, cet écart ne va pas dans le bon sens puisqu'il s'agit d'une hausse de l'orphelinage, alors que nous cherchons à expliquer pourquoi le niveau d'orphelinage simulé (en l'absence de différences sociales) est plus haut que le niveau observé dans les enquêtes. Pour que la prise en compte des différences sociales conduise à une baisse significative de l'orphelinage, il faudrait que la fécondité soit plus beaucoup faible dans les groupes où la mortalité est forte et/ou que le décalage des calendriers de fécondité soit suffisamment important pour avoir plus d'impact sur les différences d'orphelinage que la mortalité différentielle (soit, pour une surmortalité de 20%, une fécondité plus précoce de quatre ans voire six ans), ce qui ne correspond pas à la réalité.

Nous développerons encore les modèles de microsimulation afin de tester de nouvelles hypothèses :

- Corrélation entre mortalité des adultes et mortalité des enfants (on pourrait attribuer une probabilité de mourir un peu plus forte aux les enfants dont le parent est décédé).
- Corrélation entre mortalité et présence d'enfants, voire nombre d'enfants.

BIBLIOGRAPHIE

FLAMMANT Cécile, **PENNEC** Sophie, **TOULEMON** Laurent, 2015, « Estimation de l'orphelinage précoce à partir d'enquêtes en population générale », Rapport pour la Fondation d'entreprise Ocirp, 2, Institut national d'études démographiques.

LI Jiong, **VESTERGAARD** Mogens, **CNATTINGIUS** Sven, **GISSLER** Mika, **BECH** Bodil Hammer, **OBEL** Carsten, **OLSEN** Jorn, 2014, « Mortality after parental death in childhood: a nationwide cohort study from three nordic countries », *PLOS Medicine*, 11(7).

MEJER Lene, 2004, « Differential mortality in France », *Série des Documents de travail de l'Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques*, F0401, p. 133.

MONNIER Alain, **PENNEC** Sophie, 2005, « Orphelins et orphelinage », in *Histoires de familles, histoires familiales : les résultats de l'enquête Famille de 1999*, Ined, Cahiers, p. 367-385.

THIERRY Xavier, 1999, « Risques de mortalité et de surmortalité au cours des dix premières années de veuvage », *Population*, 54(2), p. 177-204.

ANNEXES

Annexe 1. Simulation au niveau macro : détail de la méthode

Nous avons simulé l'orphelinage paternel et l'orphelinage maternel, dans les générations 1988 à 2014.

Prenons ici la génération 2009 (environ 792 000 naissances) pour laquelle on regarde la survie des pères. On décompose la génération selon l'âge du père à la naissance : par exemple, 5,6% de ces enfants sont nés d'un père âgé de 28 ans révolus au 1^{er} janvier 2009, c'est-à-dire qui atteindra son 29^{ème} anniversaire en 2009 (losange rouge sur la figure 1). En moyenne, ces enfants sont nés au 30 juin 2009 d'un père âgé de 28 ans exacts (point rouge au milieu du losange).

On connaît les quotients de mortalité des hommes par âge révolu une année donnée (c'est-à-dire qu'on connaît le risque pour les hommes de décéder dans chaque carré). On suppose que les quotients de mortalité des pères sont les mêmes que ceux de l'ensemble des hommes. La probabilité pour les enfants de perdre leur père entre la naissance et le 1^{er} janvier 2009 (génération âgée de 0 an révolus) correspond au risque pour les pères de mourir à l'âge de 28 ans révolus en 2009, et ce risque est encouru sur une demi-année puisque les enfants naissent en moyenne au milieu de l'année. La proportion d'orphelins à 0 an révolus $O(0)$ est donc égale à la moitié du quotient de mortalité masculine à 28 ans.

On calcule ensuite la proportion d'orphelins dans la génération à chaque âge révolu jusqu'à 24 ans. Entre 0 et 1 an révolu, les enfants sont soumis en moyenne durant six mois au risque de mortalité des pères âgés de 28 ans révolus et durant six mois au risque de mortalité des pères âgés de 29 ans révolus⁴. On applique donc la moyenne de ces deux quotients de mortalité aux enfants qui n'étaient pas orphelins à 0 an révolus. Plus précisément, on applique la probabilité que le père survive un an de plus (complément de la probabilité que le père meurt) aux enfants dont le père est toujours en vie à l'âge $x-1$. On obtient la proportion d'enfants qui ne sont pas orphelins à l'âge x , dont on déduit directement la proportion d'orphelins (complément à l'unité). Pour un âge de l'enfant x , on a⁵ :

$$O_x = 1 - (1 - O_{x-1})(1 - 0,5(q_{x+27} + q_{x+28}))$$

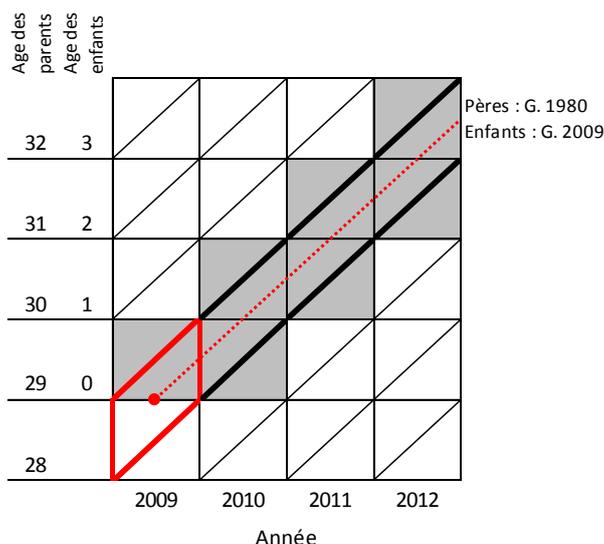
Où O la proportion d'orphelins et q le quotient de mortalité des hommes.

En faisant de même pour tous les âges des pères à la naissance (de 18 à 60 ans) on obtient 43 proportions d'orphelins à 24 ans révolus. La proportion d'orphelins dans l'ensemble de la génération correspond à la moyenne de ces 43 proportions, pondérée par la structure des enfants selon l'âge du père à la naissance.

⁴ On reconstruit une table de mortalité perspective, c'est-à-dire que l'on calcule les risques de mourir par l'âge atteint dans l'année à partir des risques par âge révolu.

⁵ La formule suivante est équivalente : $O_x = O_{x-1} + 0,5(q_{x+27} + q_{x+28}) - O_{x-1} \times 0,5(q_{x+27} + q_{x+28})$. Elle formalise l'idée qu'être orphelin à l'âge x , c'est être déjà orphelin à l'âge $x-1$ (O_{x-1}) ou bien devenir orphelin entre l'âge $x-1$ et l'âge x (moyenne de q_{x+27} et q_{x+28}). Lorsque 2 événements A et B sont indépendants, la probabilité p de vivre l'un ou l'autre est : $p(A \text{ ou } B) = p(A) + p(B) - P(A \text{ et } B)$ avec $P(A \text{ et } B) = p(A) \cdot p(B)$. Bien qu'il soit en réalité impossible d'être déjà orphelin de père et de devenir à nouveau orphelin du même père, on considère que ces deux événements sont théoriquement indépendants car les pères qui sont déjà décédés à l'âge $x+27$ auraient eu la même chance de décéder entre les âges $x+27$ et $x+28$ s'ils avaient survécu que les pères qui ont effectivement survécu jusqu'à l'âge $x+27$.

FIGURE A1. Diagramme de Lexis : enfants nés en 2009 d'un père âgé de 28 ans au 1^{er} janvier (né en 1980)



Ce raisonnement est basé sur deux hypothèses simplificatrices : (1) les décès et les naissances sont réparti.e.s de façon homogène sur toute l'année d'âge (c'est-à-dire qu'il y a autant de décès dans les parties inférieure et supérieure de chaque carré, et autant de naissances dans les parties inférieure et supérieure du losange) ; et (2) tous les enfants sont nés au 30 juin 2009 d'un père âgé exactement de l'âge considéré (28 ans dans l'exemple précédent). La seconde hypothèse conduit à négliger l'hétérogénéité des enfants en termes d'âge du père à la naissance parmi les enfants nés des pères appartenant à la même génération, et donc à considérer que tous les enfants subissent pendant une demi-année la mortalité des pères à 28 ans révolus. Si les décès paternels étaient répartis de façon homogène à chaque âge révolu, cela conduirait à surestimer légèrement l'orphelinage (puisque une partie des enfants subit en fait durant une partie de la demi-année la mortalité de pères de 27 ans révolus, qui est inférieure à la mortalité des pères de 28 ans révolus). En réalité, les décès ne sont pas homogènes à l'intérieur des carrés, puisque la mortalité augmente de façon exponentielle avec l'âge. Les enfants qui sont nés d'un père plus âgé que l'âge moyen à la naissance sont soumis à une surmortalité parentale plus importante que la sous-mortalité parentale à laquelle sont soumis les enfants nés d'un père plus jeune. L'orphelinage serait donc plutôt sous-estimé. Cependant, les naissances ne sont pas non plus homogènes à l'intérieur du losange (en deçà de l'âge modal, la fécondité augmente avec l'âge, puis au-delà de l'âge modal, la fécondité diminue), ce qui conduit à la fois à une légère sous-estimation de l'âge moyen des pères à la naissance (28 ans exacts) mais aussi à une réduction de la sous-estimation de l'hétérogénéité des enfants en termes d'âge du père à la naissance (en effet, plus les naissances sont homogènes dans le losange plus l'hétérogénéité en termes d'âge du père est importante, et inversement, plus les naissances sont concentrées plus les enfants sont proches en termes d'âge du père).

Annexe 2. Comparaison des deux modèles de macrosimulation

Nous avons réalisé deux modèles de macrosimulation : un modèle très simple dans lequel nous avons simulé l'orphelinage dans la génération 2009 sous l'hypothèse que la mortalité est constante (égale à celle de 2009) et un modèle « complet » dans lequel nous avons simulé l'orphelinage dans les générations 1990 à 2014 en tenant compte de la baisse de la mortalité au fil du temps puis reconstitué la courbe de l'orphelinage au 1^{er} janvier 2015. Les deux modèles donnent une courbe de forme identique. Dans le premier modèle, à mortalité constante, la forme de la courbe de l'orphelinage selon l'âge est la même qu'on l'observe dans une génération ou à une date donnée, puisque toutes les générations grandissent dans les mêmes conditions de mortalité parentale. Dans le second modèle, les générations les plus anciennes grandissent dans des conditions de mortalité parentale plus défavorables que les générations les plus récentes : la courbe de l'orphelinage selon l'âge à une date donnée est donc plus convexe que la courbe dans une génération. Mais d'un autre côté, la courbe de l'orphelinage dans une génération donnée est moins convexe lorsque l'on tient compte de la baisse de la mortalité dans le temps, puisque la mortalité adulte diminue au fur et à mesure que la génération grandit. Dans le modèle « complet », la génération 2009 est donc soumise à des conditions de mortalité parentale de plus en plus favorables lorsqu'elle avance en âge, ce qui n'est pas le cas dans le premier modèle où la mortalité reste constante.

FIGURE A2. Comparaison des courbes de l'orphelinage selon l'âge d'après deux modèles de macrosimulation. Source : État-civil. Note : l'axe des ordonnées est en échelle logarithmique.

