

Chapitre 4. D'une génération à l'autre : la mobilité socioéconomique

Le présent chapitre porte sur la mobilité professionnelle et économique intergénérationnelle. Il s'intéresse en premier lieu à la corrélation du statut professionnel entre les générations et donne un aperçu de son évolution chronologique. Sont ensuite présentées les estimations de mobilité des revenus d'activité entre pères et fils pour plusieurs pays de l'OCDE et économies émergentes, complétées par quelques résultats concernant la mobilité intergénérationnelle des filles. Le chapitre décompose ensuite la persistance des revenus d'activité en deux éléments : le niveau d'éducation et la profession. Après s'être concentré sur les revenus d'activité individuels, il examine la mobilité sociale intergénérationnelle sous l'angle du revenu des ménages. Enfin, il soulève la question de la transmission des revenus d'activité et du patrimoine à différents points de l'échelle de distribution.

Les données statistiques concernant Israël sont fournies par et sous la responsabilité des autorités israéliennes compétentes. L'utilisation de ces données par l'OCDE est sans préjudice du statut des hauteurs du Golan, de Jérusalem Est et des colonies de peuplement israéliennes en Cisjordanie aux termes du droit international.

Introduction

Motivées par des considérations liées à l'égalité des chances, plusieurs études ont cherché à savoir dans quelle mesure le devenir économique d'un homme ou d'une femme est indépendant de la situation socioéconomique de sa famille. Une relation forte entre les situations socioéconomiques (classe sociale, statut professionnel, revenus d'activité individuels ou ressources familiales) s'accompagne d'un degré de mobilité inférieur. L'intérêt pour l'étude de la mobilité par la relation statistique entre les ressources ou les revenus d'activité des différentes générations est relativement récent puisque les plus anciennes études empiriques remontent aux années 90 et à l'apparition de nouvelles données longitudinales (voir le chapitre 2). La mobilité est plus traditionnellement mesurée par les liens entre les classes sociales, généralement exprimés par le statut professionnel des pères et des fils.

Le présent chapitre porte sur la mobilité intergénérationnelle en termes de classe sociale (d'après le statut professionnel) et de revenus d'activité. La question de savoir si le rang social d'un individu est acquis au mérite ou s'il est plus souvent hérité fait l'objet de nombreuses études empiriques en sociologie. Si l'analyse de la mobilité de classe présente maints avantages au regard des données nécessaires, les comparaisons internationales continuent d'être compliquées par des différences de codification des professions selon les pays ou les périodes considérées. En même temps, les restrictions sur les données sont moins draconiennes ; il est en effet plus facile d'obtenir des informations rétrospectives sur la profession du père que sur ses revenus d'activité ou ses ressources. La profession peut donner une indication de la position d'un individu dans le système économique de production et organiser la population en classes sociales¹.

Au sujet des classes sociales, les textes sociologiques ont souvent décrit les États-Unis dans l'optique de l'« exceptionnalisme américain », selon lequel, aux États-Unis, 1) un enfant peut plus facilement choisir une profession et une carrière différentes de celles de ses parents et 2) la structure des classes sociales est moins rigide que dans d'autres pays. Cette théorie s'inscrit en contradiction avec les conclusions ultérieures sur les corrélations des revenus d'activité, qui épinglaient l'absence relative de mobilité aux États-Unis par rapport, par exemple, aux pays nordiques (une conclusion proche de celle tirée au sujet de la mobilité intergénérationnelle au chapitre 2). Ont également fait débat au Royaume-Uni les divergences entre les conclusions des textes de sociologie mettant en valeur la stabilité de la mobilité intergénérationnelle et les résultats sur le plan des revenus d'activité entre les générations qui, pour leur part, laissaient entrevoir une tendance décroissante (Blanden, 2013). Bien qu'interdépendantes – le prestige des professions est en partie exprimé en termes de revenus d'activité – la mobilité sociale et la mobilité des revenus d'activité ne doivent pas nécessairement aboutir aux mêmes résultats et conclusions pour un pays donné. Les deux appellent une analyse détaillée.

Les principaux résultats sont les suivants :

- Il n'y a rien d'inéluctable dans la transmission des avantages ou des handicaps socioéconomiques d'une génération à l'autre. La mobilité (de classe sociale et de revenus d'activité) est forte dans les pays nordiques, mais l'inverse est vrai dans certains pays d'Europe centrale. Les écarts observés entre les pays donnent à penser que les pouvoirs publics peuvent agir en faveur d'une plus grande mobilité.
- Sachant que, en moyenne dans les pays de l'OCDE, les deux tiers de la population n'appartiennent pas à la même classe sociale que leurs parents, la

mobilité sociale absolue mesurée par la profession est forte. En moyenne, la mobilité sociale ascendante est plus courante que l'opposé.

- Dans les pays d'Europe méridionale et centrale, la mobilité ascendante est faible, alors que la mobilité descendante dépasse la moyenne. À l'inverse, la mobilité descendante est faible et la mobilité ascendante forte dans la plupart des autres pays européens, aux États-Unis et en Corée. Les pays nordiques affichent des niveaux de mobilité sociale supérieurs à la moyenne dans les deux sens.
- Malgré le creusement des inégalités en quelques décennies, aucun élément particulier n'indique une diminution progressive généralisée de la mobilité. La mobilité sociale absolue a plutôt diminué au fil du temps dans la moitié des pays considérés et n'a pas beaucoup évolué dans l'autre moitié. Les analyses dans ce chapitre ainsi que les études nationales ne décrivent pas une évolution manifeste de la mobilité des revenus à l'échelle internationale : certains pays de l'OCDE sont devenus plus mobiles avec le temps, tandis que d'autres demeurent au même niveau ou sont en perte de mobilité.
- Les individus qui se situent au sommet de l'échelle de distribution parviennent à transmettre leurs privilèges à leurs enfants, et ces enfants ont des professions semblables à celles de leurs parents. Près de la moitié des enfants dont les parents occupent des postes de direction deviennent eux-mêmes dirigeants. On constate également un plafond adhérent au sommet de la distribution des revenus d'activité : 40 % ou plus des hommes dont le père est riche demeurent dans le quartile supérieur. Le risque de perdre cette position sur l'échelle des revenus d'activité est particulièrement faible aux États-Unis et en Allemagne, mais aussi au Luxembourg, en Hongrie et au Royaume-Uni.
- On observe par ailleurs une forte transmission patrimoniale par les parents au sommet de la répartition, qui aident ainsi leurs enfants à conserver cette position. La part du patrimoine qui est héritée augmente considérablement sur la répartition des richesses, en particulier en Belgique, en Espagne, en France et au Luxembourg. Les héritages et les donations reçus par les ménages du quintile supérieur représentent en moyenne 72 % du patrimoine net moyen de tous les ménages, contre moins de 1.5 % pour ceux du quintile inférieur.
- Les planchers sont moins adhérents que les plafonds, avec 72 % de personnes parvenant à se hisser sur l'échelle des revenus d'activité si leur père se situait dans le quartile inférieur. Dans certains pays (États-Unis, Allemagne et Luxembourg), les enfants de parents pauvres ont plus de chances de rester bloqués au bas de l'échelle : 40 % d'enfants ne décollent pas du quartile inférieur.
- Au milieu également, les perspectives de revenus d'activité sont en partie déterminées par la position des parents sur l'échelle. Les fils dont le père appartient à la classe moyenne inférieure risquent plus de glisser vers les 25 % inférieurs que d'atteindre les 25 % supérieurs, et ce plus particulièrement en Hongrie et en Allemagne.
- Globalement, la mobilité sociale absolue des femmes est inférieure à celle des hommes, constat dont on peut déduire que les parents influencent davantage la position sociale de leurs filles que celle de leurs fils. En même temps, la mobilité intergénérationnelle relative des revenus d'activité, et plus particulièrement des revenus familiaux, n'est pas particulièrement différente pour les filles et les fils.

La première section de ce chapitre présente les estimations de mobilité professionnelle intergénérationnelle absolue et relative. La mobilité absolue exprime le degré de différence entre la classe sociale des enfants et celle des parents, alors que la mobilité relative décrit les chances qu'ont les individus d'appartenir à une certaine classe ou catégorie de revenu, compte tenu de la classe ou du revenu d'origine des parents. Cette section s'intéresse également à l'évolution chronologique de la mobilité professionnelle relative. La deuxième section présente des estimations, nouvelles et actualisées, de la mobilité des revenus d'activité exprimée par l'élasticité des revenus entre pères et fils² pour une série de pays déjà étudiés (OCDE, 2010) et quelques autres pour lesquels des données sur la mobilité intergénérationnelle des revenus d'activité n'étaient pas disponibles jusqu'à présent. La plupart des précédentes analyses et des plus récentes concernent les revenus d'activité des fils et des pères compte tenu du fait que les plus nombreuses interruptions de carrière des femmes compliquent l'estimation des revenus sur le cycle de vie. La troisième section innove en présentant l'analyse et l'estimation de l'élasticité des revenus pères-filles au lieu de se limiter à l'élasticité pères-fils. Cette section s'intéresse en outre à la persistance intergénérationnelle sous l'angle du revenu des ménages, et non pas seulement des revenus d'activité individuels. Enfin, elle traite de la transmission des revenus modestes et élevés, ainsi que de l'héritage.

4.1. Le lien entre la classe sociale des parents et celle des enfants

Cette section étudie le degré de corrélation intergénérationnelle de la classe sociale et son évolution dans le temps. La classe sociale est importante dans l'étude de la mobilité, du fait que la position d'un individu dans la société est en grande partie déterminée par son activité professionnelle, elle-même influencée par celle de ses parents. Les positions de classe sont essentiellement déterminées par la manière dont les relations d'emploi retentissent sur certains aspects importants de la vie des personnes, sur le plan de la sécurité du revenu et des chances de promotion économique, mais aussi sur le plan du degré d'autonomie et de contrôle exercé sur leur travail³.

4.1.1. Définir la mobilité socioprofessionnelle

Plusieurs modalités d'étude de la mobilité socioprofessionnelle sont possibles. La première repose sur une mesure continue servant à classer les catégories de 0 à 100 en fonction du degré de prestige de l'emploi. La deuxième regroupe les professions en grandes catégories, par exemple les travailleurs intellectuels et les indépendants, et compare ces catégories à celles des parents. Ces catégorisations sont censées mesurer les relations. La troisième méthode consiste en une mesure continue, qui n'est pas fondée sur le prestige de la profession ni sur le rapport entre niveau d'études, revenu et profession, mais plutôt sur les schémas d'interaction sociale. Les trois sont traitées plus en détail dans l'Encadré 4.1.

L'analyse empirique dont il est ici question correspond à la deuxième démarche, sur laquelle sont calqués de nombreux travaux et qui peut être plus facilement mise en pratique pour un large éventail de pays à partir des données sur les professions. Cette méthode, très influencée par Erikson, Goldthorpe et Portocarero (1979) peut être appliquée en déterminant les classes sociales à partir de la classification des professions (voir l'Encadré 4.1). Les conclusions des travaux initiaux d'Erikson et Goldthorpe (1992) faisaient ressortir une relation statistique significative entre la classe d'origine (la classe sociale des parents) et la classe de destination (la classe des descendants) dans tous les pays. Cependant, d'importantes différences entre les pays se dégagent des taux de

fluidité sociale *absolue* (la proportion de descendants ayant un niveau professionnel différent de celui de leurs parents), indiquant une mobilité intergénérationnelle plus forte en Suède et en Norvège, mais plus limitée en Allemagne, en Italie et en France (Breen et Luijkx, 2004 ; Bjorklund et Jäntti, 2000 ; Blanden, 2013). Les effets de l'héritage social sont plus prononcés pour les salariés, les petits employeurs, les indépendants et les agriculteurs (Erikson et Goldthorpe, 2002 ; D'Addio, 2007). D'autre part, le niveau d'études est un facteur déterminant de la mobilité professionnelle. Parallèlement, maintes similarités sont observées entre les pays au regard du degré de mobilité *relative* ou d'immobilité (dans l'examen des mouvements entre les catégories professionnelles en fonction du niveau d'études des parents), mesuré par un degré comparable de relation statistique entre la classe sociale des parents et celle des enfants.

Encadré 4.1. Les différents modes de classification des classes sociales

Le premier type de schéma des classes sociales repose sur la relation entre le statut ou le niveau de prestige atteint par deux générations, généralement les pères et les fils, et construit une mesure continue, sous forme d'indice de prestige professionnel. Le statut est défini à partir de la profession et d'autres échelles attachant des niveaux de prestige aux professions ont été suggérées dans ces textes. Deux d'entre elles font référence : l'échelle SIOPS (pour *Standard International Occupational Prestige Scale* [échelle type internationale du prestige des professions]) et le SEI (pour *Socio-economic Index* [Indice socioéconomique]). L'échelle SIOPS repose sur la mise en correspondance des intitulés des professions, dans des études nationales et locales sur le prestige menées dans 60 pays, et de la nomenclature des professions (Treiman, 1977). Elle indique que le prestige attribué aux professions varie très peu d'une société à l'autre et dans le temps. Pour le SEI (Duncan, 1971), la construction des échelles de prestige repose sur la moyenne pondérée du niveau moyen de revenus et d'instruction correspondant aux professions individuelles. Elle a été modifiée ultérieurement pour une analyse internationale par Ganzeboom dans l'ISEI (pour *International Socio-economic index*) (Ganzeboom et al., 1992). Ces données ne permettent toutefois pas de se faire une idée exacte des différences entre les pays, car les conclusions dépendent en très grande partie de la cohorte et du niveau d'expérience pour lesquels la corrélation entre les générations est calculée (Blanden, 2013). Outre les intitulés de professions, des informations supplémentaires, sur le degré de prestige de la profession ou les niveaux d'instruction et de revenus, sont nécessaires pour établir la somme pondérée des caractéristiques socioéconomiques et construire l'indice.

Le deuxième axe de recherche définit la situation socioéconomique en fonction de la classe sociale. La position socioprofessionnelle d'une personne suppose certaines relations sociales, par exemple de contrôle ou de subordination, avec d'autres individus à des positions différentes. Les classes sociales sont distinctes et l'analyse repose sur des tables de mobilité qui illustrent les proportions de la classe sociale des individus en fonction de leurs parents, ainsi que la proportion qui est immobile ou qui se hisse/glisse sur l'échelle sociale. L'une des classifications des classes les plus utilisées, œuvre d'Erikson, Goldthorpe et Portocarero – d'où son nom de classification EGP (1979, 1987, 1992) – repose sur les relations d'emploi et a été entreprise pour plusieurs pays européens, ainsi que pour l'Australie, les États-Unis et le Japon. Les relations d'emploi sur le marché du travail servent à affecter les individus à des catégories de classe sociale. Le système EGP recense 11 classes, qui peuvent être regroupées en sept, cinq ou trois classes. D'autres variantes du système EGP ont été mises au point ultérieurement par Rose et Harrison (2010) avec la classification socioéconomique européenne (ESeC pour *European Socio-Economic Classification*) et par Ganzeboom et Treiman (2010) avec la classification socioéconomique internationale (ISEC pour *International Socio-Economic Classification*). L'ESeC est une échelle de mesure nominale en neuf classes, qui existe également en versions réduites à cinq ou trois classes. Si ce type de classification présente l'avantage d'illustrer les liens intergénérationnels des professions, il peut difficilement être synthétisé, à l'inverse de la première qui aboutit à un indice.

Le troisième volet de recherche est celui de l'échelle de distance sociale CAMSIS (pour *Cambridge*

Social Interaction and Stratification [Échelle d'interaction et de stratification sociales de Cambridge]). Il s'agit ici d'estimer les distances entre les relations sociales, c'est-à-dire qui lie des liens d'amitié avec qui et qui se marie avec qui. L'idée principale est la suivante : des personnes occupant une position sociale comparable, en termes d'appartenance à une classe sociale ou une catégorie socioprofessionnelle, auront plus vraisemblablement des contacts sociaux d'égal à égal avec des membres du même groupe qu'avec ceux d'autres catégories. Une échelle de distance sociale est créée pour dresser une hiérarchie des catégories sociales. L'échelle estime la position relative des professions à partir de la nature des interactions entre personnes de professions différentes (Prandy et Lambert, 2003). Elle fait apparaître que les scores des cadres et travailleurs intellectuels (en particulier les professions supposant des niveaux élevés d'instruction ou de formation) occupent le haut de l'échelle, et que les métiers manuels et peu qualifiés se situent en bas (Bergman et al., 2002). De Luca et al. (2010), auteurs d'une version internationale (ICAMS), avancent que le classement donne des résultats proches de ceux de l'ISEI. Chan et Goldthorpe (2004) ont eux aussi construit une échelle qui dégage le rang social de l'importance des interactions sociales attachée aux professions.

Les écrits économiques sur la transmission intergénérationnelle des professions sont plus récents et moins abondants que les textes de sociologie. Ils font eux aussi état, généralement, d'une corrélation significative entre la profession des parents et celle des descendants (Carmichael, 2000 ; Ermish et Francesconi, 2002 ; Di Pietro et Urwin, 2003). Long et Ferrie (2013) constatent une structure socioprofessionnelle plus fluide aux États-Unis qu'en Grande-Bretagne. Checchi et Dardadoni (2002) font ressortir que les États-Unis et les Pays-Bas se situent parmi les pays les plus mobiles, alors que mobilité intergénérationnelle en termes de profession est limitée en Autriche et en Allemagne. La majorité des textes portent essentiellement sur les professions masculines, bien que quelques études traitent également de l'impact des pères sur la profession de leurs filles (Hellerstein et Morrill, 2011).

L'analyse ci-après repose sur les données fédérées de l'Enquête sociale européenne (ESS), une enquête scientifique internationale menée tous les deux ans dans les pays européens. Pour l'Australie, la Corée et les États-Unis, des enquêtes par panel sont employées, mais l'analyse est fondée sur la comparaison des différences moyennes dans le temps entre parents et enfants, en prenant en compte le plus haut niveau professionnel atteint.

Encadré 4.2. Comment analyser la mobilité à partir des catégories de classes sociales

La mobilité professionnelle absolue s'analyse au moyen de tables des fréquences dans chaque combinaison de classe des parents et des répondants (dites classes d'origine et de destination) (Sobel, Hout et Duncan, 1985). L'analyse dont il est question dans cette section suit la démarche de construction de classes sociales distinctes suggérée par EGP et repose sur les travaux de Ganzeboom et Treiman (1996), qui préconisent une méthodologie uniforme pour restructurer les codes CIP 88 (à 4, 3 et 2 chiffres) en neuf catégories basées sur la classification socioéconomique européenne (ESeC). Aux codes CIP (Classification internationale type des professions) sont ajoutées les relations d'emploi (travail indépendant et niveau de contrôle). L'ESeC a pour avantage d'être une nomenclature harmonisée sur l'ensemble des pays, conçue spécifiquement pour la recherche internationale. Elle est toutefois limitée dans le degré de détail des catégories et la correspondance avec la nomenclature nationale. Les comparaisons à l'échelle internationale continuent d'être compliquées par les différents systèmes de classification des professions et sont sujettes à des erreurs de mesure.

Les catégories sont les suivantes : 1 Cadres et professions intellectuelles de niveau supérieur ; 2 Cadres et professions intellectuelles de niveau inférieur ; 3 Employés de bureau ; 4 Employés de commerce et personnels de service ; 5 Petits indépendants avec employés ; 6 Petits indépendants

sans employés ; 7 Contremaîtres ; 8 Ouvriers qualifiés ; 9 Ouvriers spécialisés et manœuvres (et main-d'œuvre agricole). Par ailleurs, pour les données les plus récentes, des tables de correspondance entre la nouvelle CITP 2008 et l'ancienne CITP-88 ont été établies. Les indications du statut de salarié, d'indépendant et d'employeur des répondants sont également prises en compte dans leur affectation aux différentes catégories, qui sont déterminées entre les âges de 25 et 64 ans. Si les deux parents sont salariés, la catégorie de classe sociale la plus élevée des deux est prise en compte. Les catégories CITP à quatre chiffres sont indiquées pour les descendants dans l'ESS (pays européens), à trois chiffres pour la Corée et à deux chiffres pour l'Australie. Les catégories professionnelles des États-Unis sont tout d'abord converties en catégories CIPT à partir de la catégorie professionnelle américaine dans la classification CITP d'après Meyer et Osborne (2005). Pour le Canada, les analyses reposent sur la Classification type des professions (CTP 1991) en huit catégories.

Les neuf catégories sont combinées en sept pour éviter d'avoir des cases dont la taille d'échantillon est insuffisante pour produire des tables de mobilité (7 x 7) portant sur la classe sociale des enfants pour chaque classe sociale des parents. La mobilité absolue correspond au pourcentage d'individus dans les cases de la table de mobilité qui ne se trouvent pas dans la diagonale principale et qui n'appartiennent pas à la même classe que leurs parents. La mobilité ascendante est calculée selon une notion hiérarchique des classes sociales, la classe 7 étant la plus basse et la classe 1 la plus haute. Les classes 6 et 7 correspondent ainsi aux classes inférieures et les classes 1 et 2 aux classes supérieures. La mobilité totale inclut les individus en mobilité ascendante et ceux en mobilité descendante. La mobilité au sein des classes 3, 4 et 5, qui ne traduit pas un changement de position dans la hiérarchie n'est pas incluse dans la mobilité totale. Elle est souvent dite « horizontale ». La présentation de la mobilité relative et les comparaisons de cohortes reposent également sur une analyse en trois classes.

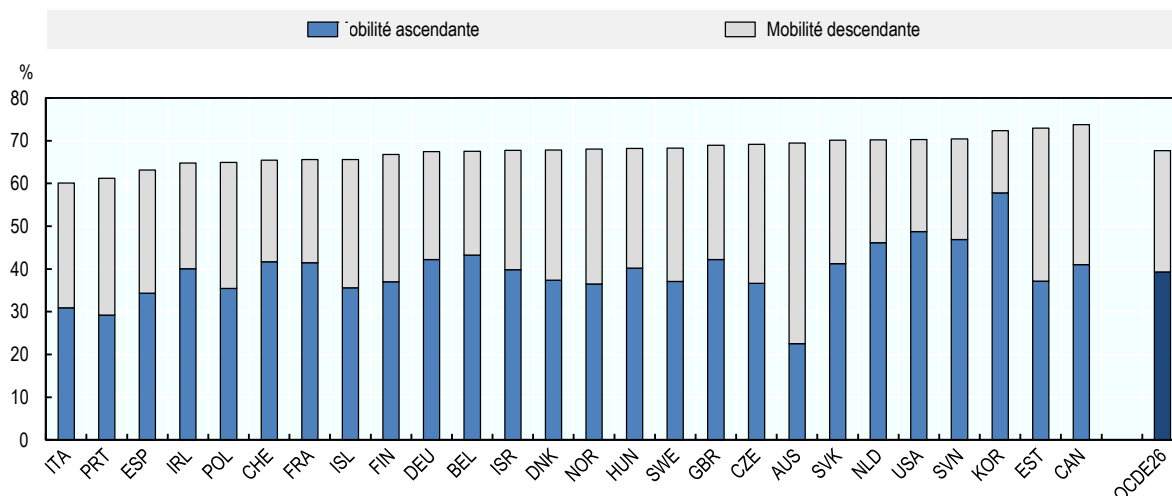
4.1.2. La mobilité sociale absolue est forte, mais elle régresse

Les taux absolus de mobilité sociale intergénérationnelle des parents et des enfants sont élevés : deux tiers des enfants appartiennent à une classe sociale différente de celle de leurs parents dans la zone OCDE, les chiffres variant de 60 à 63 % dans les pays d'Europe méridionale à 72 à 74 % en Corée, en Estonie et au Canada (Graphique 4.1). Ces résultats confirment les études antérieures qui estimaient les taux de mobilité totale des hommes d'une même tranche à près de 70-80 % pour les pays européens, selon une méthode comparable (Bukodi et al., 2015 ; 2017).

À l'exception de l'Australie, la mobilité sociale ascendante l'emporte sur la mobilité descendante. Ce constat est plus particulièrement marqué aux États-Unis et en Corée où, respectivement, près de 50 % et 60 % des enfants appartiennent à une classe socioprofessionnelle supérieure à celle de leurs parents. Le taux de mobilité descendante varie de 15 % en Corée et 22 % aux États-Unis, à 36 % en Estonie et 47 % en Australie. Il est nettement supérieur au taux annoncé dans les études précédentes portant sur des années antérieures (Erikson et Goldthorpe, 1992 ; Breen, 2004), mais proche des constats des dix dernières années (Bukodi et al., 2017), signe d'une éventuelle hausse de la mobilité descendante.

Graphique 4.1. Mobilité sociale absolue, années 2010

Pourcentage de 25-64 ans dont la classe sociale est supérieure ou inférieure à celle de leurs parents, 2002-14



Note : la classe sociale est basée sur les neuf catégories de la Classification socioéconomique européenne (ESeC) construite à partir des professions.

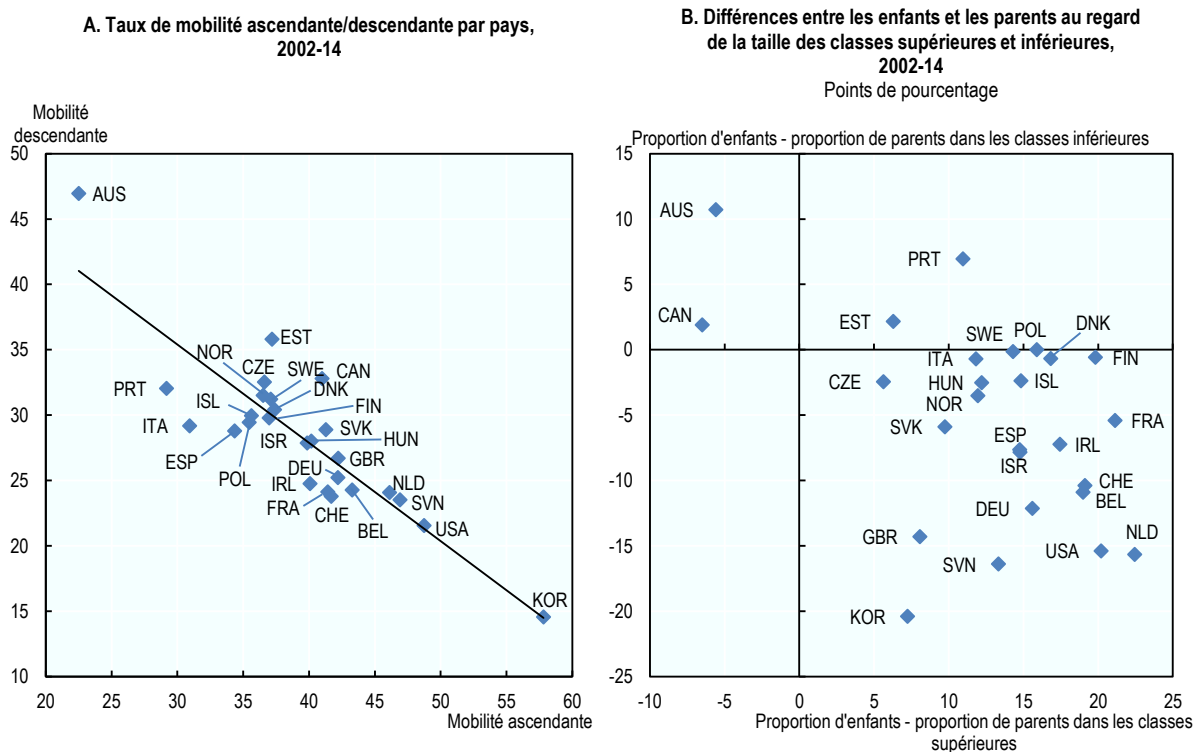
Source : calculs de l'OCDE d'après les sept vagues de l'ESS pour les pays européens (2002-2014) ; le PSID pour les États-Unis (1999-2013) ; le CNEF pour l'Australie et la Corée (2000-14) et le cycle 15 de l'ESG pour le Canada.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970587>

Globalement, plus la mobilité socioprofessionnelle ascendante est forte, plus la mobilité descendante est limitée (Graphique 4.2, partie A). En Australie et dans les pays d'Europe méridionale, la mobilité ascendante est réduite. Les pays nordiques et le Canada combinent un niveau de mobilité ascendante moyen et des niveaux de mobilité descendante supérieurs à la moyenne. À l'autre extrémité, un autre groupe de pays enregistre de faibles taux de mobilité descendante et des taux de mobilité ascendante élevés (Pays-Bas, Belgique, Slovénie, États-Unis, Corée).

Dans les pays où la mobilité ascendante est forte et la mobilité descendante limitée, on observe l'élargissement continu et prononcé des classes supérieures, mais le rétrécissement des classes ouvrières et une évolution plus modérée dans les classes moyennes, d'où une forte probabilité de mobilité ascendante (Graphique 4.2, partie B). Dans les pays enregistrant un niveau moyen des deux types de mobilité, l'élargissement des catégories de cadres s'est produit plus tôt, limitant la marge de croissance pour les enfants, les classes inférieures ont peu évolué et les classes moyennes ont rétréci, multipliant les chances de mobilité descendante. En Australie et dans une moindre mesure au Canada, les classes supérieures ont diminué tandis que les classes inférieures se sont élargies entre les deux générations.

Graphique 4.2. Comprendre les différences de mobilité sociale absolue à l'échelle internationale



Note : la classe sociale est basée sur les neuf catégories de la Classification socioéconomique européenne (ESeC) construite à partir des professions.

Source : calculs de l'OCDE d'après les sept vagues de l'ESS pour les pays européens (2002-2014) ; le PSID pour les États-Unis (1999-2013) ; le CNEF pour l'Australie et la Corée (2000-2014) et le cycle 15 de l'ESG pour le Canada.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970606>

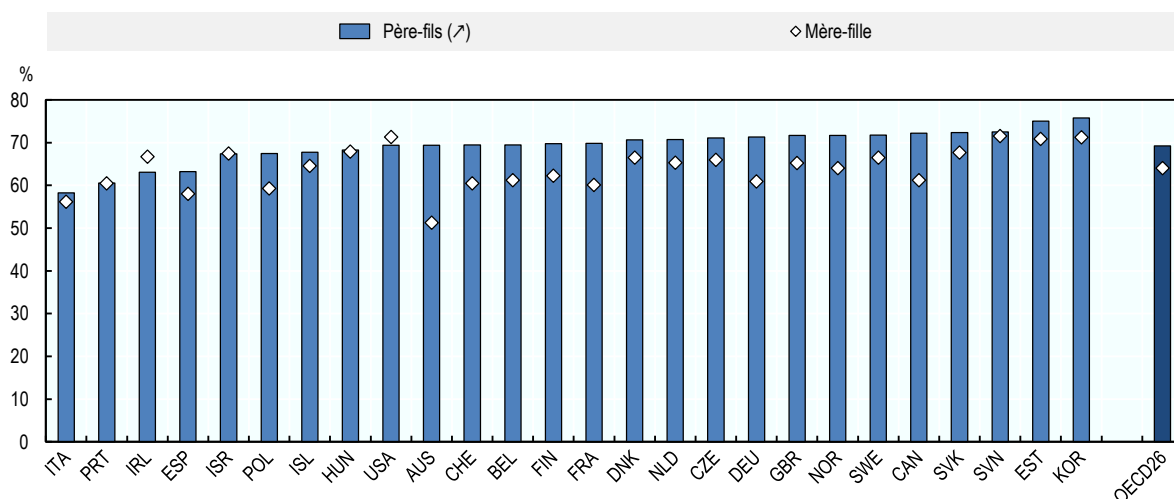
La plupart des mesures de la mobilité professionnelle reposent habituellement sur le taux d'activité et excluent les femmes. Font exception les cas où le chef de famille est une femme, ou les femmes appartiennent à une classe sociale supérieure, entraînant l'application du principe de domination : la classe sociale la plus élevée, indépendamment du sexe, est prise en compte pour les parents. Plusieurs études de mobilité sociale s'intéressent aux hommes et aux femmes, mais peu effectuent une comparaison directe entre les deux sexes. Erikson et Goldthorpe (1992) font exception et constatent une relation intergénérationnelle légèrement plus faible parmi les femmes des pays européens. Les études de mobilité de classe aux États-Unis ne constatent pas de différences entre les sexes ou une relation plus faible parmi les hommes (Hout, 1998 ; Beller, 2009). Des différences de mobilité apparaîtraient entre les sexes si l'investissement des parents dans l'éducation de leurs enfants n'était pas le même pour les garçons et les filles, et si cet écart variait en fonction de la situation socioéconomique.

Il se dégage de nos conclusions que la mobilité sociale absolue est généralement supérieure lorsque l'on compare les pères et les fils (70 %) plutôt que les mères et les filles (64 %) (Graphique 4.3). En particulier, la supériorité de la mobilité absolue des fils

est prononcée en Australie, au Canada, dans la majorité des pays nordiques, et dans de nombreux pays d'Europe centrale ainsi qu'en France, en Allemagne et au Royaume-Uni. Dans d'autres pays, la mobilité ne varie pas beaucoup selon le sexe et n'est légèrement supérieure pour les filles qu'en Irlande. Les différences de mobilité totale entre les sexes s'expliquent par une mobilité descendante inférieure des femmes dans le cas de l'Australie et de l'Estonie, par une mobilité ascendante inférieure des femmes aux Pays-Bas, en Norvège, en Belgique et en France, et par une mobilité des femmes inférieure dans les deux sens pour les autres pays (voir le Graphique d'annexe 4.A.1).

Graphique 4.3. Mobilité sociale absolue par sexe, années 2010

Pourcentage de 25-64 ans dont la classe sociale est supérieure ou inférieure à celle de leurs parents, 2002-14



Note : la classe sociale est basée sur les neuf catégories de la Classification socioéconomique européenne (ESeC) construite à partir des professions.

Source : calculs de l'OCDE d'après les sept vagues de l'ESS pour les pays européens (2002-14) ; le PSID pour les États-Unis (1999-2013) ; le CNEF pour l'Australie et la Corée (2000-14) et le cycle 15 de l'ESG pour le Canada.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970625>

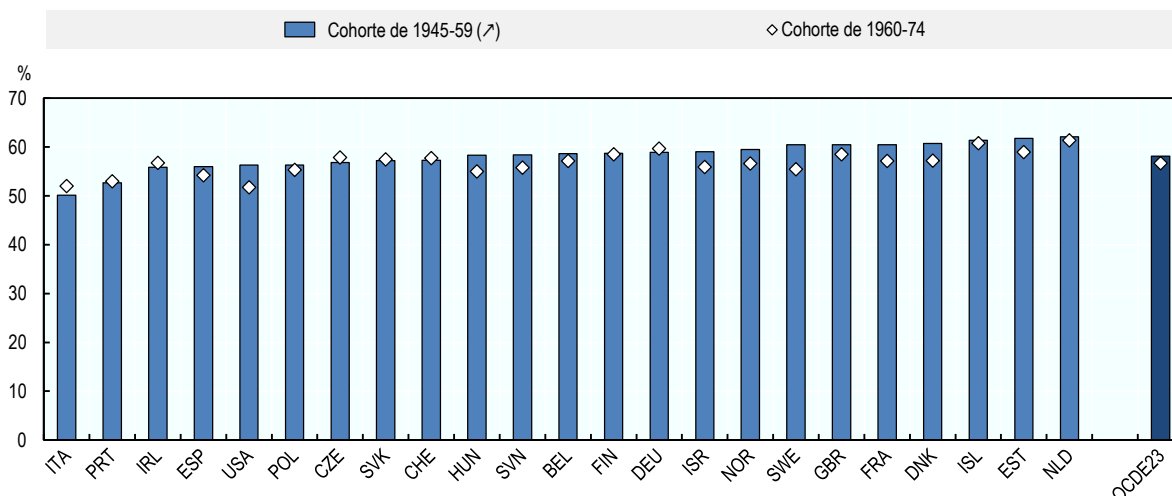
À quelques exceptions près, la mobilité sociale des cohortes nées après le milieu du 20^e siècle n'a pas augmenté. Les courbes font ressortir une stabilité générale dans le temps dans environ la moitié des pays et, dans l'autre moitié, une diminution de la mobilité pour la plus récente cohorte (Graphique 4.4). Les pays enregistrant un recul de 3 points ou plus de la mobilité absolue sont la majorité des pays nordiques (Danemark, Norvège, Suède), la Hongrie, Israël, la France et les États-Unis. Dans certains d'entre eux (Norvège et Suède), cette baisse s'explique par l'effet combiné d'une plus forte diminution de la mobilité ascendante et d'une augmentation plus limitée de la mobilité descendante. Dans d'autres pays (Hongrie, États-Unis), elle est causée par la réduction de la mobilité descendante et, dans un troisième groupe, la mobilité tant ascendante que descendante de la cohorte de 1960-1974 est inférieure à celle de la cohorte 1945-1959.

Les différents schémas et tendances de mobilité absolue à l'échelle internationale dépendent en outre de la transformation de la structure sociale dans le temps, ou de la « mobilité structurelle » (Hout, 1988). Goldthorpe (2013) a établi que la mobilité sociale absolue a augmenté de façon régulière au 20^e siècle, en conséquence avant tout du

développement des activités hautement qualifiées et de la baisse du travail agricole. Cette transformation a entraîné un reclassement social national considérable, ajoutant des échelons au sommet – dans les catégories des professions libérales et non manuelles – tout en réduisant les postes dans l'agriculture. Elle a provoqué une forte mobilité sociale ascendante, mais ces changements ne sont pas survenus au même rythme ni en même temps dans les différents pays. Parallèlement, l'analyse plus récente de Goldthorpe pour le Royaume-Uni (2016) faisait ressortir ce qui se dégage du Graphique 4.4 pour plusieurs pays, à savoir que les perspectives de mobilité ascendante des jeunes générations sont moins favorables que celles de leurs parents. Parce qu'un plus grand nombre d'individus sont privilégiés dès le départ, ceux qui sont exposés au risque de déclassement social sont de plus en plus nombreux, et le nombre de ceux qui pourraient se hisser sur l'échelle diminue.

Graphique 4.4. Évolution de la mobilité de classe absolue

Pourcentage de 25-64 ans dont la classe sociale est supérieure ou inférieure à celle de leurs parents, 2002-14



Note : la classe sociale est basée sur les neuf catégories de la Classification socioéconomique européenne (ESeC) construite à partir des professions.

Source : calculs de l'OCDE d'après les sept vagues de l'ESS pour les pays européens (2002-2014) ; le PSID pour les États-Unis (1999-2013) ; le CNEF pour l'Australie et la Corée (2000-2014).

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970644>

4.1.3. La mobilité sociale relative traduit une forte persistance au sommet et des différences d'évolution dans le temps

La mobilité sociale relative correspond à la probabilité que les enfants d'individus d'une classe sociale particulière demeurent dans cette même catégorie, indiquant le degré d'ouverture d'une société. Elle peut être évaluée en calculant la proportion d'individus dans les classes sociales inférieures et supérieures dont les parents appartenaient à la même classe. L'analyse qui suit concerne les classes socioprofessionnelles, regroupées en trois grandes catégories à des fins de présentation : les ouvriers, les employés intermédiaires et les cadres.

Les risques de régression sociale des individus dont les parents appartenaient à une classe socioprofessionnelle supérieure sont limités, signe d'immuabilité au sommet de l'échelle.

Près de la moitié des enfants dont les parents occupent des postes de direction deviennent eux-mêmes dirigeants (Graphique 4.5, partie A) ; proportion plus proche de 70 % aux États-Unis. Très peu d'enfants de dirigeants finissent ouvriers : entre 7 % au Canada et un maximum de 24 % en Estonie où le taux de déclassement est plus élevé.

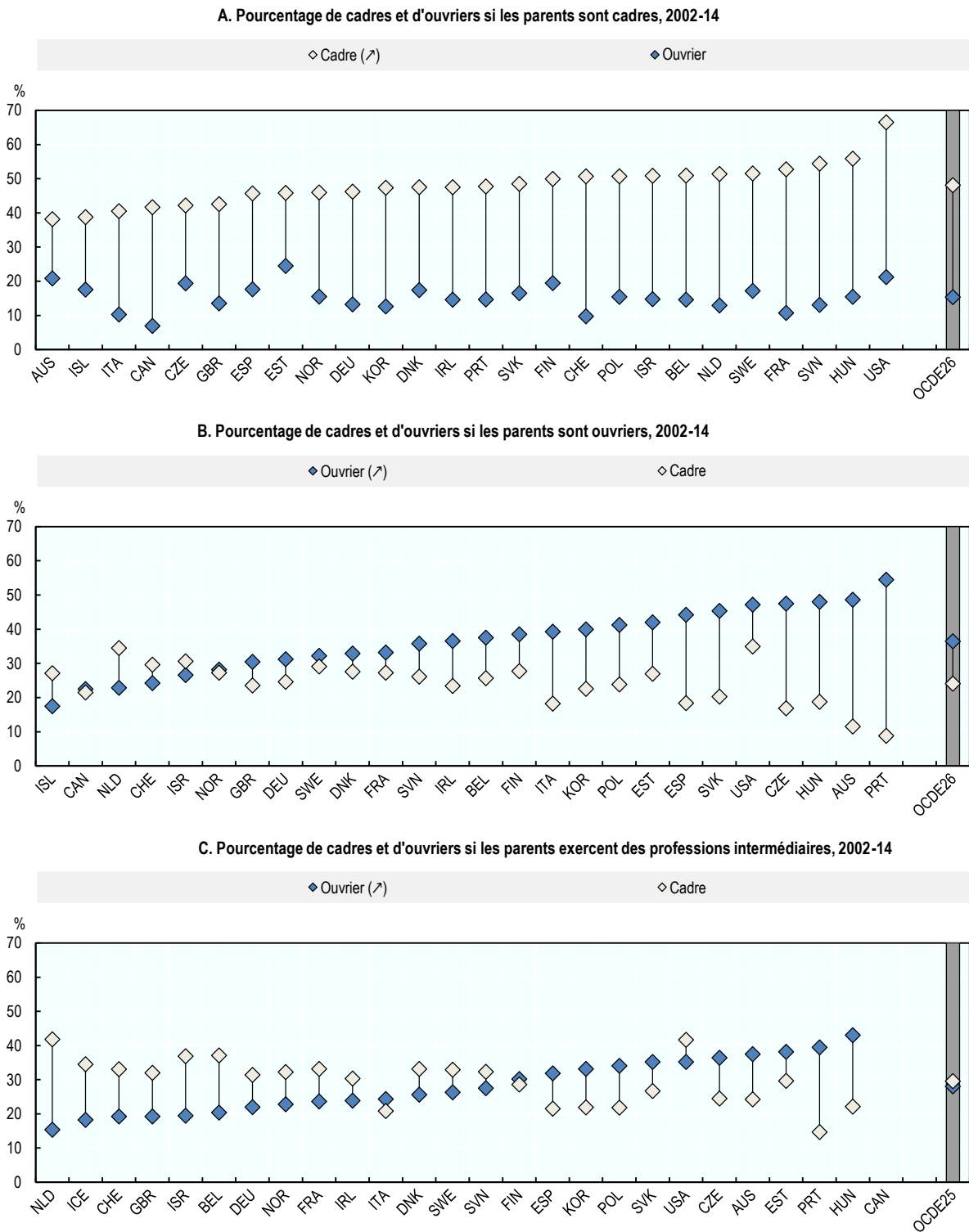
La mobilité ascendante des enfants d'ouvriers est forte, mais varie considérablement : 24 % obtiennent un poste de direction, voire un tiers aux Pays-Bas et aux États-Unis (Graphique 4.5, partie B). En même temps, la persistance dans les professions peu qualifiées – planchers adhérents – demeure plus forte, à raison de 36 % des enfants d'ouvriers. Cette proportion peut dépasser 50 % aux États-Unis, en République tchèque et slovaque, en Hongrie, en Australie et plus particulièrement au Portugal, où les planchers sont les plus adhérents. Ce n'est que dans quelques pays que le nombre d'enfants d'ouvriers qui deviennent des cadres dépasse le nombre de ceux qui demeurent dans la même catégorie que leurs parents (Islande, Pays-Bas, Suisse et Israël).

La situation des enfants nés de parents dans la catégorie des professions intermédiaires est plus nuancée, avec des niveaux de mobilité socioprofessionnelle ascendante et descendante comparables, d'environ 30 % en moyenne (Graphique 4.5, partie C). Cela étant dit, si une plus grande part de ces enfants sont ouvriers dans la majorité des pays d'Europe de l'Est et d'Europe méridionale, en Australie et en Corée, ils sont plus nombreux à devenir cadres en Europe occidentale, en Europe septentrionale, en Israël et aux États-Unis.

Comment expliquer cette immuabilité et le degré de variation entre les pays ? Certains métiers sont plus souvent transmis que d'autres en ce sens qu'ils exigent un capital humain spécifique pouvant passer facilement et à moindre coût de père en fils : les chefs d'entreprise et les travailleurs indépendants, mais aussi les professions libérales, plus facilement accessibles grâce à la transmission des compétences et du savoir qui réduit certains obstacles. Par conséquent, la relation intergénérationnelle devrait être plus forte dans les pays qui comptent plus d'indépendants (voir Laband et Lentz, 1983 ; Dunn et Holtz-Eakin, 2000 ; Sørensen, 2007 ; et Lindquist et al., 2015). Cela pourrait contribuer à expliquer la plus forte persistance dans les catégories de cadres en Pologne, au Portugal, en Irlande et aux Pays-Bas, par exemple. En même temps, l'absence d'une telle relation dans d'autres pays laisse entendre que d'autres facteurs entrent en jeu dans les différences de persistance.

En particulier, les différences au regard de l'immobilité sociale peuvent également être reliées à diverses autres caractéristiques du marché du travail, dont la composition sectorielle des classes supérieures. Par exemple, l'accès à des professions prestigieuses dans des domaines comme le droit, la médecine, l'ingénierie et le journalisme peut poser quelques difficultés si le recrutement se fait directement auprès des classes privilégiées. Quelques études ont observé la transmission intergénérationnelle des emplois très qualifiés, par exemple les directeurs généraux, les professions libérales et les médecins (voir Lentz et Laband, 1989 ; Perez-Gonzalez, 2006 ; Bennedsen et al., 2007 ; Pelizzari et Pica, 2011 ; Pelizzari et al., 2011 ; Aina et Nicoletti, 2014). En revanche, les métiers techniques ou les nouvelles professions valorisantes, notamment celles liées à l'informatique, semblent élargir le périmètre de recrutement. Qui plus est, l'immobilité sociale intergénérationnelle peut être liée à l'existence d'obstacles qui restreignent l'accès à certaines professions (permis d'exercice, etc.). Enfin, la persistance dans certaines professions s'explique aussi par les liens de famille, car de nombreux postes sont pourvus sur recommandation d'un proche (Mocetti, 2007).

Graphique 4.5. Plafonds et planchers professionnels adhérents



Note : la classe sociale est basée sur les neuf catégories de la Classification socioéconomique européenne (ESeC) construite à partir des professions. Le Canada est exclu de la partie C pour des raisons de comparabilité dans la définition des professions intermédiaires.

Source : calculs de l'OCDE d'après les sept vagues de l'ESS pour les pays européens (2002-2014) ; le PSID pour les États-Unis (1999-2013) ; le CNEF pour l'Australie et la Corée (2000-2014) et le cycle 15 de l'ESG pour le Canada.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970663>

Pour rendre pleinement compte de la mobilité sociale relative globale et de son évolution dans le temps, nous étudions la probabilité de mobilité sur *toutes* les classes sociales, en utilisant des rapports de probabilité (au lieu de la représentation simplifiée en trois grandes catégories générales seulement ci-dessus). Ces taux relatifs indiquent l'association nette – l'immuabilité inhérente – qui existe entre les positions de classe des enfants et de leurs parents quand tous les effets des changements sociaux structurels sont pris en compte. S'il n'y avait que deux classes, par exemple les cadres et les ouvriers, le rapport de probabilité indique la chance qu'un individu dont les parents sont cadres soit lui-même cadre plutôt qu'ouvrier par rapport à la chance qu'un individu enfant d'ouvriers devienne cadre plutôt qu'ouvrier. Un rapport de probabilité égal à 1 est synonyme d'égalité des chances étant donné que les chances sont identiques et qu'il n'y a pas de relation entre la classe d'origine et la classe de destination. En revanche, un rapport de probabilité supérieur à 1 indique une forte relation entre la classe d'origine et la classe de destination. En présence de plus de deux catégories, les rapports de probabilité sont calculés suivant un modèle de différence uniforme (UNIDIFF) (voir l'Encadré 4.3).

Encadré 4.3. Modèles de calcul du taux de mobilité sociale relative

La mobilité relative est définie en termes de logarithme du rapport de probabilité, c'est-à-dire, pour un modèle 2 x 2 :

$$\log \frac{F_{11} \times F_{22}}{F_{12} \times F_{21}}$$

où F_{ij} correspond à la fréquence dans la case (I_iJ_j) du tableau de contingence indiquant la classe des parents (origine) et la classe des enfants (destination).

Pour comparer la mobilité relative pour plusieurs classes dans plusieurs pays avec un indicateur simple, on emploie le modèle de différence uniforme (Unidiff) (Erikson et Goldthorpe, 1992) :

$$\log F_{ijk} = \mu + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_k^C + \lambda_{ik}^{OC} + \lambda_{jk}^{DC} + \beta_k X_{ij}^{OD}$$

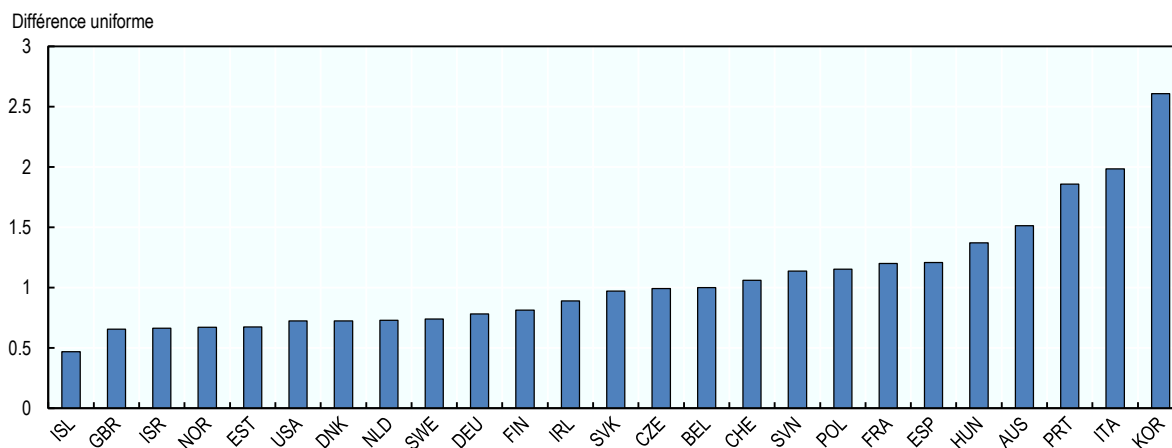
où F_{ijk} correspond à la fréquence attendue dans la case ijk d'un tableau à trois dimensions : l'origine i (O), la destination j (D) et le pays k (C). À droite de l'équation, μ est un facteur d'échelle, et λ_i^O , λ_j^D et λ_k^C représentent les principaux effets des répartitions des individus sur les origines, les destinations et les pays. λ_{ik}^{OC} et λ_{jk}^{DC} expriment les relations entre origine et pays et entre destination et pays. Enfin, X_{ij}^{OD} représente le schéma général de la relation origine-destination sur l'ensemble des pays, et β_k la force relative de cette relation propre à un pays k . Une valeur β_k élevée traduit donc une plus forte relation origine-destination, ou bien un degré inférieur de fluidité ou de mobilité sociale.

Le modèle Unidiff part de l'hypothèse que, d'une cohorte à l'autre, les rapports de probabilité qui sous-tendent nos tables de mobilité sont tous modifiés par un facteur multiplicatif commun. Si le facteur est fixé à 1 pour une cohorte particulière, puis descend au-dessous de 1 pour la cohorte suivante, cela signifie que tous les rapports de probabilité diminuent : la relation origines-destinations de classe s'affaiblit et la fluidité sociale augmente. Si le facteur passe au-dessus de 1, l'inverse se produit. Le même modèle sert à comparer la mobilité ou la fluidité sur l'ensemble des pays avec un pays fixé à 1 : ceux au-dessous de 1 afficheront une plus faible relation parents-enfants alors que l'inverse sera vrai pour ceux au-dessus de 1.

On pourrait aussi supposer que la relation origines-destinations est la même dans tous les pays, à l'instar du modèle de fluidité sociale commune (CmSF pour *common social fluidity model*). À l'instar de Bukodi et al. (2017), le modèle Unidiff est privilégié, car les différentes méthodes aboutissent essentiellement aux mêmes conclusions et les résultats obtenus avec le modèle Unidiff sont plus différenciés.

L'immobilité sociale relative varie peu dans la majorité des pays, avec quelques exceptions : elle est forte en Corée, en Australie, dans les pays d'Europe méridionale et en Hongrie, et faible en Islande, en Norvège, au Royaume-Uni, en Israël et en Estonie. Les valeurs données dans le Graphique 4.6 représentent la force relative de la relation parents-enfants pour chaque paire des 7 classes sociales, harmonisée à 1 relativement au pays correspondant à la moyenne (Belgique). En ce qui concerne les classements des pays, quelques conclusions rejoignent le constat de Blanden (2013) : la mobilité est forte en Norvège, mais faible en France, en Pologne et dans les pays d'Europe méridionale. Une autre étude internationale récente tire des conclusions voisines (Bukodi et al., 2017).

Graphique 4.6. Immobilité sociale relative



Note : la classe sociale est basée sur les neuf catégories de la Classification socioéconomique européenne (ESeC) construite à partir des professions.

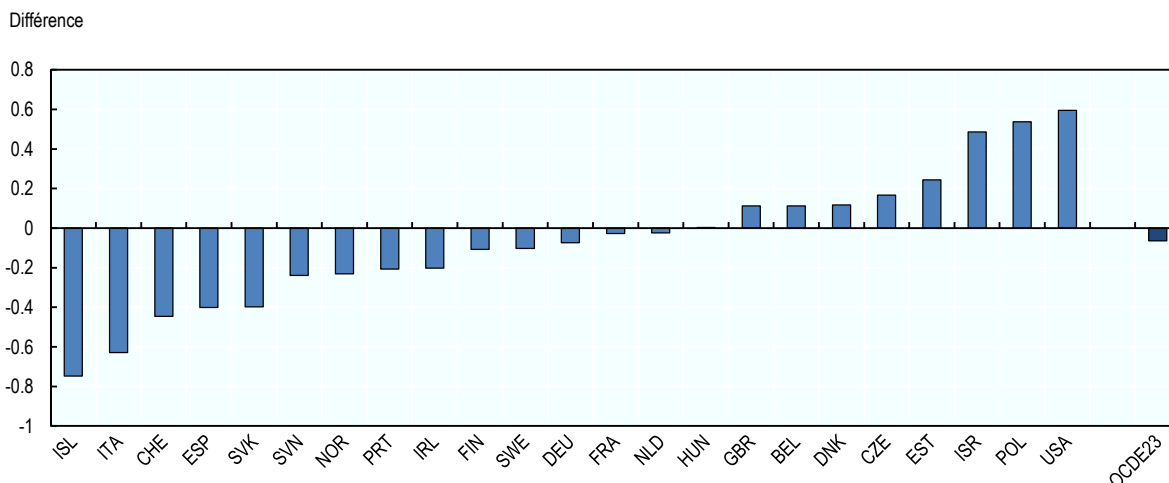
Source : calculs de l'OCDE d'après les sept vagues de l'ESS pour les pays européens (2002-2014) ; le PSID pour les États-Unis (1999-2013) ; le CNEF pour l'Australie et la Corée (2000-2014).

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970682>

Au sujet de l'évolution de la mobilité sociale relative, les conclusions des précédentes études ne se rejoignent pas toutes. Selon Erikson et Goldthorpe (1992), la mobilité sociale relative est restée relativement stable jusqu'au début des années 70 dans 12 pays, malgré l'ouverture importante de l'éducation publique. Prenant le contrepied de cette thèse, d'autres études empiriques ont avancé que la mobilité sociale a augmenté dans les nations industrialisées entre les années 70 et l'année 2000, bien que lentement (Breen et Luijkx, 2004). Selon Eurofound (2017), la mobilité sociale a augmenté dans certains pays comme la Belgique, le Danemark, la Finlande, la Grèce, les Pays-Bas et la Slovaquie, diminué dans d'autres (Autriche, Bulgarie, France et Suède), et elle est restée stable ailleurs (Allemagne, Irlande, Pologne et Royaume-Uni) si l'on compare les cohortes nées avant 1945, entre 1946 et 1964 et entre 1965 et 1974.

Graphique 4.7. Évolution chronologique de l'immobilité sociale relative

Différence entre les cohortes de 1945-59 et 1960-74, 2002-14



Note : la classe sociale est basée sur les neuf catégories de la Classification socioéconomique européenne (ESeC) construite à partir des professions.

Source : calculs de l'OCDE d'après les sept vagues de l'ESS pour les pays européens (2002-2014) ; le PSID pour les États-Unis (1999-2013) ; le CNEF pour l'Australie et la Corée (2000-2014).

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970701>

L'analyse des pays de l'OCDE révèle que, dans la majorité des cas, la mobilité de classe relative a peu évolué entre la cohorte de 1945-1959 et celle de 1960-1974. Le Graphique 4.7 illustre la différence de force de la relation parents-enfants pour ces deux cohortes, une différence positive indiquant une plus grande immobilité (moins de mobilité relative) de la plus jeune cohorte. Dans quelques pays (Italie, Espagne, Suisse, République slovaque, Islande), la mobilité sociale relative a augmenté de plus de 30 % alors qu'elle a considérablement diminué dans d'autres (Israël, Pologne, États-Unis).

Comment expliquer ces différences ? Des études ont avancé que, dans les pays affichant une hausse de la mobilité sociale relative, le niveau d'études moyen a lui aussi augmenté et les écarts de niveau d'instruction entre les personnes de classes sociales d'origine différentes se sont résorbés. Pour sa part, une plus grande égalité dans l'éducation a contribué à affaiblir le lien entre destinations et origines sociales. Qui plus est, si les origines sociales comptent moins dans la détermination des destinations parmi les personnes très instruites, plus les individus atteignant un niveau d'instruction élevé seront nombreux, plus la relation globale origines-destinations perdra de sa force (Breen, 2004). Dans les pays où la mobilité sociale a diminué, l'inégalité d'accès à l'éducation de qualité pour certains groupes et autres évolutions du système éducatif risquent également de créer des obstacles à la mobilité relative.

4.2. Niveaux, évolution et vecteurs de la mobilité des revenus pour les fils

Cette section et la suivante portent sur une autre mesure de la situation socioéconomique : les revenus d'activité. Plusieurs auteurs affirment que la mobilité intergénérationnelle en termes de revenus d'activité et la mobilité sociale intergénérationnelle sont des aspects différents de la position d'une personne dans la société, qui ne sont pas forcément

corrélés (Bjorklund et Jäntti, 2000 ; Erikson et Goldthorpe, 2010). En effet, les revenus d'activité des personnes varient considérablement, même au sein d'une catégorie socioprofessionnelle. De fortes inégalités de revenus d'activité à l'intérieur des catégories sont transmises d'une génération à l'autre (Bjorklund et Jäntti, 2000). Par exemple, l'influence des parents sur le devenir de leurs enfants (recommandation personnelle, népotisme et transmission d'employeurs) n'apparaît pas dans la classe sociale, mais dans les revenus d'activité de ces derniers (ex. Magruder 2010 ; Corak et Piraino, 2011). Enfin, plusieurs auteurs avancent que les différences dans les classements mesurés sont causées par des erreurs de mesure des revenus d'activité et de la classe sociale.

Cette section démontre la force de la relation entre les revenus d'activité pères-fils et les sources de transmission de ces revenus. La plus grande partie des études se sont limitées aux revenus d'activité des pères et de leurs fils en raison du taux d'activité des femmes, autrefois inférieur, et de la plus grande fréquence de leurs interruptions de carrière, deux aspects qui compliquaient les estimations des revenus d'activité sur le cycle de vie.

4.2.1. *Tel père, tel fils : mesurer la mobilité intergénérationnelle des revenus*

La mesure de la mobilité (ou, plus précisément, son opposé, c'est-à-dire la *persistance*) intergénérationnelle des revenus d'activité la plus utilisée est l'élasticité des revenus d'une génération à l'autre, qui explique le degré de rapprochement entre la situation économique d'un enfant et celle de ses parents. Cette mesure peut être interprétée comme suit : si l'élasticité est égale à zéro, les revenus d'activité d'un enfant à l'âge adulte sont sans rapport aucun avec la situation des parents et la mobilité relative des revenus est au plus haut niveau. Inversement, si l'élasticité est de 100 %, tous les revenus d'activité sont déterminés par ceux du père et la mobilité est au plus bas niveau. La persistance intergénérationnelle des revenus dans les pays de l'OCDE varie d'une élasticité de 12 % à 76 % (Graphique 4.8).

Cependant, mesurer le degré de mobilité intergénérationnelle des revenus d'activité dans une société n'est pas sans poser de difficultés. Les erreurs de mesure dans l'enregistrement des revenus d'activité des parents et la sensibilité des estimations au cycle de vie font partie des sources de biais. Il faut des données détaillées sur les revenus d'activité des parents et des enfants qui, dans l'idéal, doivent être mesurés à plusieurs points dans le temps pour dégager les revenus d'activité permanents. L'estimation des revenus d'activité permanents par le calcul de la moyenne des revenus d'activité sur plusieurs années et la mesure des revenus d'activité des pères et des fils à l'âge très actif pour éviter le biais lié au cycle de vie produisent les valeurs approximatives les plus représentatives de la persistance. Aussi, étant donné que les différences de mobilité peuvent dénoter des différences de mesure et de méthode statistique, les comparaisons internationales de la mobilité intergénérationnelle des revenus d'activité fondées sur des études de pays individuels doivent être interprétées avec prudence (Jäntti et al., 2006). Des données et méthodologies nouvelles et améliorées, par exemple, produisent des estimations pour l'Australie, le Canada et la Corée nettement supérieures à celles précédemment annoncées, indiquant que ces pays, au lieu de compter parmi les plus mobiles, sont bien plus proches des pays en milieu de classement (Mendolia et Siminski, 2016 ; Kim, 2013 ; Chen et al., 2017).

Par ailleurs, les limites des données ne permettent actuellement pas d'appliquer la même méthodologie d'analyse dans tous les pays. Les estimations présentées ici reposent pour grande partie sur une méthodologie en deux étapes pour prédire les revenus d'activité des parents en fonction de leurs caractéristiques à partir d'une autre source de données (voir

l'Encadré 4.4). Par ailleurs, les estimations pour l'Allemagne et les États-Unis utilisent des informations sur les données longitudinales des pères et des fils. S'ajoutent à l'analyse, pour d'autres pays de l'OCDE, les estimations les plus récentes ou les plus fiables extraites de la documentation, certaines étant fondées sur les données longitudinales ou les fichiers de l'administration fiscale, d'autres sur la méthode en deux étapes à deux échantillons, compliquant ainsi la comparaison des estimations à l'échelle internationale. Ensemble, ces considérations signifient que les résultats ne seront pas parfaitement comparables d'un pays à l'autre et devront être interprétés très prudemment.

Encadré 4.4. Problèmes de mesure dans le calcul de l'élasticité des revenus

Les estimations de l'élasticité intergénérationnelle sont sujettes à diverses erreurs, exposées ci-après. Par ailleurs, parce qu'il est difficile d'obtenir des estimations des revenus d'activité des pères et des fils dans un même ensemble de données, d'autres méthodes d'estimation sont également abordées.

Le biais lié au cycle de vie peut être présent dans les revenus d'activité parents-enfants quand les revenus permanents des enfants sont estimés approximativement à partir des revenus annuels courants ; des erreurs de mesure sont alors probables en raison de la variation des éléments de revenus transitoires. Plusieurs études ont montré, pour le revenu en particulier, que quand une seule année est prise en considération, le degré de persistance entre les générations est généralement sous-estimé (Solon, 1992 ; Zimmerman, 1992). Ce problème est exacerbé par la sous-estimation entraînée par la prise en compte des revenus d'activité des fils en début de carrière.

De plus, les estimations peuvent également être biaisées du fait du manque d'estimations appropriées à partir des revenus d'activité des pères sur leur durée de vie, qui entraîne d'importants biais d'erreurs sur les variables (à la baisse). Pour éviter ce problème, les moyennes pluriannuelles ont été prises en compte. L'âge des pères auquel la moyenne de leurs revenus est calculée compte aussi, car ils pourraient être trop jeunes ou trop âgés pour donner une idée des revenus permanents. La moyenne pluriannuelle à l'âge le plus actif (5 ans ou au moins 10 ans de préférence) est donc privilégiée pour les pères et les fils (Mazumder, 2005 ; Chen et al., 2017). Les estimations de l'OCDE pour l'Allemagne et les États-Unis sont ainsi fondées sur les chiffres de revenus d'activité d'au moins 8 années pour les pères à un âge proche de celui des fils (30 à 55 ans).

Une autre difficulté est posée par le calcul des élasticités en l'absence d'informations sur les revenus d'activité des pères dans le même ensemble de données. Dans ce cas, une enquête antérieure est utilisée pour obtenir un échantillon de « pères synthétiques ». La technique des moindres carrés en deux étapes et deux échantillons (TS2SLS pour *two-sample, two-stage least squares*) est employée pour prédire les revenus d'activité des pères de l'échantillon, selon les travaux de Björklund et Jäntti (1997). C'est selon cette méthode que Mendolia et Siminski (2016), Nuñez et Miranda (2010), Lefranc (2011), Mocetti (2007), Lefranc et al. (2013), Kim (2013), Cervini-Plá (2015) et Bauer (2006) ont construit les élasticités pour l'Australie, le Chili, la France, l'Italie, le Japon, la Corée, l'Espagne, la Suisse et les économies émergentes.

La même méthode est appliquée ici pour les pays dont la documentation publiée manque actuellement d'informations : l'Autriche, la Belgique, la Grèce, la Hongrie, l'Irlande, le Luxembourg, les Pays-Bas et le Portugal. Des estimations mises à jour sont données pour le Chili, l'Espagne et le Royaume-Uni.

Le premier échantillon contient des informations sur les revenus d'activité et les caractéristiques socioéconomiques des pseudo-pères. Dans cette régression, W_{it}^f correspond aux revenus d'activité d'un individu i au moment t dans l'échantillon complémentaire et peut être considéré comme la somme des revenus d'activité permanents des pères W_i^f augmentée des caractéristiques variables dans le temps comme l'âge A_{it}^f et le terme d'erreur v_{it}^f . Les revenus permanents, pour leur part, correspondent à la somme des déterminants constants dans le temps, comme l'éducation et la

classification professionnelle (matrice Z_i), et des perturbations constantes dans le temps (η_i).

$$W_{it}^f = W_i^f + A_{it}^f + v_{it}^f = Z_i\delta + A_{it}^f + \eta_i^f + v_{it}^f \quad (1)$$

On obtient ainsi le prédicteur des revenus d'activité permanents des pères à partir des caractéristiques des parents (éducation, profession et âge) incluses comme variables muettes :

$$\widehat{W}_i^f = Z_i\widehat{\delta} \quad (2)$$

Cette régression prend les données sur le logarithme de revenus d'activités des fils pour estimer le coefficient d'élasticité intergénérationnelle des revenus β à partir de :

$$W_{it}^s = \beta(Z_i\widehat{\delta}) + A_{it}^s + u_{it} \quad (3)$$

où $u_{it} = \mu_i + \beta\eta_i^f + v_{it}^s + \beta Z_i(\delta - \widehat{\delta})$.

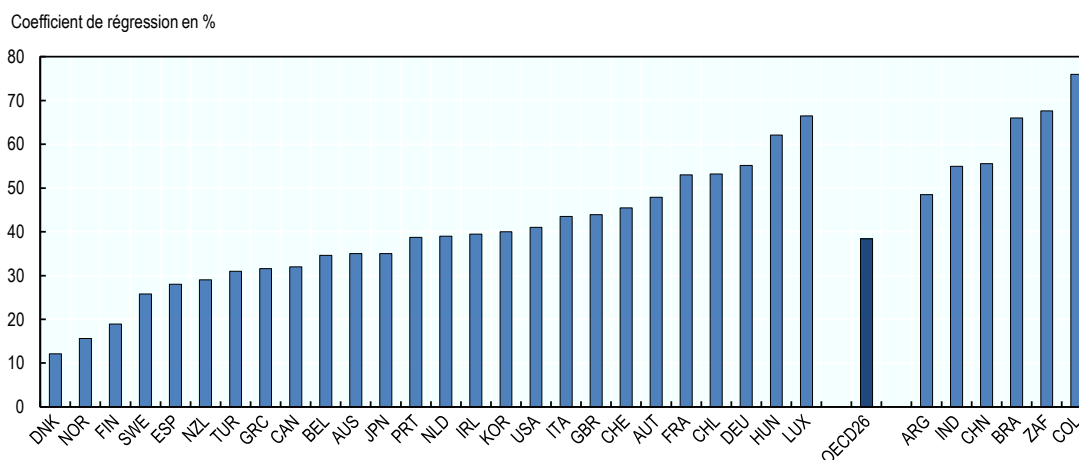
L'âge est pris en compte étant donné son influence sur les revenus. Parallèlement, les individus sélectionnés pour les deux échantillons ont entre 30 et 50 ans pour minimiser le biais lié au cycle de vie et éviter les erreurs de mesure des revenus d'activité des fils. En effet, s'ils sont mesurés à un jeune âge, ils seront négativement corrélés avec les revenus à long terme. Plusieurs années sont prises en compte pour les revenus des pères et des fils afin de réduire les erreurs de mesure des revenus transitoires. L'analyse de sensibilité indique que les coefficients sont relativement voisins lorsque l'échantillon est limité aux parents ayant au moins deux ou trois ans de revenus d'activité, par rapport aux estimations prenant en compte toutes les années sans restriction. Les erreurs types sont estimées selon la méthode « bootstrap » pour tenir compte du fait que les revenus d'activité des pères dans la régression de deuxième étape sont une valeur estimée.

La méthode TS2SLS peut sous-estimer l'élasticité intergénérationnelle, ou la surestimer, lorsque les variables auxiliaires sont endogènes et n'expliquent pas parfaitement le logarithme de revenus d'activité des pères. En effet, dans ce cas, les variables omises dans le terme d'erreur sont corrélées avec les variables auxiliaires. Qui plus est, les variables couramment employées pour anticiper les revenus d'activité des parents (ex. l'éducation, la profession, la situation géographique) sont généralement corrélées avec les revenus d'activité des fils. Si les variables de la première étape ont une incidence positive distincte sur les revenus d'activité de l'enfant, il y aura biais à la hausse dans l'estimation de β selon la méthode TS2SLS. Les études qui ont appliqué cette méthodologie reconnaissent cette possibilité et ont tendance à traiter leurs estimations comme les limites supérieures de la « vraie » élasticité intergénérationnelle. En même temps, Björklund et Jäntti (1997) tirent parti de la bonne qualité des données américaines pour comparer leur estimation selon la méthode TS2SLS avec la valeur obtenue en calculant la moyenne des revenus d'activité réels des pères sur cinq ans. Ils concluent que les estimations par équation unique de l'élasticité intergénérationnelle à partir des données longitudinales sont inférieures d'environ 0.1 % à celles obtenues selon la méthode TS2SLS.

Dans la zone OCDE, la mobilité intergénérationnelle des revenus d'activité est la plus faible au Chili et dans certains pays d'Europe centrale, et la plus forte dans les pays nordiques. Elle est également très limitée dans les économies émergentes. Les résultats illustrés par le Graphique 4.8 laissent entendre, par exemple, que si les revenus d'activité d'un père étaient le double de ceux d'un autre père, l'enfant du père mieux loti aurait alors des revenus d'activité supérieurs de 76 % à ceux de l'enfant de l'autre père en Colombie, de 12 % au Danemark et de 40 % en Corée⁴. Les conclusions correspondent à celles tirées ci-dessus pour la mobilité sociale relative dans les pays nordiques, mais elles mettent également en évidence plusieurs différences : 1) la mobilité des revenus d'activité est inférieure à la moyenne pour le Royaume-Uni et les États-Unis, alors que la mobilité sociale est forte ; 2) la mobilité sociale est faible dans les pays d'Europe méridionale et en Corée, alors que la mobilité des revenus est supérieure en Espagne et atteint des niveaux moyens en Italie et en Corée. Cependant, les différences de mobilité intergénérationnelle

des revenus d'activité à l'échelle internationale peuvent être exagérées par l'illustration simple du Graphique 4.8. En effet, elle inclut les « meilleures estimations ponctuelles », qui n'en sont pas moins parfaitement comparables dans tous les pays. D'autres spécifications ou sources existent pour certains pays. Les intervalles de valeurs obtenus de différentes spécifications et sources peuvent être importants et sont indiqués dans le Graphique d'annexe 4.A.4. .

Graphique 4.8. Élasticités des revenus de père en fils, fin des années 2000



Note : la hauteur de chaque barre correspond à la meilleure estimation ponctuelle de l'élasticité intergénérationnelle des revenus d'activité. Une valeur supérieure indique une plus grande persistance des revenus d'une génération à l'autre, et donc une plus faible mobilité intergénérationnelle. L'estimation pour le Luxembourg n'est pas strictement comparable avec celles d'autres pays de l'OCDE en raison de son schéma migratoire particulier, à savoir 46 % d'individus nés dans un autre pays en 2015, contre 13 % en moyenne dans l'OCDE (OCDE, 2017b). Un grand nombre de ces personnes n'ont pas grandi ni fait des études au Luxembourg.

Source : calculs de l'OCDE d'après le GSOEP (toutes les vagues : 1984-2013) pour l'Allemagne ; le PSID (toutes les vagues : 1968-2013) pour les États-Unis. D'après le PCM et le module EU-SILC 2011 selon la méthode des moindres carrés en deux étapes et deux échantillons pour l'Autriche, la Belgique, l'Espagne, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Luxembourg, les Pays-Bas, le Portugal et le Royaume-Uni ; le MHP et le module EU-SILC 2011 pour la Hongrie ; le CASEN 2009 pour le Chili. Estimations de Jiménez, Maribel et Mónica Jiménez (2009) pour l'Argentine ; Mendolia et Siminski (2015) pour l'Australie ; Guimões Ferreira et Veloso (2006) pour le Brésil ; Chen et al. (2017) pour le Canada ; Nuñez Miranda (2010) pour le Chili ; Chyi et al. (2014) pour la Chine ; Ramirez Zuloaga (2016) pour la Colombie ; Kim (2015) pour la Corée ; Bratsberg et al. (2006) pour le Danemark et la Finlande ; Lefranc (2011) pour la France ; Hnatkovska et al. (2013) pour l'Inde ; Lefranc et al. (2014) pour le Japon ; Jäntti et al. (2006) pour la Norvège et la Suède ; Gibbons (2010) pour la Nouvelle-Zélande ; Bauer (2006) pour la Suisse et Mercan (2016) pour la Turquie. Toutes les estimations, à l'exception du Canada, du Danemark, de la Finlande, de la Norvège et de la Suède reposent sur la méthode des moindres carrés en deux étapes et deux échantillons.

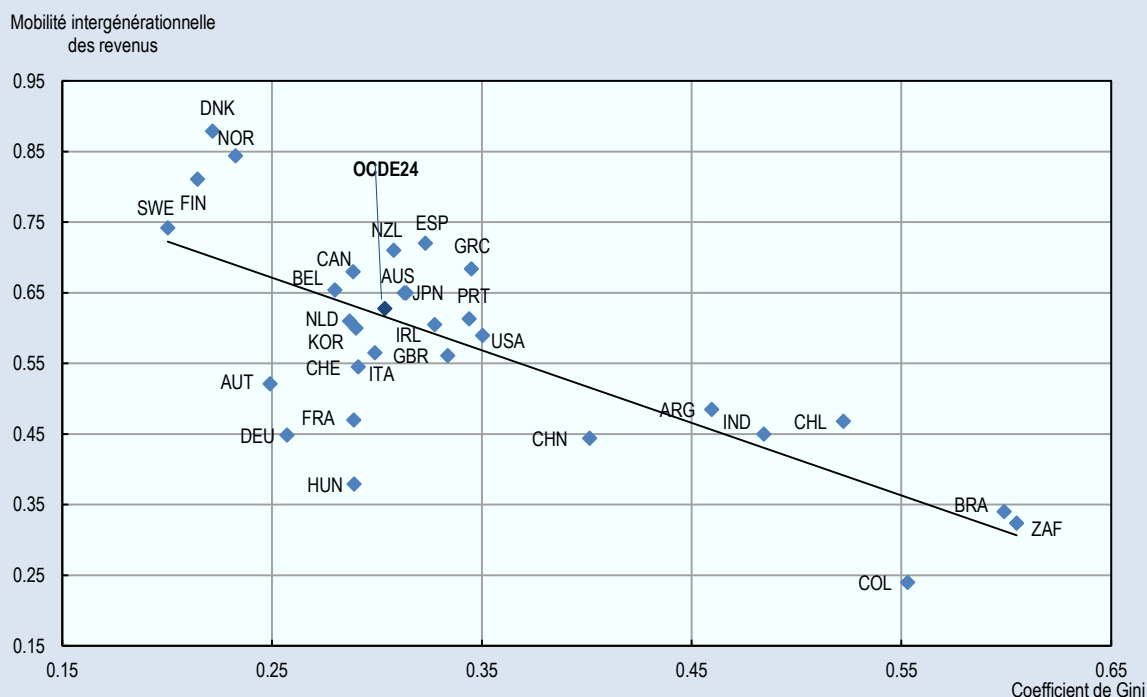
StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970720>

Encadré 4.5. La courbe dite « de Gatsby le Magnifique »

Le degré auquel les mesures conventionnelles de l'inégalité de revenus à un moment donné traduisent les possibilités d'ascension sur l'échelle des revenus au cours d'une vie est susceptible de compter pour beaucoup dans les perceptions qu'ont les individus et les décideurs des inégalités de revenus. Étant donné que les mesures de la mobilité intergénérationnelle des revenus d'activité sont l'un des critères par rapport auxquels sont souvent évaluées les déclarations sur l'égalité des chances, la relation entre inégalité et mobilité des revenus suscite un intérêt grandissant. Malgré l'absence de lien théorique manifeste entre la mobilité intergénérationnelle des revenus et les inégalités de revenu à un moment donné, cette relation a fait l'objet d'un examen empirique à l'échelle internationale, en premier lieu à partir des données recueillies par l'économiste Miles Corak (2006) et développées par l'OCDE (2008). La « courbe de Gatsby le Magnifique » – expression utilisée pour la première fois par Alan Krueger, dans un discours en 2012 – qui en résulte est la représentation graphique de la relation négative entre l'inégalité et l'élasticité intergénérationnelle des revenus dans les pays : plus les inégalités (mesurées par le coefficient de Gini) sont prononcées, plus l'égalité des chances (exprimée par l'élasticité des revenus de père en fils) est faible. Un tel postulat donnerait lieu d'anticiper une baisse de la mobilité dans la zone OCDE compte tenu du creusement des inégalités depuis les années 80.

La courbe de Gatsby illustrée par le Graphique 4.9 indique que la relation négative entre inégalité et mobilité intergénérationnelle demeure, mais se complique par rapport à OCDE (2008) lorsque sont inclus d'autres pays et des estimations plus récentes. En particulier, elle est affaiblie par l'inclusion de certains pays européens à faible inégalité et faible mobilité (Hongrie, Autriche) et d'estimations nouvelles, inférieures, de la mobilité en France ou en Allemagne. En revanche, les nouvelles estimations pour les économies émergentes renforcent la relation en affichant à la fois des coefficients de Gini élevés et une mobilité limitée.

Graphique 4.9. Élasticité intergénérationnelle et inégalité des revenus



Note : l'élasticité est représentée par 1 moins l'élasticité intergénérationnelle des revenus (voir

l'Graphique d'annexe 4.A.1). Les inégalités de revenu sont mesurées par le coefficient de Gini, du milieu des années 1980 au début des années 1990.

Source : calculs de l'OCDE pour l'Autriche, la Belgique, l'Espagne, la Grèce, la Hongrie, l'Irlande, l'Italie, les Pays-Bas, le Portugal, et le Royaume-Uni d'après le module ad hoc d'EU-SILC et le PCM (MHP pour la Hongrie) ; pour l'Allemagne d'après le GSOEP ; pour les États-Unis d'après le PSID. Jiménez, Maribel et Mónica Jiménez (2009) pour l'Argentine ; Mendolia et Siminski (2015) pour l'Australie ; Guimões Ferreira et Veloso (2006) pour le Brésil ; Chen et al. (2017) pour le Canada ; Nuñez Miranda (2010) pour le Chili ; Chyi et al. (2014) pour la Chine ; Ramirez Zuloaga (2016) pour la Colombie ; Kim (2015) pour la Corée ; Bratsberg et al. (2006) pour le Danemark et la Finlande ; Lefranc (2011) pour la France ; Hnatkovska et al. (2013) pour l'Inde ; Lefranc et al. (2014) pour le Japon ; Jäntti et al. (2006) pour la Norvège et la Suède ; Gibbons (2010) pour la Nouvelle-Zélande ; Bauer (2006) pour la Suisse. Coefficient de Gini basé sur la *Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus* pour la population totale à la fin des années 80 et au début des années 90, et sur Milanovic (2014) pour l'Argentine.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970739>

Il est à noter que, pour certains pays, ces estimations d'élasticité diffèrent en partie de celles présentées dans OCDE (2008). Outre l'utilisation de données plus actuelles, ces différences s'expliquent essentiellement par la sensibilité de ces estimations à la valeur approximative sélectionnée pour le revenu permanent ou l'âge auquel les revenus des pères sont mesurés (Corak, 2006). Pour l'Australie, Mendolia et Siminski (2015) ont utilisé 11 vagues des données HILDA, tandis que Leigh (2006) n'a pris en compte que la vague de 2004. Les estimations de l'Allemagne et des États-Unis ont été calculées par le Secrétariat de l'OCDE à partir de toutes les vagues disponibles des données du panel socioéconomique (GSOEP) (1984-2013) et de la *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) (1968-2013) respectivement, mais aussi en calculant le revenu moyen sur un minimum de 8 ans pour obtenir des estimations plus appropriées du revenu permanent. Pour la même raison, Chen et al. (2017) ont calculé la moyenne des revenus d'activité des pères sur au moins 10 ans pour obtenir leur estimation pour le Canada. En revanche, Grawe (2004) a pris en compte les moyennes sur 5 ans seulement pour le Canada, l'Allemagne ou les États-Unis. Enfin, pour la France, Lefranc (2011) a utilisé les revenus d'activité de pseudo-pères anticipés à 40 ans, alors que Lefranc et Trannoy (2003) ont assigné les enfants à plusieurs pseudo-pères sélectionnés à différents âges. Les estimations du Luxembourg ont été exclues en raison de son schéma migratoire très particulier, à savoir 46 % d'individus nés dans un autre pays en 2015, contre 13 % en moyenne dans les pays de l'OCDE (OCDE, 2017b). Un grand nombre de ces individus n'ont pas grandi ni fait d'études au Luxembourg. Par conséquent, aucune relation significative ne peut être établie entre le niveau de mobilité et le niveau d'inégalités transversales. Pour les estimations d'élasticité obtenues à partir de différentes spécifications et sources, les intervalles peuvent être importants et sont indiqués dans le Graphique d'annexe 4.A.4. .

Les heures travaillées et le type d'emploi ont une incidence sur le degré de mobilité intergénérationnelle des revenus d'activité. La prise en compte des employés à temps plein et à temps plein en année complète au lieu de tous les employés donne un échantillon plus homogène et pourrait exclure les employés moins attachés au marché du travail, dont les revenus d'activité sont moins irréguliers et éventuellement inférieurs. Quelques écrits démontrent la transmission des heures de travail, permettant de penser que les pères qui travaillent plus d'heures que la moyenne de leur cohorte ont tendance à avoir des enfants qui travaillent eux aussi plus d'heures que la moyenne de leur cohorte. Cela pourrait être lié à une transmission de parents à enfants des préférences en matière de loisirs (Toledo, 2007).

Les estimations ci-dessus concernent tous les employés et excluent les indépendants. Le Graphique 4.10 illustre les élasticités intergénérationnelles des revenus d'activité entre pères et fils. La barre de gauche représente un échantillon sélectif, composé des employés à temps plein en année complète, alors que la barre de droite représente l'ensemble des travailleurs, c'est-à-dire tous les employés et les indépendants. Pour la majorité des pays,

les heures travaillées ou le type d'emploi influent peu sur la mobilité des revenus d'activité, bien qu'ils puissent avoir une incidence sur le classement du pays. Il convient toutefois de relever quelques exceptions notables. Dans le cas de la Grèce, la mobilité est nettement inférieure pour les employés à temps plein en année complète (plus de 50 %), en lien avec une bien plus forte persistance intergénérationnelle des revenus d'activité au sommet de la répartition. Si l'analyse excluait les travailleurs à temps partiel ou se concentrait sur les employés à temps plein en année complète, les niveaux de persistance des revenus d'activité en Grèce seraient considérablement plus élevés parmi les pays de l'OCDE. En revanche, la persistance diminue lorsque que sont inclus les indépendants pour quelques pays : de 50 % en Allemagne et de 15 % en Grèce et au Portugal. L'inverse est constaté en Hongrie et aux Pays-Bas où le degré de persistance augmente de 23 % et 25 % lorsque les indépendants sont inclus.

Graphique 4.10. Élasticités des revenus individuels par situation au regard de l'emploi



Note : la hauteur de chaque barre correspond à la meilleure estimation ponctuelle de l'élasticité intergénérationnelle des revenus d'activité. Une valeur supérieure indique une plus grande persistance des revenus d'une génération à l'autre, et donc une plus faible mobilité intergénérationnelle. ... : pas de données disponibles.

Source : calculs de l'OCDE d'après le GSOEP pour l'Allemagne (toutes les vagues : 1984-2013) ; la PSID (toutes les vagues : 1968-2013) pour les États-Unis ; le PCM et le module EU-SILC 2011 pour l'Autriche, la Belgique, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Luxembourg, les Pays-Bas, le Portugal et le Royaume-Uni ; le MHP et le module EU-SILC 2011 pour la Hongrie ; le CASEN 2009 pour le Chili.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970758>

4.2.2. Quels sont les déterminants du degré de mobilité intergénérationnelle des revenus d'activité ?

L'éducation et le marché du travail sont les deux principaux facteurs d'influence sur la mobilité intergénérationnelle des revenus d'activité. L'absence de mobilité s'explique pour partie par la transmission des compétences tant cognitives que non cognitives. Le niveau d'instruction peut être influencé par le fait que des parents plus instruits ont davantage conscience de la valeur psychologique et économique de l'éducation, et poussent plus leurs enfants à réussir à l'école⁵. La manière dont le marché du travail récompense l'éducation et la manière dont les familles aident leurs descendants à entrer

sur le marché du travail expliquent aussi la corrélation des revenus d'activité⁶. Les liens familiaux peuvent avoir une incidence sur l'accès aux emplois⁷. Parallèlement, les différents choix des pouvoirs publics influencent tous ces facteurs, ainsi que les différences de mobilité des revenus d'activité à l'échelle internationale. La décomposition décrite dans l'Encadré 4.6 présente une méthode d'évaluation des différences nationales dans le degré d'influence exercé sur la persistance des revenus d'activité par la persistance en matière d'éducation ou la persistance en matière de profession.

La corrélation entre les professions des enfants et celles des pères est l'élément le plus important de l'élasticité intergénérationnelle des revenus d'activité, à raison de 35 % en moyenne et de plus de la moitié en Autriche, en Espagne, en France et en Irlande. La profession du père influence également l'élasticité intergénérationnelle du fait de son effet sur l'éducation des enfants, en particulier en Belgique, aux Pays-Bas et en Europe méridionale. Ce constat confirme les conclusions de précédentes études en Espagne et en Italie (Cervini-Plá, 2009; Piraino, 2007).

Encadré 4.6. Décomposition de l'élasticité intergénérationnelle des revenus

Pour comprendre si la corrélation de la profession ou de l'éducation entre les générations est l'élément le plus important de l'élasticité intergénérationnelle des revenus d'activité, une analyse par décomposition est effectuée. L'estimation en variables instrumentales pour deux échantillons permet une décomposition des sources d'élasticité des revenus d'activité sur les générations. À partir de la décomposition mise au point par Bowles et Gintis (2002) et suivie par Lefranc et Trannoy (2005), les revenus d'activité des pères W_{it}^f et ceux des descendants W_{it}^c peuvent être exprimés comme suit :

$$W_{it}^f = \alpha^f E_i^f + \gamma^f O_i^f + n_i^f \quad (4)$$

$$W_{it}^c = \alpha^c E_i^c + \gamma^c O_i^c + n_i^c \quad (5)$$

Où E_i^f et E_i^c se réfèrent à l'éducation des pères et des fils, et O_i^f et O_i^c à la profession des pères et des fils respectivement.

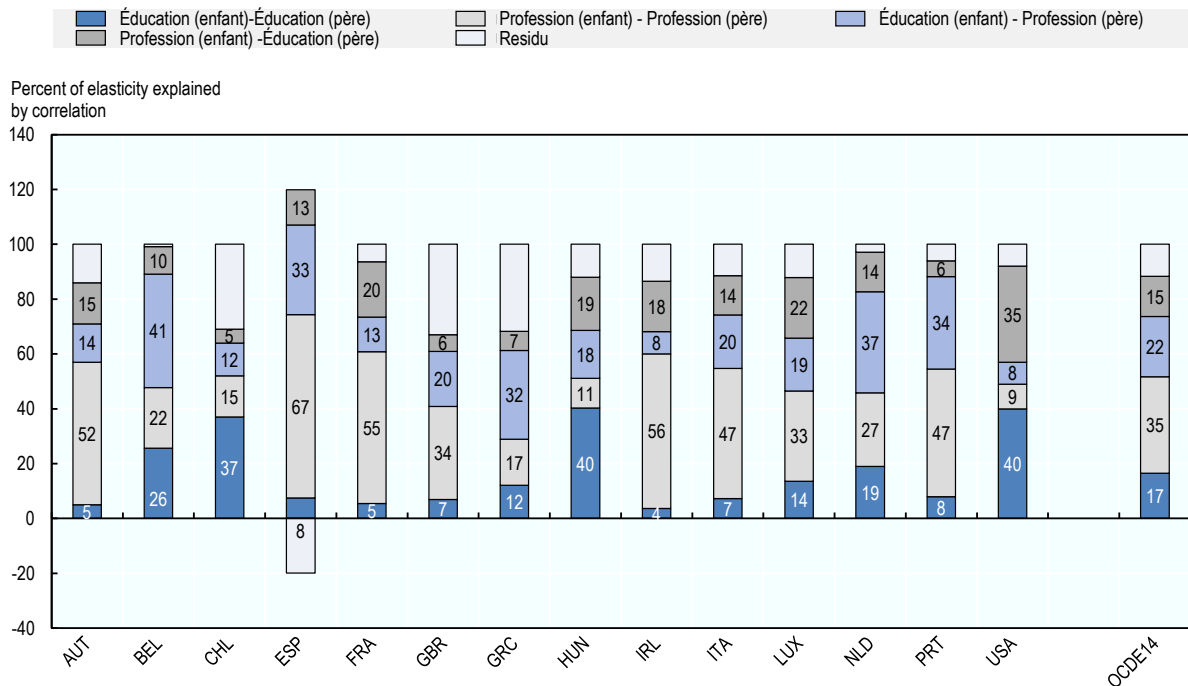
L'élasticité de β dans l'équation d'élasticité intergénérationnelle (3) de l'encadré 5.4 peut être exprimée comme suit :

$$\begin{aligned} \beta &= \frac{\text{cov}(W_{it}^c, \alpha_i^f E_i^f + \gamma^c O_i^f)}{V(\alpha_i^f E_i^f + \gamma^c O_i^f)} \\ &= \frac{1}{V(\alpha_i^f E_i^f + \gamma^c O_i^f)} \times [\alpha^c \text{cov}(E_i^c, \alpha^f E_i^f) + \gamma^c \text{cov}(O_i^c, O_i^f) \gamma^f + \alpha^c \text{cov}(E_i^c, O_i^f) \gamma^f \\ &\quad + \alpha^f \text{cov}(E_i^f, O_i^c) \gamma^c + \text{cov}(n_i^c, E_i^f) \alpha^f + \text{cov}(n_i^c, O_i^f) \gamma^f] \end{aligned}$$

β peut être décomposé en somme de six termes correspondant à la covariance de l'éducation et de la situation sociale des pères sur l'éducation, la profession et le résidu de revenus d'activité des enfants, chacun multiplié par l'effet de la variable appropriée sur le revenu permanent des enfants et des pères, respectivement. Cette décomposition devrait être considérée uniquement comme une formule descriptive, dans le sens suggéré par Bowles et Gintis (2002), et non pas comme une analyse des effets causaux.

L'éducation des pères intervient dans une relativement moindre mesure dans la persistance intergénérationnelle des revenus d'activité. En moyenne, environ 17 % de l'élasticité s'explique par la corrélation entre l'éducation du père et celle de l'enfant. Ce n'est qu'en Hongrie et aux États-Unis que la transmission intergénérationnelle de l'éducation compte pour 40 % dans la relation des revenus d'activité ; elle a une incidence également plus importante en Belgique et aux Pays-Bas. Aux États-Unis, la transmission par l'éducation des descendants est relativement plus importante, en raison principalement du rendement supérieur de l'enseignement et des compétences et de la relation plus étroite entre le revenu et l'enseignement supérieur (Blenden et al., 2013). Si, en plus de la transmission de l'éducation, l'impact de l'éducation d'un père sur la profession de son fils est pris en compte, l'éducation du père contribue à expliquer 75 % de l'élasticité des revenus d'activité aux États-Unis et 60 % en Hongrie. L'éducation semble aussi être l'un des principaux facteurs explicatifs de la persistance dans le cas du Chili, résultat qui pourrait toutefois être également lié au manque de précision de la mesure des professions des pères.

Graphique 4.11. Déterminants de l'élasticité intergénérationnelle des revenus d'activité entre pères et fils, début des années 2010



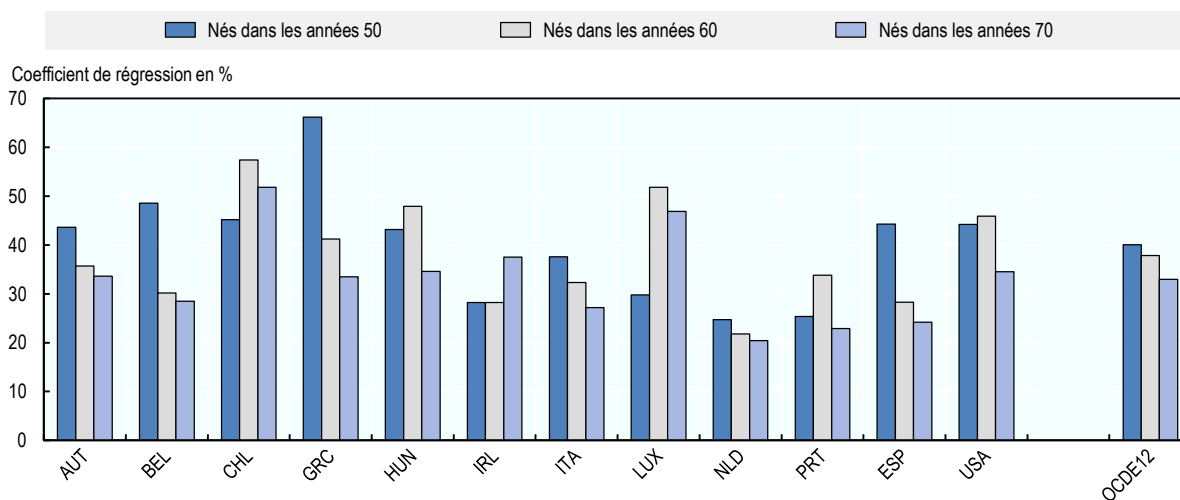
Source : calculs de l'OCDE d'après le PCM et le module EU-SILC 2011 pour l'Autriche, la Belgique, l'Espagne, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Luxembourg, les Pays-Bas, le Portugal et le Royaume-Uni ; d'après le MHP et le module EU-SILC 2011 pour la Hongrie ; le CASEN 2009 pour le Chili et la PSID (toutes les vagues : 1968-2013) pour les États-Unis.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970777>

4.2.3. La mobilité relative des revenus d'activité a-t-elle diminué ?

L'analyse de l'OCDE ne confirme pas de tendances généralisées sur l'ensemble des pays (Graphique 4.12). Parce qu'elle repose sur une année de données transversales, à l'exception de l'Allemagne et des États-Unis, il est difficile de dissocier les effets d'âge et de cohorte. La persistance pourrait diminuer pour les plus jeunes cohortes parce que les revenus d'activité sont observés à un plus jeune âge. Pour éviter ce type de biais, l'élasticité est calculée à partir des revenus d'activité anticipés des pères et fils au même âge (40 ans) pour chaque cohorte. La comparaison des évolutions sur trois cohortes de 10 ans, entre ceux nés dans les années 50, 60 et 70, fait ressortir des différences entre les groupes de pays. Dans un groupe (Autriche, Belgique, Espagne, Grèce, Italie), la mobilité des revenus d'activité a augmenté de manière continue pour les trois cohortes (l'élasticité a diminué). En Hongrie, au Portugal et aux États-Unis, la mobilité était inférieure pour la deuxième cohorte, mais supérieure pour la dernière. Au Chili et au Luxembourg, qui affichent les plus faibles estimations de mobilité, la baisse s'est principalement produite entre la première et la deuxième cohorte.

Graphique 4.12. Analyse de la persistance intergénérationnelle des revenus par cohorte



Note : la hauteur de chaque barre correspond à la meilleure estimation ponctuelle de l'élasticité intergénérationnelle des revenus d'activité. Une valeur supérieure indique une plus grande persistance des revenus d'une génération à l'autre, et donc une plus faible mobilité intergénérationnelle.

Source : calculs de l'OCDE d'après la PSID pour les États-Unis ; le PCM et le module EU-SILC 2011 pour l'Autriche, la Belgique, l'Espagne, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Luxembourg, les Pays-Bas, le Portugal et le Royaume-Uni ; le MHP et le module EU-SILC 2011 pour la Hongrie ; le CASEN pour le Chili.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970796>

Ce constat rejoint les résultats peu concluants de différentes études nationales. Pour les États-Unis, les écrits ne s'accordent pas sur l'évolution de la mobilité pour les cohortes nées entre les années 20 et le début des années 70. Une série d'études basées sur la PSID révèle peu d'évolution systématique parmi les hommes (Hertz, 2007 ; Lee et Solon, 2009) ; d'autres conclusions indiquent une hausse de la mobilité intergénérationnelle (Fertig, 2003 ; Mayer et Lopoo, 2004), bien que celle-ci puisse être expliquée par des estimations imprécises des revenus d'activité. Les estimations concernant les femmes dans Hertz (2007) et Lee et Solon (2009) indiquent une mobilité en baisse pour les premières cohortes, mais peu d'évolution pour celles nées en 1960 et après. Les travaux plus récents de Chetty et al. (2017), axés sur la mobilité absolue, tendent à indiquer que la proportion de descendants dont les revenus d'activité réels sont supérieurs à ceux de leurs parents a diminué aux États-Unis, de 90 % pour ceux nés en 1940, à 50 % pour ceux nés dans les années 80. Au Japon, les résultats font apparaître que la mobilité intergénérationnelle est restée plus ou moins stable depuis quelques décennies. Une conclusion particulièrement contestée au Royaume-Uni, à savoir que la mobilité a diminué, s'appuie sur le constat que l'élasticité intergénérationnelle des revenus d'activité estimée pour la cohorte née en 1958 (*National Child Development Study*) est plus importante que celle de la cohorte née en 1970 (*British Cohort Study*), mais des différences dans les sources de données pourraient expliquer les résultats.

Pour d'autres pays européens, si l'augmentation de la mobilité fait davantage l'unanimité pour les cohortes de l'après-Deuxième Guerre mondiale, des recherches plus poussées sont nécessaires pour les cohortes plus récentes, nées depuis les années 70. En Finlande, la mobilité a considérablement augmenté pour les cohortes nées entre 1930 et 1970, constat associé avec les réformes de l'école polyvalente (Pekkala et Lucas, 2007). Pour la

Norvège, Bratberg et al. (2005) observent une stabilité générale dans le temps, voire une légère augmentation de la mobilité des revenus d'activité père-fils et père-fille entre les cohortes de 1950 et 1965. Ils suggèrent que la série de réformes du système éducatif, axée sur l'égalité des chances, a également contribué à ce résultat. En Suède, la mobilité a considérablement augmenté entre les cohortes d'avant et d'après-guerre, alors que la relation reste au point mort pour toutes les cohortes d'après la Deuxième Guerre mondiale (Bjorklund, Jäntti et Lindquist, 2009). Enfin, on observe en France une évolution de la mobilité en V. Le point le plus bas concerne les hommes nés dans les années 30, date après laquelle la mobilité a augmenté pour ceux nés entre 1940 et 1950, sous l'effet positif des politiques d'éducation et d'égalité sociale, mais diminué à nouveau pour les personnes nées en 1970 (Lefranc, 2011).

4.3. Au-delà des corrélations père-fils moyennes : Effets des antécédents parentaux sur les ressources à différents points de la distribution et pour les descendantes

Les études sur la distribution des revenus d'activité dans une optique intergénérationnelle ont fait ressortir que la persistance a augmenté aux deux extrémités et que richesse et pauvreté sont toutes les deux partiellement héritées. La section ci-après s'intéresse donc à la relation de dépendance entre la mobilité et la position de l'individu sur l'échelle de distribution des revenus d'activité. La deuxième section examine le patrimoine plutôt que les revenus d'activité à différents points de l'échelle de distribution. La dernière section donne une estimation de la mobilité des revenus d'activité pour les filles, sachant que les données empiriques dans ce domaine ont tout sauf abondé.

4.3.1. Les caractéristiques de la mobilité sont-elles différentes au sommet et au bas de l'échelle de distribution ?

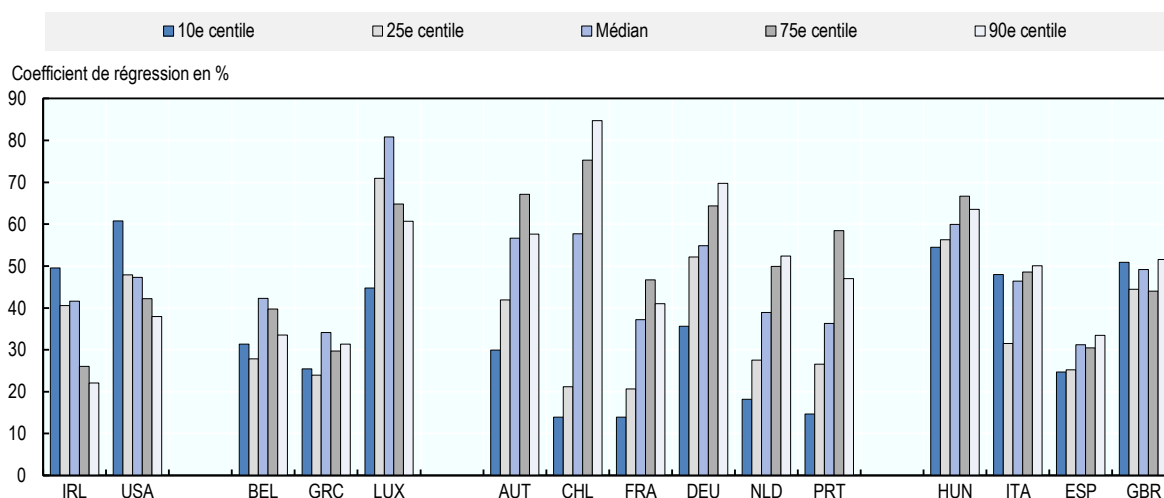
Les estimations des caractéristiques de la mobilité moyenne, comme les élasticités présentées ci-dessus, masquent l'hétérogénéité du degré de mobilité ou de persistance sur l'ensemble de la population, à savoir que la persistance des revenus d'activité n'est pas la même et qu'elle n'augmente ou ne diminue pas de manière linéaire le long de la distribution⁸. Des régressions par quantile pour une sélection de pays de l'OCDE servent à évaluer, ci-après, l'influence des revenus d'activité des pères à chaque quantile (les 10^e, 25^e, 50^e, 75^e et 90^e centiles).

Ce type d'analyse à l'échelle internationale confirme que la persistance intergénérationnelle des revenus d'activité varie considérablement le long de l'échelle de distribution et selon les pays (Graphique 4.13). Quatre groupes de pays se dégagent. Dans un premier groupe, la mobilité est la plus forte pour ceux qui se situent dans les centiles inférieurs de la distribution des revenus d'activité des pères (les derniers 10 %). Ce degré supérieur de mobilité ascendante des fils nés de pères à revenus modestes est constaté en Allemagne, en Autriche, au Chili, en Espagne, en France et aux Pays-Bas. Dans tous ces pays, la persistance augmente de manière linéaire pour ceux dont les revenus d'activité sont supérieurs jusqu'au 75^e centile, puis elle retombe pour le 90^e centile, à l'exception de l'Allemagne, du Chili et des Pays-Bas. En revanche, dans un deuxième groupe de pays (Irlande et États-Unis), la mobilité intergénérationnelle est la plus élevée pour ceux qui sont nés de pères plus aisés et la plus basse pour ceux nés de pères plus pauvres.

Dans un troisième groupe (Belgique, Grèce, Luxembourg), la mobilité est plus forte aux deux extrémités de la distribution et atteint son plus bas niveau parmi les classes moyennes, c'est-à-dire les revenus d'activité médians. Enfin, dans le quatrième groupe de pays (Espagne, Hongrie, Italie et Royaume-Uni), les différences de mobilité sur l'échelle

de distribution des revenus d'activité des pères sont moins prononcées. Cela étant dit, on observe une légère tendance à une plus faible mobilité au sommet de la distribution en Espagne, en Hongrie et en Italie. Ce constat s'inscrit dans le droit-fil de précédentes conclusions pour l'Espagne et l'Italie, qui indiquent une plus forte immuabilité au sommet (Cervini-Plá, 2015 ; Mocetti, 2007) et comparent cette situation avec les résultats du Canada (Chen et al., 2016).

Graphique 4.13. Élasticités des revenus pour les différents quantiles de la distribution, début des années 2010



Note : la hauteur de chaque barre correspond à la meilleure estimation ponctuelle de l'élasticité intergénérationnelle des revenus d'activité. Une valeur supérieure indique une plus grande persistance des revenus d'une génération à l'autre, et donc une plus faible mobilité intergénérationnelle.

Source : calculs de l'OCDE d'après le GSOEP pour l'Allemagne ; le PSID pour les États-Unis ; le PCM et le module EU-SILC 2011 pour l'Autriche, la Belgique, l'Espagne, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Luxembourg, les Pays-Bas, le Portugal et le Royaume-Uni ; le MHP et le module EU-SILC 2011 pour la Hongrie ; le CASEN 2009 pour le Chili.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970815>

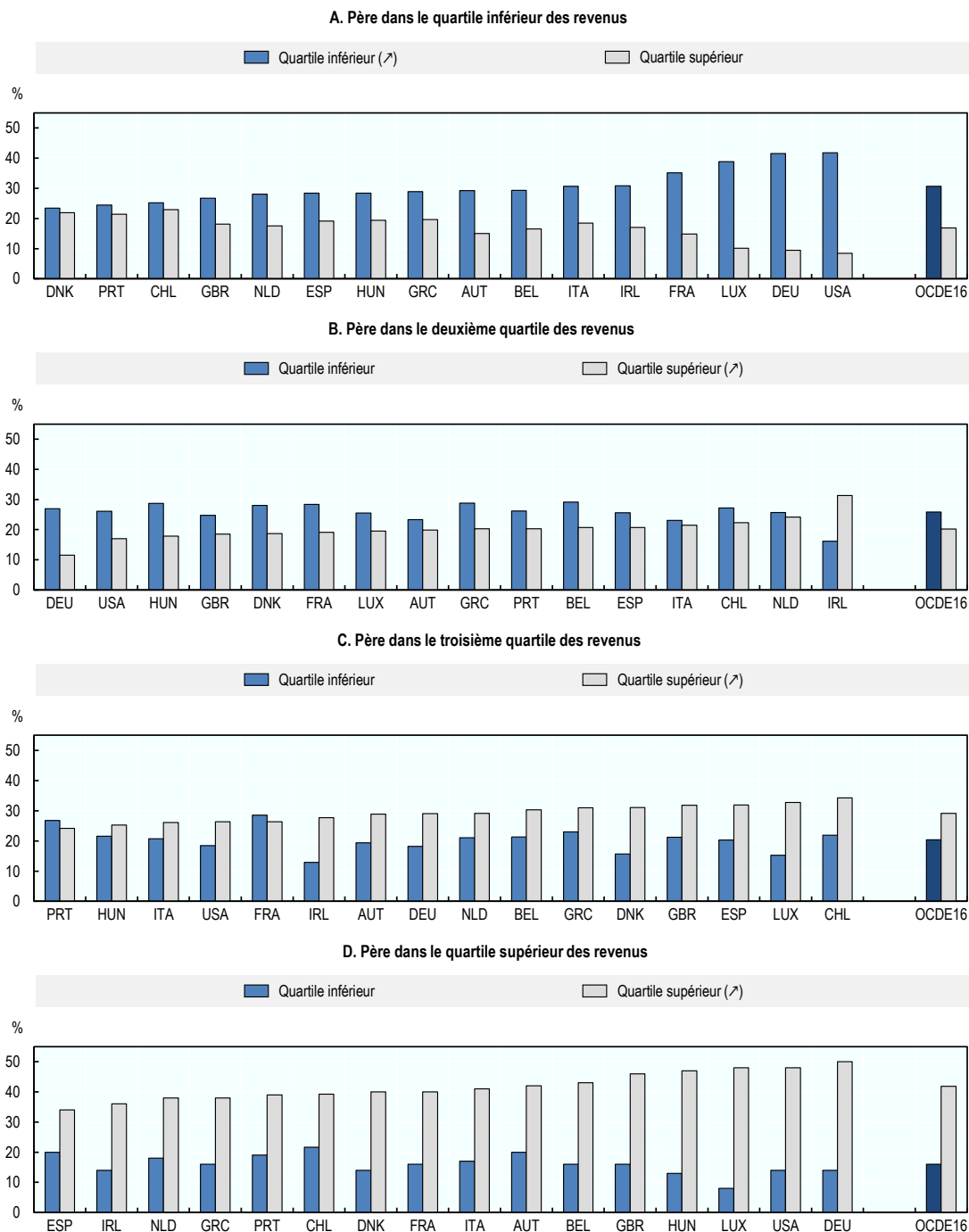
Les enfants nés dans des familles modestes peuvent se heurter à des obstacles familiaux, éducatifs, informationnels et culturels et rester bloqués au bas de l'échelle. Méthode utile pour dégager les caractéristiques de la mobilité intergénérationnelle ascendante et descendante, les matrices de transition peuvent être interprétées comme la probabilité qu'un fils se situe dans le quantile i^e , à condition que son père soit dans le même quantile ou dans un autre quantile de revenus. Par exemple, cela montrera quel pourcentage d'enfants d'âge adulte dans le quintile supérieur sont nés de parents dans le même quintile et quel pourcentage d'enfants dont les parents étaient dans le quantile inférieur se sont hissés jusqu'au haut de l'échelle. La mobilité ascendante à partir du quantile inférieur est, en réalité, élevée : en moyenne, 71 à 72 % des individus se situent dans un quartile de revenus d'activité supérieur au quartile du bas si leur père était dans le quartile du bas (Graphique 4.14, partie A).

Cependant, la plus grande partie de la mobilité ascendante depuis le quantile du bas se fait vers le quantile immédiatement supérieur (le deuxième), sauf en France où l'on observe aussi plus de mobilité ascendante du quantile du bas jusqu'au troisième quantile ; le plancher est cependant plus adhérent (35 %) que dans d'autres pays. Une proportion

moins des fils atteignent le quantile du haut de la distribution des revenus d'activité quand leurs pères étaient dans le quantile du bas : environ 15 à 20 % dans la plupart des pays, mais 10 % ou moins aux États-Unis, en Allemagne et au Luxembourg. En revanche, la mobilité ascendante à partir du bas est forte au Portugal et au Danemark étant donné que les proportions de fils de pères à revenus modestes qui restent au bas de l'échelle et de ceux qui atteignent le sommet sont presque identiques. Cela confirme d'autres conclusions indiquant un taux nettement inférieur de mobilité ascendante à partir du bas de la distribution aux États-Unis par rapport aux pays nordiques (Jäntti et al., 2006).

Parallèlement, ceux qui naissent dans des familles plus aisées sont parfois empêchés de glisser vers le bas de l'échelle par un « plafond adhérent », c'est-à-dire par le fait que le revenu et les privilèges des parents peuvent aider leurs descendants à réduire le risque de régression (Reeves et Howard, 2013). À cause des planchers et des plafonds adhérents, la mobilité intergénérationnelle ascendante relative sera limitée par des taux équivalents de mobilité descendante. Les plafonds adhérents varient de 35 % en Espagne à près de 50 % au Royaume-Uni, en Hongrie, au Luxembourg, aux États-Unis et en Allemagne (Graphique 4.14, partie D). La mobilité descendante à partir du haut est relativement faible au Royaume-Uni, alors que la mobilité ascendante globale à partir du bas est au-dessus de la moyenne. Pour sa part, la mobilité descendante du quartile du haut vers le quartile du bas va de 8 % au Luxembourg à 22 % au Chili.

Au milieu, les perspectives de revenus sont largement influencées par la position des parents sur la distribution des revenus. Dans tous les pays, à l'exception notable de l'Irlande, les fils dont le père appartient à la catégorie des revenus moyens inférieurs (le deuxième quartile de la distribution des revenus) auront plus de chances de glisser jusqu'au quartile du bas que de se hisser jusqu'au quartile supérieur (Graphique 4.14, partie B). En Allemagne, 27 % des enfants dont le père se situe dans le deuxième quartile atteignent le quartile du bas et 11 % seulement se hissent jusqu'au quartile supérieur. Parallèlement, les chances qu'ont les fils dont le père appartient à la catégorie des revenus moyens supérieurs (troisième quartile) d'atteindre le quartile du haut sont généralement supérieures à leurs chances de glisser jusqu'au bas de l'échelle (Graphique 4.14, partie C). Ce n'est qu'en France et au Portugal que le risque de glisser jusqu'au dernier quartile est légèrement supérieur.

Graphique 4.14. Pourcentage de fils dans les quartiles supérieur et inférieur des revenus, par quartile du père

Source : calculs de l'OCDE d'après le GSOEP pour l'Allemagne ; la PSID pour les États-Unis ; le PCM et le module EU-SILC 2011 pour l'Autriche, la Belgique, le Danemark, l'Espagne, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Luxembourg, les Pays-Bas, le Portugal et le Royaume-Uni ; le MHP et le module EU-SILC 2011 pour la Hongrie ; le CASEN 2009 pour le Chili.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970834>

4.3.2. *Transmission intergénérationnelle de la situation patrimoniale*

Si l'association des revenus d'activité d'une génération à l'autre a suscité beaucoup d'intérêt et fait l'objet de nombreuses recherches, les connaissances sur la transmission de la situation patrimoniale de parents à enfants sont beaucoup plus limitées. La documentation disponible pour quelques pays indique que les enfants de parents aisés ont plus de chances d'être riches que les enfants de parents plus modestes. Cependant, les données sur la force de cette relation varient considérablement à l'intérieur des pays et d'un pays à l'autre (Charles et Hurst, 2003 ; Pfeffer et Killewald, 2015, pour les États-Unis ; Boserup et al., 2014 pour le Danemark ; Adermon et al., 2016, pour la Suède).

L'héritage est un important facteur dans les relations concernant le patrimoine. La question de la part réelle d'héritage dans le patrimoine fait pourtant débat et, selon le pays et l'étude, les estimations de la part d'héritage dans le patrimoine net varient de 10 % à plus de 50 % (Kotlikoff et Summers, 1988 ; Modigliani, 1988 ; Wolff et Gittleman, 2011 pour les États-Unis ; Karagiannaki, 2011 pour le Royaume-Uni ; Kessler et Masson, 1989, pour la France ; Klevmarken, 2006, pour la Suède). Selon des travaux plus récents, l'héritage pourrait expliquer entre la moitié et jusqu'à trois quarts de la persistance du patrimoine (Adermon et al., 2016).

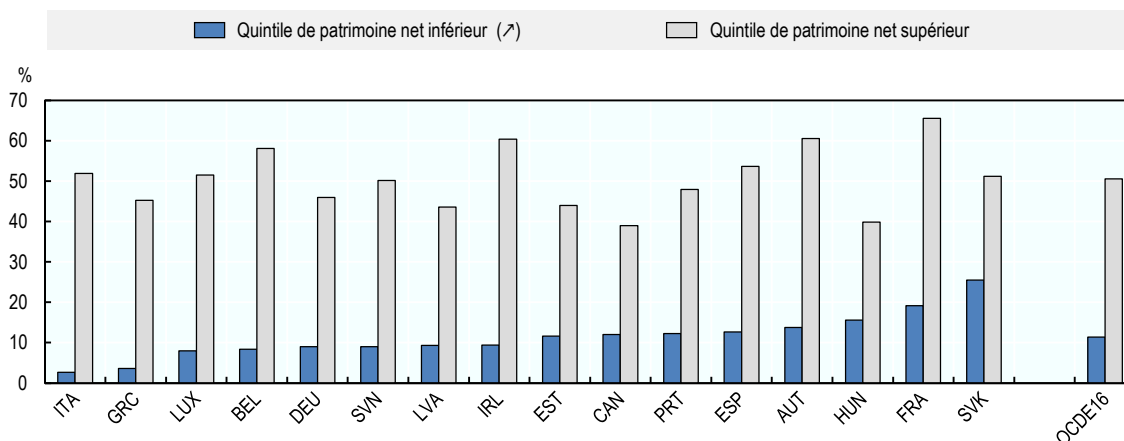
De nouvelles données de l'OCDE sur la transmission du patrimoine de parents à enfants permettent en partie de combler ce déficit et de faire la lumière sur l'importance de l'héritage et des donations comme source de patrimoine (Graphique 4.15, partie A). En moyenne, dans les 16 pays de l'OCDE disposant de données, environ un ménage sur trois a déclaré avoir déjà reçu des donations ou des legs. D'importantes différences sont observées entre les pays : en Lettonie, un ménage sur quatre seulement dit avoir reçu des héritages ou des donations alors que, à l'autre extrémité, cette proportion est presque doublée en France. Des variations nationales sont également manifestes lorsque l'on étudie les caractéristiques aux différents points de la distribution des richesses. Si, dans tous les pays considérés, on observe un gradient positif de la chance d'hériter sur l'ensemble des quintiles de richesse, ce gradient est particulièrement fort en Belgique, en Grèce et en Italie. En France, le flux annuel d'héritages augmente depuis les années 50, après avoir reculé entre les années 30 et les années 50, et engendre une croissance de la fortune tirée par l'héritage, à l'origine du débat sur la « société d'héritiers » (Piketty, 2011).

Dans les pays de l'OCDE disposant de données, la valeur actualisée des héritages et des donations reçus par les ménages du quintile de patrimoine net supérieur représente, en moyenne, 72 % du patrimoine net moyen de tous les ménages, tandis que pour ceux du quintile inférieur, cette proportion est réduite à 1.5 % du patrimoine net moyen de la population totale (Graphique 4.15, partie B).

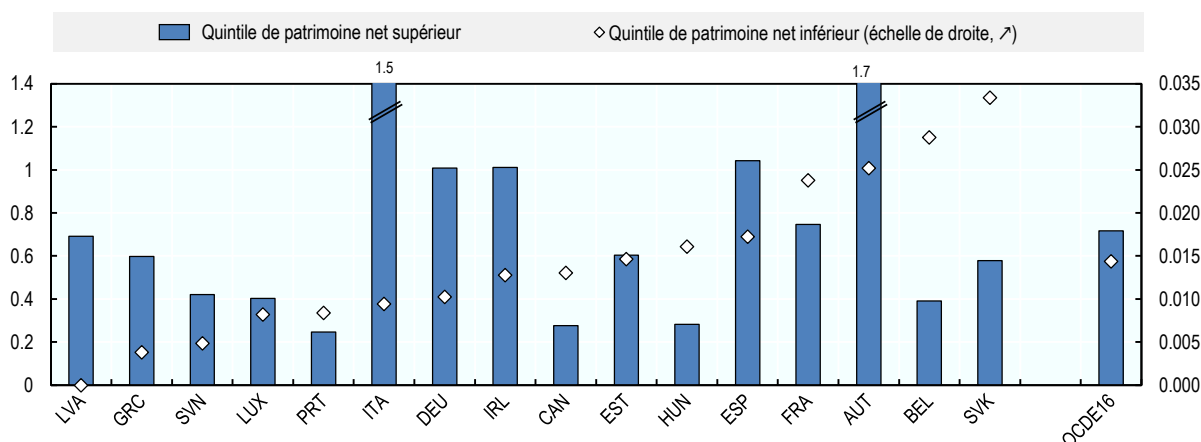
De nombreux facteurs expliquent ces différences. Premièrement, le patrimoine moyen total des ménages et la concentration patrimoniale diffèrent considérablement d'un pays à l'autre. L'Autriche, par exemple, qui affiche une forte proportion d'héritage dans le quintile de patrimoine supérieur, enregistre également une forte concentration patrimoniale, à l'inverse de la Grèce. Parallèlement, certains pays appliquent un système rigoureux de taxation des héritages et des donations alors que d'autres, comme la République slovaque, ne taxent pas les transferts de patrimoine. La composition du patrimoine en termes d'actifs financiers et non financiers entre elle aussi en jeu, tout comme les règles correspondantes sur l'imposition de la propriété immobilière. Enfin, les différences en matière de vieillissement de la population entre les pays ont elles aussi une influence puisque l'accumulation de patrimoine a tendance à augmenter avec l'âge.

Graphique 4.15. Héritages et donations, par quintile de patrimoine net

A. Proportion de ménages ayant reçu un héritage, quintiles de patrimoine supérieur et inférieur, 2015 ou année la plus récente



B. Valeur actualisée moyenne des héritages reçus en proportion du patrimoine moyen net, quintiles de patrimoine supérieur et inférieur, 2015 ou année la plus récente



Source : OCDE (2017), *Comment va la vie ? Mesurer le bien-être*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/how_life-2017-en.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970853>

4.3.3. La mobilité est-elle supérieure ou inférieure pour les descendantes ?

Quelques études ont comparé la mobilité intergénérationnelle des revenus d'activité des descendants des deux sexes et suggèrent que filles et fils ont un degré de mobilité similaire ou que les filles sont encore plus mobiles que les fils. En effet, quelques études constatent des niveaux d'élasticité assez proches pour les fils et les filles aux États-Unis, en Espagne et au Japon (Mazumder, 2005 ; Lefranc et al., 2013 ; Cervini-Plà, 2009). Les données scandinaves indiquent que la mobilité intergénérationnelle des revenus d'activité est quelque peu supérieure pour les femmes quand elle est mesurée en fonction des revenus individuels – voir Österberg (2000) ; Österbacka (2001) ; Bratberg et al. (2005, 2007) ; et Jäntti et al. (2006) – mais une autre étude plurinationale incluant le Danemark, les États-Unis, la Finlande, la Norvège et le Royaume-Uni, constate que la persistance intergénérationnelle du revenu des femmes est très similaire dans tous les pays lorsque

seuls sont pris en compte les revenus d'activité individuels (Raaum et al., 2007). D'autres pays, dont le Canada, la France, l'Italie et la Nouvelle-Zélande, affichent une élasticité légèrement inférieure pour les descendantes (Lefranc, 2011 ; Moroni, 2015 ; Chen et al., 2017 ; Gibbons, 2010).

L'estimation de la mobilité des revenus d'activité des descendantes pose un problème de sélection, car les revenus d'activité, du fait qu'ils sont observés uniquement pour celles qui sont employées, subissent l'effet du taux d'activité inférieur des femmes. Par exemple, les femmes ont plus de chance d'interrompre leur carrière pour avoir et élever des enfants au début de leur vie professionnelle ; elles ne sont généralement pas aussi fortement attachées au marché du travail que les hommes. Les femmes employées étant un échantillon autosélectionné, les estimations seront biaisées si l'interprétation est élargie à l'échantillon complet des descendantes. En plus de l'estimation père-fils, une correction de Heckman est nécessaire pour tenir compte de l'effet de sélection (voir l'Encadré 4.7).

Encadré 4.7. Correction de l'effet de sélection d'échantillon dans le calcul des élasticités individuelles des descendantes

Comme pour les fils, l'élasticité intergénérationnelle des revenus d'activité sera estimée à partir d'informations sur les revenus d'activité du pseudo-père et ses caractéristiques socioéconomiques

pour anticiper les revenus d'activité permanents du père W_i^f :

$$W_{it}^f = W_i^f + A_{it}^f + v_{it}^f = Z_i \delta + A_{it}^f + n_i^f + v_{it}^f \quad (1)$$

Où W_{it}^f correspond aux revenus d'activité du père de l'individu i au moment t , qui peuvent être décomposés en revenus permanents W_i^f et en caractéristiques variables dans le temps A_{it}^f . Les revenus d'activité permanents sont décomposés en déterminants constants dans le temps Z_i et en éléments perturbateurs constants dans le temps n_i .

Cela permet d'obtenir le prédicteur des revenus permanents du père en fonction des caractéristiques parentales (éducation, profession et âge) incluses comme variables muettes :

$$\hat{W}_i^f = Z_i \hat{\delta} \quad (2)$$

Et de calculer la régression avec les données sur le logarithme de revenus d'activités des descendantes pour estimer le coefficient d'élasticité intergénérationnelle des revenus β à partir de :

$$W_{it}^d = \beta(z_i \hat{\delta}) + A_{it}^d + u_{it} \quad (3)$$

$$\text{Où } u_{it} = \mu_i + \beta n_i^f + v_{it}^s + \beta Z_i (\delta - \hat{\delta})$$

L'équation de sélection est un modèle de probits où la variable dépendante, d , est une variable indicatrice égale à 1 si la descendante travaille et à zéro si elle ne travaille pas, représentée par :

$$d_i = Z_i \gamma + u_i$$

Où Z_i contient la situation de famille, une variable muette pour la parentalité et le logarithme des revenus d'activité du conjoint. Étant donné que ces variables ont peu de chances d'affecter les revenus d'activité par d'autres voies que la probabilité de travail, la restriction d'exclusion est valable et la correction de Heckman peut être utilisée.

Heckman suggère d'estimer l'équation de sélection probit à partir de la probabilité maximale pour l'échantillon entier et de calculer le ratio de Mills inverse qui est ensuite utilisé comme variable

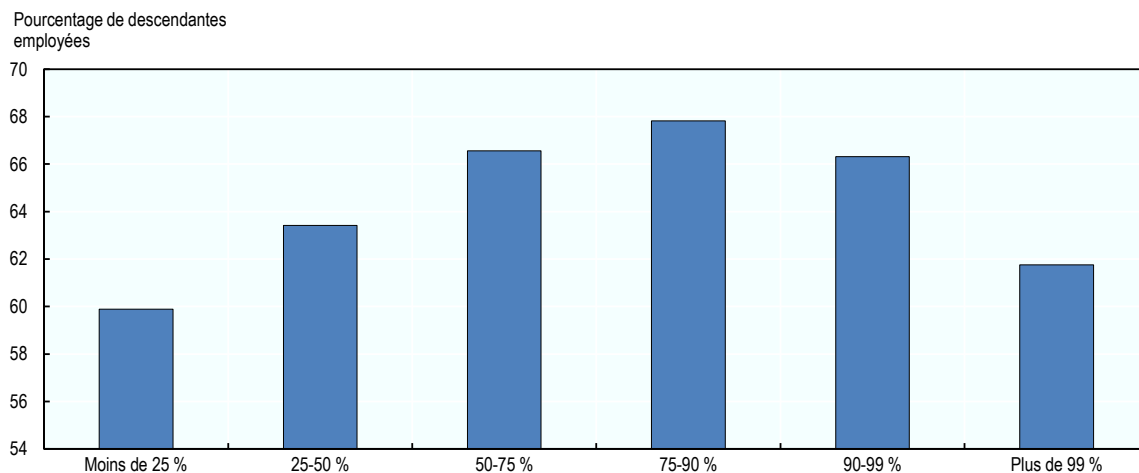
exogène supplémentaire dans l'équation intergénérationnelle :

$$W_{it}^d = \beta(z_i \hat{\delta}) + A_{it}^d + \mu \hat{\lambda} + u_{it} \quad (3)$$

Où $\hat{\lambda}$ est le ratio Mills inverse.

Graphique 4.16. Taux d'emploi des descendantes, par centile de revenus du père

Taux d'emploi des descendantes, par centile de revenus d'activités du père, moyenne de 13 pays de l'OCDE, vers 2011



Source : calculs de l'OCDE d'après le GSOEP pour l'Allemagne ; la PSID pour les États-Unis ; le PCM et le module EU-SILC 2011 pour l'Autriche, la Belgique, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Luxembourg, les Pays-Bas, le Portugal et le Royaume-Uni ; le MHP et le module EU-SILC 2011 pour la Hongrie ; le CASEN pour le Chili.

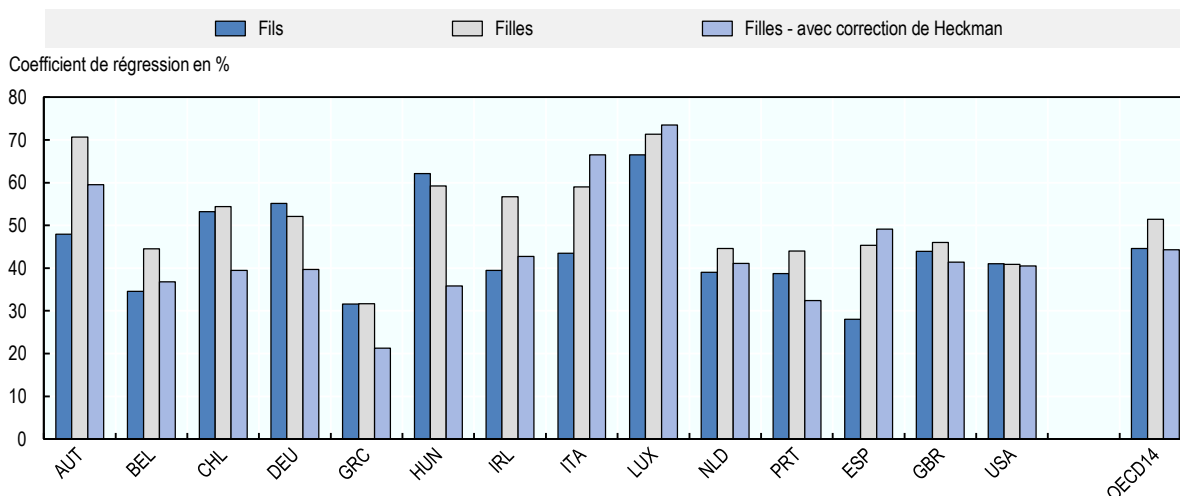
StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970872>

Globalement, l'élasticité entre les revenus d'activité des pères et de leurs filles est moins importante (la mobilité est supérieure) après correction de l'effet de sélection des filles employées selon un modèle de Heckman. Cela suggère que les femmes qui ont le plus faible potentiel de revenus d'activité ont moins de chances d'être actives. Le Graphique 4.16 suggère un schéma en u inversé : le taux d'emploi a tendance à être le plus bas pour les femmes dont le père avait des revenus modestes, mais il est aussi inférieur pour celles dont le père avait des revenus très élevés.

Le Graphique 4.17 compare les élasticités pour les descendants des deux sexes, avec correction de l'effet de sélection par l'activité. Cette correction réduit les estimations d'élasticité dans la plupart des pays, particulièrement en Grèce, en Hongrie, en Irlande et au Portugal. En Italie, en revanche, l'élasticité obtenue pour les filles augmente après correction, indiquant que les femmes qui ont le plus fort potentiel de revenus d'activité sont moins susceptibles d'être actives. Un taux d'activité inférieur des femmes ayant des revenus anticipés supérieurs est également constaté au Japon (Lefranc et al., 2013).

La mobilité intergénérationnelle des revenus des filles a tendance à s'approcher de celle des fils dans la majorité des pays. Elle est nettement supérieure pour les filles que pour les fils (plus de 10 points) en Allemagne, au Chili, en Grèce et en Hongrie, mais inférieure pour les filles en Autriche, au Luxembourg et, en particulier, en Espagne et en Italie.

Graphique 4.17. Élasticité des revenus entre pères et filles, par comparaison avec l'élasticité entre pères et fils



Note : la hauteur de chaque barre correspond à la meilleure estimation ponctuelle de l'élasticité intergénérationnelle des revenus d'activité. Une valeur supérieure indique une plus grande persistance des revenus d'une génération à l'autre, et donc une plus faible mobilité intergénérationnelle. Les résultats pour les filles présentés dans la troisième barre utilisent la correction de l'effet de sélection de Heckman.

Source : calculs de l'OCDE d'après le GSOEP pour l'Allemagne ; la PSID pour les États-Unis ; le PCM et le module EU-SILC 2011 pour l'Autriche, la Belgique, l'Espagne, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Luxembourg, les Pays-Bas, le Portugal et le Royaume-Uni ; le MHP et le module EU-SILC 2011 pour la Hongrie ; le CASEN pour le Chili.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970891>

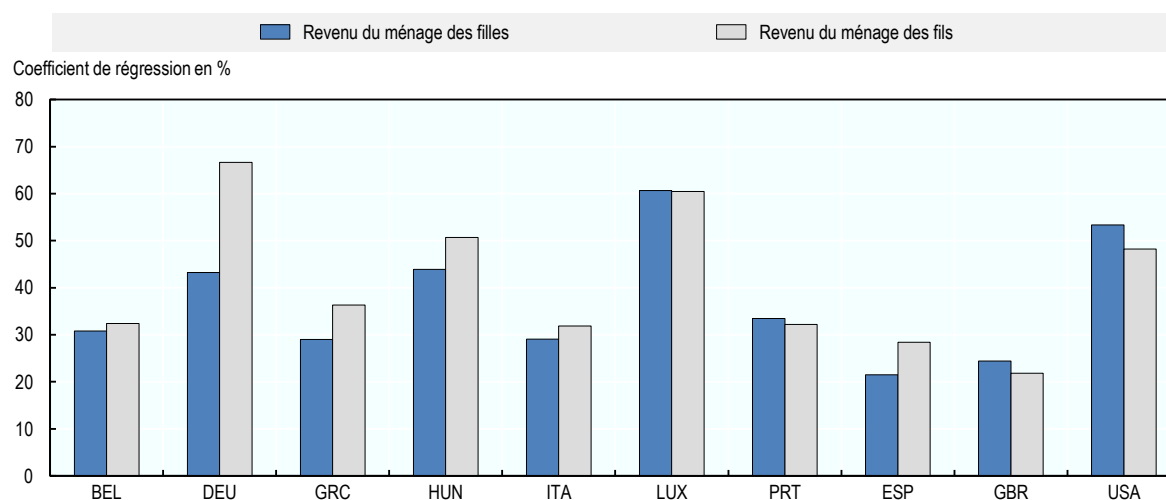
Les taux élevés de travail à temps partiel et d'inactivité économique de longue durée, mais aussi la ségrégation professionnelle hommes-femmes, compliquent l'analyse et l'interprétation de ces résultats. Par ailleurs, l'appariement assortatif – la tendance grandissante à sélectionner un conjoint ayant un niveau d'instruction et des revenus d'activité semblables – peut aussi influencer sur la force de la relation intergénérationnelle. On peut donc s'intéresser aux ressources du ménage plutôt qu'aux revenus d'activité de l'individu. D'une génération à l'autre, les inégalités évoluent non seulement en fonction des revenus du travail ou du capital humain, mais aussi de qui se marie avec qui. Les descendants se marient et la manière dont cet appariement se produit peut retentir sur leur position socioéconomique.

Selon Raum et al. (2007), les différences entre les pays en matière de mobilité intergénérationnelle des revenus d'activité des familles pourraient s'expliquer par quatre facteurs : 1) la mobilité des salaires individuels entre les générations, 2) la réaction de l'offre de travail au regard de son propre salaire, 3) le degré d'appariement assortatif, et 4) la réaction de l'offre de travail au regard du salaire du conjoint, qui découle des décisions communes d'offre de travail des ménages. Plusieurs études ont montré que l'appariement assortatif contribue considérablement à l'élasticité intergénérationnelle des revenus (Raum et al., 2007 ; Black et Devereux, 2011 ; Chadwick et Solon, 2002 ; Ermisch et al., 2006). En ce qui concerne les décisions d'offre de travail dans les pays, des élasticités transversales négatives d'offre de travail/salaires sont possibles dans les couples du fait que les femmes qui épousent des hommes riches réagissent au salaire élevé de leur mari en travaillant moins d'heures ou en se retirant du marché du travail. Au

Royaume-Uni et aux États-Unis, il apparaît que cette réaction transversale de l'offre de travail est plus forte que l'effet d'offre de travail directe du fait que les femmes qui épousent des hommes riches ont généralement elles-mêmes un fort potentiel de revenus d'activité. Une conclusion analogue se dégage au Japon. Ce dernier effet (l'offre de travail directe) est prépondérant dans les pays nordiques.

Le revenu disponible des ménages constitue, en principe, une meilleure mesure de la relation intergénérationnelle des niveaux de vie que les individus et leurs revenus d'activité seuls (Jenkins et Jäntti, 2013). Cette analyse n'est toutefois possible que pour un sous-ensemble de pays (voir l'Encadré 4.8). La comparaison de la mobilité des fils et des filles à partir du revenu des ménages de ce sous-ensemble de pays fait ressortir des différences de mobilité entre les deux sexes beaucoup moins prononcées que dans le cas des revenus d'activité individuels, à l'exception notable de l'Allemagne. À l'instar de la mobilité des revenus d'activité, la mobilité de revenu est nettement plus forte pour les filles que pour les fils en Allemagne (Graphique 4.18). Dans les autres pays, la mobilité de revenu des filles serait plutôt supérieure à celle des fils en Grèce, en Hongrie et en Espagne, et inférieure aux États-Unis.

Graphique 4.18. Comparaison de l'élasticité des revenus des fils et des filles d'après le revenu des ménages, 2011



Note : la hauteur de chaque barre correspond à la meilleure estimation ponctuelle de l'élasticité intergénérationnelle des revenus d'activité. Une valeur supérieure indique une plus grande persistance des revenus d'une génération à l'autre, et donc une plus faible mobilité intergénérationnelle. ... : pas de données disponibles.

Source : calculs de l'OCDE d'après le GSOEP pour l'Allemagne ; la PSID pour les États-Unis ; le PCM et le module EU-SILC 2011 pour la Belgique, l'Espagne, la Grèce, l'Italie, le Luxembourg, le Portugal et le Royaume-Uni ; le MHP et le module EU-SILC 2011 pour la Hongrie.

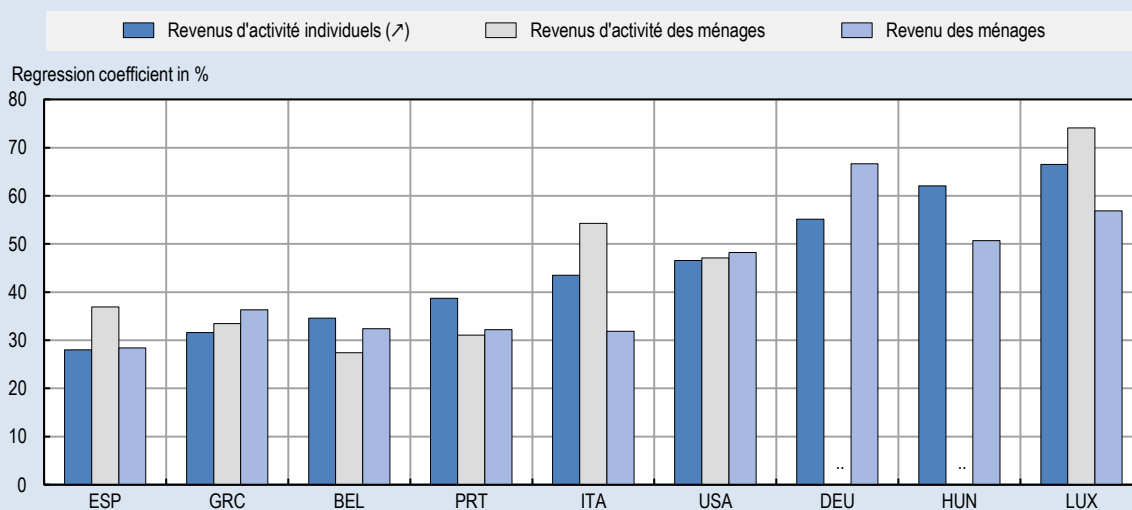
StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970910>

Encadré 4.8. Effets du passage des revenus d'activité individuels au revenu des ménages sur la relation intergénérationnelle

La majorité des études ont porté sur les revenus d'activité individuels. Or, le revenu des ménages est plus constant et devrait permettre une estimation plus précise des niveaux de vie permanents. L'examen du revenu des ménages suppose l'inclusion d'autres ressources (revenus du capital, virements), ainsi que des individus qui ne travaillent pas et bénéficient de prestations sociales ; l'effet sur les estimations de mobilité est incertain. Par exemple, on pourrait constater une plus forte relation du fait que l'aide publique est corrélée sur les générations.

La prise en compte du revenu des ménages plutôt que des revenus d'activité se répercute de plusieurs manières sur le degré de mobilité selon les pays. En Allemagne et en Grèce, la mobilité est inférieure lorsque l'on considère le revenu des ménages. En Belgique, au Portugal et au Luxembourg, en revanche, la mobilité est supérieure si l'on considère le revenu des ménages plutôt que les revenus d'activité individuels. Dans d'autres pays, la mobilité est du même ordre ou légèrement supérieure si l'on considère le revenu des ménages, mais inférieure si l'on compare les revenus d'activité des ménages.

Graphique 4.19. Comparaison des élasticités des revenus d'activité et du revenu des ménages, fin des années 2000



Note : la hauteur de chaque barre correspond à la meilleure estimation ponctuelle de l'élasticité des rémunérations entre les générations. Une valeur supérieure indique une plus grande persistance des revenus d'une génération à l'autre, et donc une plus faible mobilité intergénérationnelle. ... : pas de données disponibles.
Source : calculs de l'OCDE d'après le GSOEP pour l'Allemagne ; la PSID pour les États-Unis ; le PCM et le module EU-SILC 2011 pour la Belgique, l'Espagne, la Grèce, l'Italie, le Luxembourg, et le Portugal ; le MHP et le module EU-SILC 2011 pour la Hongrie.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970929>

4.4. Conclusion

Ce chapitre a analysé la mobilité de la situation socioéconomique d'une génération à l'autre, premièrement à partir des classes socioprofessionnelles, puis en s'intéressant à la relation revenus d'activité et revenu des ménages entre les parents et les enfants. L'analyse indique que si la mobilité sociale absolue en termes de profession est forte, elle

a diminué dans le temps dans une moitié des pays considérés et n'a pas beaucoup évolué dans l'autre. On observe en particulier un recul de la mobilité ascendante et une progression de mobilité descendante dans certains pays sous l'effet de changements sociaux structurels. Ce constat implique que pour augmenter la mobilité ascendante, d'autres améliorations de la structure socioprofessionnelle sont nécessaires, au moyen d'actions publiques en faveur de la création d'emplois de qualité.

En ce qui concerne la mobilité intergénérationnelle des revenus d'activité, le chapitre a constaté d'importantes différences de niveau de mobilité relative entre les pays et le long de l'échelle de distribution des revenus d'activité. En particulier, la mobilité des revenus d'activité est plus limitée au sommet de la distribution dans la plupart des pays. En dépit du creusement des inégalités de revenu des dernières décennies, le consensus sur l'évolution de la mobilité des revenus d'activité entre les générations est moindre. L'importance relative de la transmission des professions et des niveaux d'instruction, ainsi que le rendement de l'enseignement, expliquent pour partie les différences de mobilité des revenus d'activité à l'échelle internationale. Des évolutions divergentes sont observées d'un pays à l'autre, entre les hommes et les femmes et selon les cohortes considérées. D'autres recherches, englobant plusieurs cohortes de parents et d'enfants, sont nécessaires pour comprendre si la mobilité relative des revenus d'activité des générations récentes a diminué.

Certains pays obtiennent de meilleurs résultats en matière de mobilité sociale dans toutes les dimensions de la situation socioéconomique, tandis que pour d'autres, le classement dépend d'une dimension particulière. Par exemple, dans la plupart des pays nordiques, la transmission des privilèges et des handicaps est inférieure à la moyenne en termes de revenus d'activité, mais aussi en termes de classe socioprofessionnelle⁹. En même temps, certains pays d'Europe occidentale et centrale affichent une mobilité des revenus d'activité relativement faible : tel est le cas de l'Allemagne, de l'Autriche, de la France, de la Hongrie et de la Suisse. D'autre part, les pays d'Europe méridionale affichent une faible mobilité en termes de classe sociale, mais pas en termes de revenus d'activité. La première s'explique en partie par leurs secteurs agricoles relativement plus importants et la prévalence des petites entreprises : une forte transmission intergénérationnelle des professions pouvant s'accompagner d'une forte dispersion des revenus d'activité. Aux États-Unis, la mobilité augmente si l'on considère la transmission de la classe sociale de parents à enfants plutôt que la transmission des revenus d'activité. Le niveau supérieur de rendement économique de l'enseignement aux États-Unis par rapport à d'autres pays, l'importance du revenu et des réseaux parentaux dans les niveaux d'études et de revenus d'activités atteints par leurs enfants, ainsi qu'un degré supérieur d'appariement assortatif, pourraient contribuer à expliquer pourquoi la persistance en termes de revenus d'activité est plus forte que la persistance en termes de classe sociale.

Notes

¹ Les classes sociales sont composées d'individus devant être généralement comparables, d'une part sur le plan de leurs sources et de leurs niveaux de revenu, de leur degré de sécurité matérielle et de leurs chances de promotion économique et, d'autre part, sur le plan de leur degré d'autonomie dans l'exécution de leurs tâches professionnelles et des relations socioéconomiques qu'ils entretiennent les uns avec les autres du fait de leur profession.

² L'élasticité des revenus est une mesure de la persistance intergénérationnelle des revenus, de 0 (les revenus d'un enfant à l'âge adulte n'ont aucun rapport avec la situation des parents et la mobilité relative est donc forte) à 1 (tous les revenus sont déterminés par les revenus des parents et la mobilité relative est donc limitée).

³ Si le marché du travail a considérablement évolué depuis les années 80, les chercheurs ont constaté, à partir de données empiriques, que les individus de classes sociales différentes habitent effectivement des mondes économiques différents, caractérisés par la sécurité, la stabilité et les perspectives, et que ces mondes dépendent non pas des qualités des individus en soi, mais de leur position au sein des relations sociales sur le marché du travail (Goldthorpe et McKnight, 2006).

⁴ Ueda (2013) obtient des valeurs inférieures de 0.22 – 0.25 pour les élasticités des revenus d'activité entre pères et fils de 30 à 39 ans. Les intervalles de valeurs obtenus de différentes spécifications et sources sont indiqués à l'Graphique d'annexe 4.A.1.

⁵ Blanden et al. (2007) et Buchner et al. (2012) avancent que les compétences cognitives jouent un rôle important dans la mobilité, principalement par le biais du niveau d'études.

⁶ Mood et al. (2012) avancent que, dans le cas de la Suède, la transmission de traits de caractère (maturité sociale, stabilité émotionnelle et capacité d'exercice de responsabilités) a elle aussi une forte incidence sur les retombées professionnelles et économiques des enfants.

⁷ Pellizzari (2010) et Kramarz et Skans (2014), par exemple, indiquent que, compte tenu du niveau d'instruction dans les pays de l'UE, les réseaux familiaux influent sur la probabilité qu'une personne trouve un emploi de qualité ou soit employée.

⁸ Ces « non-linéarités » ont été expliquées par les contraintes de crédit (Becker et Tomes, 1979, 1986) : les parents à revenus modestes sont limités dans leurs possibilités de financer l'éducation de leurs enfants ; par conséquent, les revenus d'activité de ces derniers sont inférieurs à ceux des enfants qui ne subissent pas ces contraintes, à niveau d'aptitude égal. D'autres chercheurs avancent que les conclusions vont à l'encontre de cette hypothèse, car les familles à revenus modestes affichent en fait une plus forte mobilité, probablement liée au soutien apporté par les systèmes d'éducation (Grawe, 2004).

⁹ Cela étant dit, lorsque l'on s'intéresse au très long terme, selon une étude des noms de famille, on constate une faible mobilité sociale dans presque tous les pays, y compris la Suède, l'Angleterre, le Japon et les États-Unis (Clark, 2014). L'étude avance qu'il faudrait entre 10 et 15 générations pour supprimer les privilèges transmis par le patrimoine familial.

Références

- Adermon, A., M. Lindahl et D. Waldenström (2016), « Intergenerational wealth mobility and the role of inheritance: Evidence from multiple generations », *CEPR Discussion Paper* n° DP11456, http://cepr.org/active/publications/discussion_papers/dp.php?dpno=11456.
- Aina, C., et C. Nicoletti (2014), « The intergenerational transmission of liberal professions: nepotism versus abilities », *University of York Discussion Papers in Economics*, n° 14.
- Bauer, P. (2006), « The intergenerational transmission of income in Switzerland: A comparison between natives and immigrants », *WWZ Discussion Paper* 06/01, Université de Bâle.
- Becker, G. S. et N. Tomes (1986), « Human capital and the rise and fall of families », *Journal of Labor Economics*, vol. 4, n° 3, pp. S1-S39.
- Becker, G.S. et N. Tomes (1979), « An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility », *Journal of Political Economy*, vol. 87, n° 6, pp. 1153-1189.
- Beller, E. (2009), « Bringing intergenerational social mobility research into the twenty-first century: Why mothers matter ». *American Sociological Review*, vol. 74, n° 4, pp. 507-528.
- Bennedsen, M., K.M. Nielsen, F. Pérez-González et D. Wolfenzon (2007), « Inside the family firm: The role of families in succession decisions and performance », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 122, n° 2, pp. 647-691.
- Bergman, M.M., P.S. Lambert, K. Prandy et D. Joye (2002), « Theorisation, construction and validation of a social stratification scale: Cambridge Social Interaction and Stratification Scale (CAMSIS) for Switzerland », *Swiss Journal of Sociology*, vol. 8, pp. 441-460.
- Björklund, A. et M. Jäntti (2000), « Intergenerational mobility of economic status in comparative perspective », *Nordic Journal of Political Economy*, vol. 26, pp. 3-32.
- Björklund, A. et M. Jäntti (1997), « Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United States », *American Economic Review*, vol. 87, n° 5, pp. 1009-1018.
- Björklund, A., M. Jantti et M. Lindquist (2009), « Family background and income during the rise of the welfare state: Brother correlations in income for Swedish men born 1932-1968 », *Journal of Public Economics*, vol. 93, n° 5-6, pp. 671-680.
- Black, S.E. et P.J. Devereux (2011), « Recent developments in intergenerational mobility », *Handbook of Labor Economics*, Elsevier, <https://ideas.repec.org/h/eee/labchp/5-16.html>.
- Blanden, J. (2013), « Cross-country rankings in intergenerational mobility: A comparison of approaches from economics and sociology », *Journal of Economic Surveys*, vol. 27, n° 1, pp. 38-73.
- Blanden, J., P. Gregg et L. Macmillan (2013), « Intergenerational persistence in income and social class: The effect of within-group inequality », *Journal of the Royal Statistical Society, Series A/176*, pp. 1-23.
- Blanden, J., P. Gregg et L. Macmillan (2007), « Accounting for intergenerational income persistence: Noncognitive skills, ability and education », *The Economic Journal*, vol. 117, pp. C43-C60.
- Boserup, S.H., W. Kopczuk et C.T. Kreiner (2014), « Intergenerational Wealth Mobility: Evidence from Danish Wealth Records of Three Generations », *document de travail*, Université de Copenhague.
- Bowles, S. et Gintis, H. (2002), « The inheritance of inequality », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 16, pp. 3-30.

- Bratsberg, B. et al. (2007), « Nonlinearities in intergenerational earnings mobility: consequences for cross-country comparisons », *The Economic Journal*, vol. 117, p. 519.
- Bratberg, E., Ø. Anti Nilsen et K Vaage (2005), « Intergenerational earnings mobility in Norway: Levels and trends », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 107, pp. 419-435.
- Breen, R. (dir. pub.) (2004), *Social Mobility in Europe*, Oxford University Press, Oxford, New York.
- Breen, R. et R. Luijkx (2004), « Conclusions », Chapter 15 in R. Breen (dir. pub.), *Social Mobility in Europe*, Oxford University Press, Oxford.
- Büchner, C.I.R., W. Smits et R. Van der Velden (2012), « Education, cognitive skills and earnings of males and females », *Research Memorandum*, n° 010, Maastricht University, Maastricht Research School of Economics of Technology and Organization.
- Bukodi, Ee, J.H. Goldthorpe, L. Waller et K. Jouni (2015), « The mobility problem in Britain: New findings from the analysis of birth cohort data », *The British Journal of Sociology*, vol. 66, n° 1, pp. 93-117.
- Bukodi, E. et J.H. Goldthorpe (2016), « Educational attainment-relative or absolute-as a mediator of intergenerational class mobility in Britain », *Research in Social Stratification and Mobility*, vol. 43, pp. 5-15.
- Bukodi, E., M. Paskov et B. Nolan (2017), « Intergenerational class mobility in Europe: A new account and an old story », *INET Oxford Working Paper*, n° 2017-03, Oxford.
- Carmichael, F. (2000), « Intergenerational mobility and occupational status in Britain », *Applied Economics Letters*, vol. 7, n° 6, pp. 391-396.
- Cervini-Plá, M. (2015), « Intergenerational earnings and income mobility in Spain », *Review of Income and Wealth*,
<https://scholar.google.es/scholar?oi=bibs&cluster=14277689325857077420&btnI=1&hl=en>
- Cervini-Plá, M. (2009), « Measuring intergenerational earnings mobility in Spain: A selection-bias-free approach », *Working Paper 0904*, Department of Applied Economics at Universitat Autònoma of Barcelona.
- Chadwick, L. et G. Solon (2002), « Intergenerational income mobility among daughters », *American Economic Review*, vol. 92, n° 1, pp. 335-344.
- Chan, T.W. (2010), « The social status scale: Its construction and properties », in Chan, T.W. (dir. pub.), *Social Status and Cultural Consumption*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Chan, T.W. et J.H. Goldthorpe (2004), « Is there a status order in contemporary British society », *European Sociological Review*, vol. 20, n° 5, pp. 383-401.
- Charles, K.K. et E. Hurst (2003), « The correlation of wealth across generations », *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 111, pp. 1155-1182,
<http://ideas.repec.org/a/ucp/jpolec/v111y2003i6p1155-1182.html>.
- Checchi, D. et V. Dardanoni (2002), « Mobility comparisons: Does using different measures matter? » *Departmental Working Papers*, n° 2002-15, Faculté d'économie, Université de Milan, Italie.
- Chen, W.-H., Y. Ostrovsky et P. Piraino (2017), « Lifecycle variation, errors-in-variables bias and nonlinearities in intergenerational income transmission: New evidence from Canada », *Labour Economics*, vol. 44/C, pp. 1-12.
- Chetty, R. et al. (2017), « The fading American dream: Trends in absolute income mobility since 1940 », *Science*, vol. 356, n° 6336, pp. 398-406, <http://doi.org/10.1126/science.aal4617>.

- Chyi, H., et al. (2014), « An estimation of the intergenerational income elasticity of China », *Emerging Markets Finance and Trade*, vol. 50, n° 6, pp. 122–136.
- Clark, G. (2014), *The Son Also Rises: Surnames and the History of Social Mobility*, 1^{ère} éd., Princeton University Press.
- Corak, M. et P. Piraino (2011), « The intergenerational transmission of employers », *Journal of Labor Economics*, vol. 29, n° 1, pp. 37-68.
- Corak, M. et P. Piraino (2010), « Intergenerational earnings mobility and the inheritance of employers », <http://ftp.iza.org/dp4876.pdf>.
- D'Addio, A. (2007), « Intergenerational transmission of disadvantage: Mobility or immobility across generations? », *Documents de travail de l'OCDE sur les affaires sociales, l'emploi et les migrations*, n° 52, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/217730505550>.
- Dearden, L., S. Machin et H. Reed (1997), « Intergenerational mobility in Britain », *The Economic Journal*, pp. 47-66.
- De Luca, D., C. Meraviglia et H.B.G. Ganzeboom (2010), *ICAM: The International CAMSIS scale*, présenté pour la première fois à l'ISA RC28, Hafria, 14 avril.
- Di Pietro, G. et P. Urwin (2003), « Intergenerational mobility and occupational status in Italy », *Applied Economics Letters*, vol. 10, n° 12, pp. 793-797.
- Duncan, O.D. (1961), « A socio-economic index for all occupations » et « Properties and characteristics of the socioeconomic index », in A.J. Reiss (dir. pub.), *Occupations and Social Status*, Free Press, Glencoe, pp. 109-161.
- Dunn, T., et D. Holtz-Eakin (2000), « Financial capital, human capital, and the transition to self-employment: Evidence from intergenerational links », *Journal of labor economics*, vol. 18, n° 2, pp. 282-305.
- Erikson, R. et J.H. Goldthorpe (2010), « Has social mobility in Britain decreased? Reconciling divergent findings on income and class mobility », *The British journal of sociology*, vol. 61, n° 2, pp. 211-230.
- Erikson, R. et J.H. Goldthorpe (2002), « Intergenerational inequality: A sociological perspective », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 16, n° 3, pp. 31-44.
- Erikson, R. et J. Goldthorpe (1992), *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Clarendon Press, Oxford.
- Erikson, R. et J. Goldthorpe (1987), « Commonality and variation in social fluidity in industrial nations. Part I: A model for evaluating the FJH hypothesis », *European Sociological Review*, vol. 3, n° 2, pp. 54-77.
- Erikson, R., J. Goldthorpe et L. Portocarero (1979), « Intergenerational class mobility in three Western European societies », *British Journal of Sociology*, vol. 30, n° 4, pp. 415-441.
- Eriksson, T., B. Bratsberg et O. Raaum (2005), « Earnings persistence across generations: Transmission through health? », *Memorandum*, n° 35/2005, Faculté d'économie, Université d'Oslo.
- Ermisch, J. et M. Francesconi (2002), « Intergenerational social mobility and assortative mating in Britain », *ISER Working Paper*, n° 2002-06, University of Essex.
- Ermisch, J., M. Francesconi et T. Siedler (2006), « Intergenerational economic mobility and assortative mating », *The Economic Journal*, vol. 116, pp. 659-679.
- Eurofound (2017), *Mobilité sociale au sein de l'UE*, Office des publications de l'Union européenne, Luxembourg.

- Fertig, A.R. (2003), « Trends in intergenerational earnings mobility in the US », *Journal of Income Distribution*, vol. 12, n° 3-4, pp. 108-130.
- Ganzeboom, H.B.G., P. De Graaf et D.J. Treiman (1992), « A standard international socio-economic index of occupational status », *Social Science Research*, vol. 21, n° 1, pp. 1-56.
- Ganzeboom, H.B.G. et D. Treiman (2010), « Occupational status measures for the new international standard classification of occupations ISCO-08 », document non publié.
- Ganzeboom, H.B.G. et D.J. Treiman (1996), « International stratification and mobility file: Conversion tools », *Department of Social Research Methodology*, Amsterdam.
- Gibbons, M. (2010), « Income and occupational intergenerational mobility in New Zealand », *Working Paper*, n° 10, n° 6, New Zealand Treasury, Wellington.
- Goldthorpe, J.H. (2016), « Social class mobility in modern Britain: Changing structure, constant process », *Journal of the British Academy*, vol. 4, pp. 89-111.
- Goldthorpe, J.H. (2013), « Understanding—and misunderstanding—social mobility in Britain: The entry of the economists, the confusion of politicians and the limits of educational policy », *Journal of Social Policy*, vol. 42, pp. 431-450.
- Goldthorpe, J.H. et A. McKnight (2006), « The economic basis of social class », in Morgan, S., D.B. Grusky et G.S. Fields (dir. pub.), *Mobility and Inequality: Frontiers of Research from Sociology and Economics*, Stanford University Press, Standford.
- Grawe, N. (2004), « Reconsidering the use of nonlinearities in intergenerational earnings mobility as a test for credit constraints », *Journal of Human Resources*, vol. 39, n° 3.
- Groves, M.O. (2005), « How important is your personality? Labor market returns to personality for women in the US and UK », *Journal of Economic Psychology*, Elsevier, vol. 26, n° 6, pp. 827-841, <https://ideas.repec.org/a/eee/joepsy/v26y2005i6p827-841.html>.
- Guimarães-Ferreira, S. et F.A. Veloso (2006), « Intergenerational mobility of wages in Brazil », *Brazilian Review of Econometrics*, vol. 26, n° 2, <http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/bre/issue/view/26-2>.
- Hellerstein, J.K. et M. Morrill (2011), « Dads and Daughters: The Changing Impact of Fathers on Women's Occupational Choices », *Journal of Human Resources*, vol. 46, n° 2.
- Hertz, T. (2007), « Trends in the intergenerational elasticity of family income in the United States », *Industrial Relations*, vol. 46, n° 1, pp. 22-50.
- Hout, M. (1988), « Expanding Universalism, Less Structural Mobility: The American Occupational Structure in the 1980s » *American Journal of Sociology*, vol. 93, pp. 1358-1400.
- Hnatkovska, V., A. Lahiri et S.B. Paul (2013), « Breaking the Caste Barrier: Intergenerational Mobility in India », *Journal of Human Resources*, vol. 48, n° 2, pp. 435-473.
- Hyson, R.T. (2003), *Differences in Intergenerational Mobility across the Earnings Distribution*, Working Paper, n° 364, US Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, Office of Employment and Unemployment Statistics.
- Jäntti, M. et al. (2006), « American exceptionalism in a new light: A comparison of intergenerational earnings mobility in the Nordic countries, the United Kingdom and the United States », *Discussion Paper 1938*, IZA, Bonn.
- Jenkins, S.P. et M. Jantti (2013), « Income mobility », *IZA DP* n° 7730.

- Karagiannaki, E. (2011), « The impact of inheritance on the distribution of wealth: Evidence from the UK », juin 2011, Paper n° CASE/148, <http://sticerd.lse.ac.uk/dps/case/cp/CASEpaper148.pdf>.
- Kessler, D. et A. Masson (1989), « Bequest and Wealth Accumulation: Are Some Pieces of the Puzzle Missing? » *Journal of Economic Perspectives*, vol. 3, n° 3, pp. 141–152.
- Kim, S. (2013), « Intergenerational Earnings Mobility in Korea », <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2320329>.
- Klevmarcken, N.A. (2006), « The Distribution of Wealth in Sweden: Trends and Driving Factors », *Working Paper Series*, n° 2006:4, Uppsala University, Department of Economics.
- Kotlikoff, L. et L. Summers (1988), « The contribution of intergenerational transfers to total wealth: A reply », *NBER Working Papers*, n° 1827, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Kramarz, F. et O.N. Skans (2014), « When Strong Ties are Strong: Networks and Youth Labour Market Entry », *Review of Economic Studies*, vol. 81, n° 3, pp. 1164-1200.
- Kramarz, F. et O. Skans (2007), « With a little help from my parents? Family networks and youth labor market entry », *CREST Working Paper*.
- Laband, D.N., et B.F. Lentz (1983), « Like father, like son: Toward an economic theory of occupational following », *Southern Economic Journal*, pp. 474-493.
- Lambert, P.S., K. Prandy et W. Bottero (2007), « By slow degrees: Two centuries of social mobility and reproduction in Britain », *Sociological Research Online*, vol. 12, n° 1, <http://www.socresonline.org.uk/12/1/prandy.html>.
- Lee, C.I. et G. Solon (2009), « Trends in intergenerational income mobility », *Review of Economics and Statistics*, vol. 91, n° 4, pp. 766-772.
- Lefranc, A. (2011), « Educational expansion, earnings compression and changes in intergenerational economic mobility: Evidence from French cohorts, 1931-1976 », *THEMA Working Paper*, n° 11, Université de Cergy-Pontoise, <http://www.u-cergy.fr/thema/repec/2011-11.pdf>.
- Lefranc, A., F. Ojima et T. Yoshida (2013), « Intergenerational earnings mobility in Japan among sons and daughters: Levels and trends », *Journal of Population Economics*, pp. 1-44.
- Lefranc, A. et A. Trannoy (2005), « Intergenerational earnings mobility in France: Is France more mobile than the U.S.? », *Annales d'Economie et de Statistique*, vol. 78, n° 3.
- Lentz, B.F., et D.N. Laband (1989), « Why So Many Children of Doctors Become Doctors: Nepotism vs. Human Capital Transfers », *Journal of Human Resources*, pp. 396-413.
- Lindquist, M. et al. (2015), « Why Do Entrepreneurial Parents Have Entrepreneurial Children? », *Journal of Labor Economics*, vol. 33, n° 2, pp. 269-296.
- Long, J. et J. Ferrie (2013), « Intergenerational Occupational Mobility in Great Britain and the United States Since 1850 », *American Economic Review*, vol. 103, n° 4, pp. 1109-1137.
- Magruder, J.R. (2010), « Intergenerational Networks, Unemployment, and Persistent Inequality in South Africa ». *American Economic Journal: Applied Economics*, vol. 2, n° 1, pp. 62-85.
- Maier, S.E. et L.M. Lopoo (2004), « What do trends in the intergenerational economic mobility of sons and daughters in the United States mean? », in M. Corak, (dir. pub.), *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Mazumder, B. (2005), « Fortunate Sons: New Estimates of Intergenerational Mobility in the United States, Using Social Security Earnings Data », *Review of Economics and Statistics*, vol. 87, n° 2, pp. 235-55.

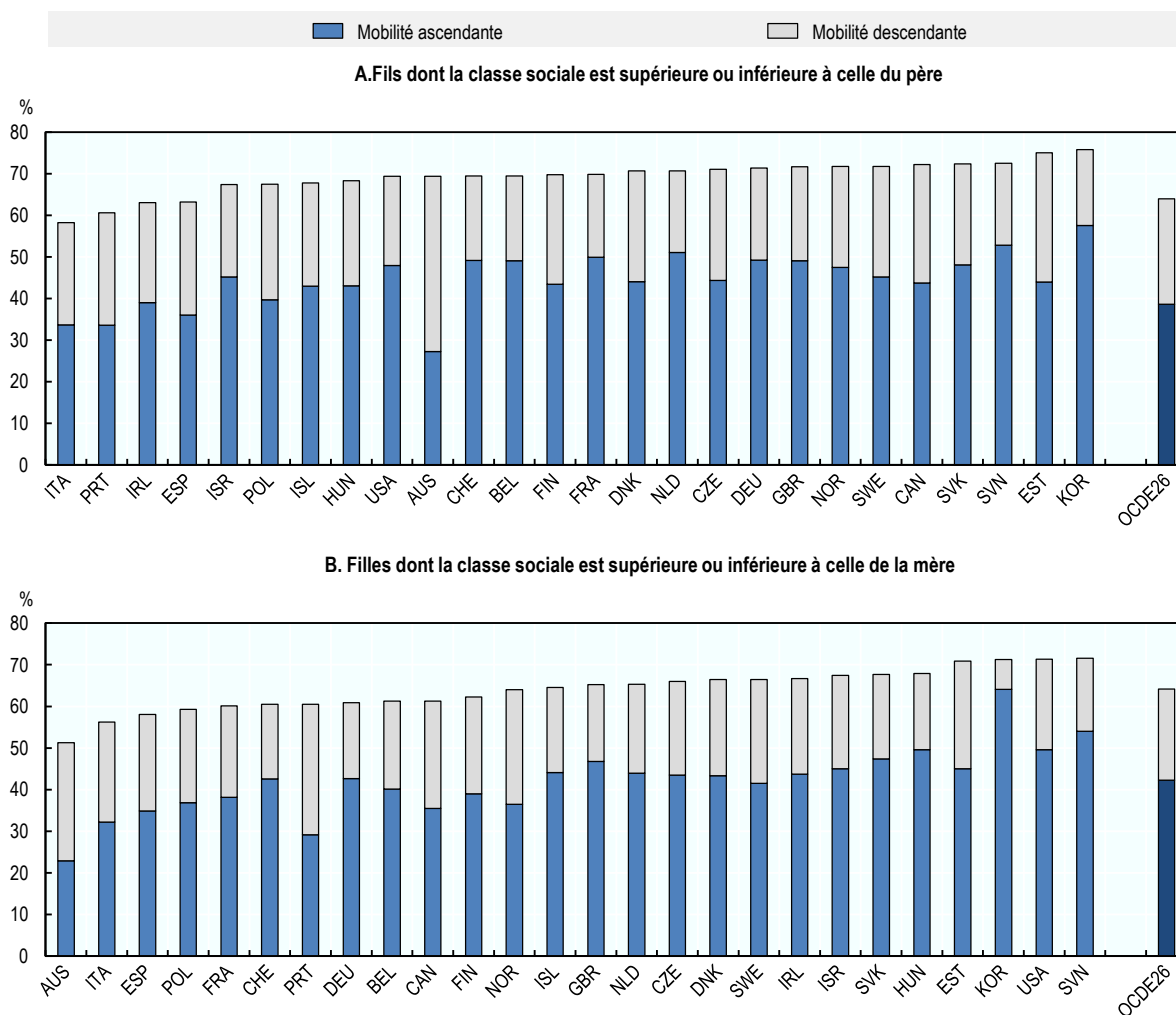
- Mendolia, S. et P. Siminski (2016), « New estimates of intergenerational mobility in Australia », *The Economic Record*, The Economic Society of Australia, vol. 92, n° 298, pp. 361-373, <https://ideas.repec.org/s/bla/ecorec.html>.
- Mercan, M.A. et H. Barlin (2016), « Intergenerational Income Elasticity in Turkey: A New Estimate », *International Journal of Research in Business and Social Science*, vol. 5, n° 3, p. 30.
- Meyer, P.B. et A.M. Osborne (2005), *Proposed category system for 1960-2000 census occupations*, US Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, Office of Productivity and Technology.
- Mocetti, S. (2007), « Intergenerational earnings mobility in Italy », *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, De Gruyter, vol. 7, n° 2, pp. 1-25, <https://ideas.repec.org/a/bpj/bejeap/v7y2007i2n5.html>.
- Modigliani, F. (1988), « Measuring the contribution of intergenerational transfers to total wealth: Conceptual issues and empirical findings », in Kessler, D. et A. Masson (dir. pub.), *Modelling the Accumulation and Distribution of Wealth*, Oxford: Clarendon Press, pp. 21-52.
- Mood, C., J.O. Jonsson et E. Bihagen (2012), « Socioeconomic persistence across generations: cognitive and noncognitive processes », chapitre 3, pp. 53-83.
- Moroni, P. (2015), « The intergenerational income mobility in Italy and its dynamics: Evidence from 2000-2012 SHIW », University of Bologna.
- Núñez, J. et L. Miranda (2010), « Intergenerational income mobility in a less-developed, high-inequality context: The case of Chile », *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, vol. 10, p. 1.
- OCDE (2017a), *Comment va la vie ? 2017: Mesurer le bien-être*, Éditions OCDE, Paris, https://doi.org/10.1787/how_life-2017-fr.
- OCDE (2017b), *Perspectives des migrations internationales 2017*, Éditions OCDE, Paris, https://doi.org/10.1787/migr_outlook-2017-fr.
- OCDE (2011), « Tour d'horizon des inégalités croissantes de revenus dans les pays de l'OCDE : Principaux constats » in *Toujours plus d'inégalité : Pourquoi les écarts de revenus se creusent*, Éditions OCDE, Paris, <https://doi.org/10.1787/9789264119550-3-fr>.
- OCDE (2010), « Une affaire de famille : la mobilité sociale intergénérationnelle dans les pays de l'OCDE » in *Réformes économiques : Objectif croissance*, Éditions OCDE, Paris, <https://doi.org/10.1787/growth-2010-38-fr>.
- Österbacka, E. (2001), « Family background and economic status in Finland », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 103, n° 3, pp. 467-484.
- Österberg, T. (2000), « Intergenerational income mobility in Sweden: What do tax data show? » *Review of Income and Wealth*, vol. 46, pp. 421-436.
- Pekkala, S. et R.E.B. Lucas (2007), « Differences across cohorts in Finnish intergenerational income mobility », *Industrial Relations*, vol. 46, n° 1, pp. 81-111.
- Pellizzari, M. (2010), « Do friends and relatives really help in getting a good job? », *ILR Review*, Cornell University, ILR School, vol. 63, n° 3, pp. 494-510, <https://ideas.repec.org/a/sae/ilrrev/v63y2010i3p494-510.html>.
- Pellizzari, M. et al. (2011), *Family Ties in Licensed Professions in Italy*, rapport établi à l'intention de la Fondazione Rodolfo De Benedetti, Milan.
- Pellizzari, M., et G. Pica (2011), « Liberalizing professional services: Evidence from Italian lawyers », *IGIER Working Paper*, n° 372.

- Pérez-González, F. (2006), « Inherited Control and Firm Performance », *American Economic Review*, vol. 96, n° 5, pp. 1559-1588.
- Pfeffer, F.T. et A.A. Killewald (2015), « How Rigid is the Wealth Structure and Why? Inter- and Multigenerational Associations in Family Wealth », *PSC Research Report*, n° 15-845.
- Piketty, T. (2011), « On the long-run evolution of inheritance – France 1820-2050 », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 126, n° 3, pp. 1071-1131.
- Piraino, P. (2007), « Comparable Estimates of Intergenerational Income Mobility in Italy », *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, vol. 7, n° 2.
- Prandy, K. et P.S. Lambert (2003), « Marriage, Social Distance and the Social Space: An Alternative Derivation and Validation of the Cambridge Scale », *Sociology*, vol. 37, pp. 397-411.
- Raaum, O. et al. (2007), « Marital Sorting, Household Labor Supply and Intergenerational Earnings Mobility across Countries », *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, vol. 7, n° 2, art. 7.
- Ramírez Zuluaga, J.S. (2016), « Movilidad social intergeneracional por ingresos en Colombia », thèse de doctorat, Universidad Nacional de Colombia-Sede, Bogotá.
- Reeves, R. et K. Howard (2013), *The Parenting Gap*, Brookings Center on Children and Families.
- Rose, D. et E. Harrison (dir. pub.) (2010), *Social Class in Europe, An Introduction to the European Socio-economic Classification*, Routledge, Oxford.
- Schnitzlein, D.D. (2012), *Inter-and Intragenerational Economic Mobility: Germany in International Comparison*, vol. 332, W. Bertelsmann Verlag.
- Sobel, M.E., M. Hout et O.D. Duncan (1985), « Exchange, structure, and symmetry in occupational mobility », *American Journal of Sociology*, vol. 91, pp. 359-72.
- Solon, G. (1992), « Intergenerational Income Mobility in the United States », *American Economic Review*, vol. 82, n° 3, pp. 393-408.
- Sørensen, J.B. (2007), « Closure and Exposure: Mechanisms in the Intergenerational Transmission of Self-Employment », in *The Sociology of Entrepreneurship*, Emerald Group Publishing Limited, pp. 83-124.
- Toledo, M. (2007), « On the Intergenerational Persistence of Work Hours », Universidad Carlos III, Madrid.
- Treiman, D.J. (1977), *Occupational Prestige in Comparative Perspective*, Academic Press, New York.
- Ueda, A. (2013), « Intergenerational mobility of earnings in South Korea », *Journal of Asian Economics*, vol. 27, pp. 33-41, <http://dx.doi.org/10.1016/j.asieco.2013.05.002>.
- Wolff, E. et M. Gittleman (2011), « Inheritances and the distribution of wealth or whatever happened to the great inheritance boom? Results from the SCF and PSID », *NBER Working Paper*, n° 16840.
- Zimmerman, D. (1992), « Regression toward Mediocrity in Economic Stature », *American Economic Review*, vol. 82, n° 3, pp. 409-429.

Annexe 4.A. Analyses complémentaires

Graphique d'annexe 4.A.1. Mobilité sociale absolue par sexe, années 2010

Pourcentage des 25-64 ans dont la classe sociale est supérieure ou inférieure à celle de leurs parents, par sexe, 2002-14



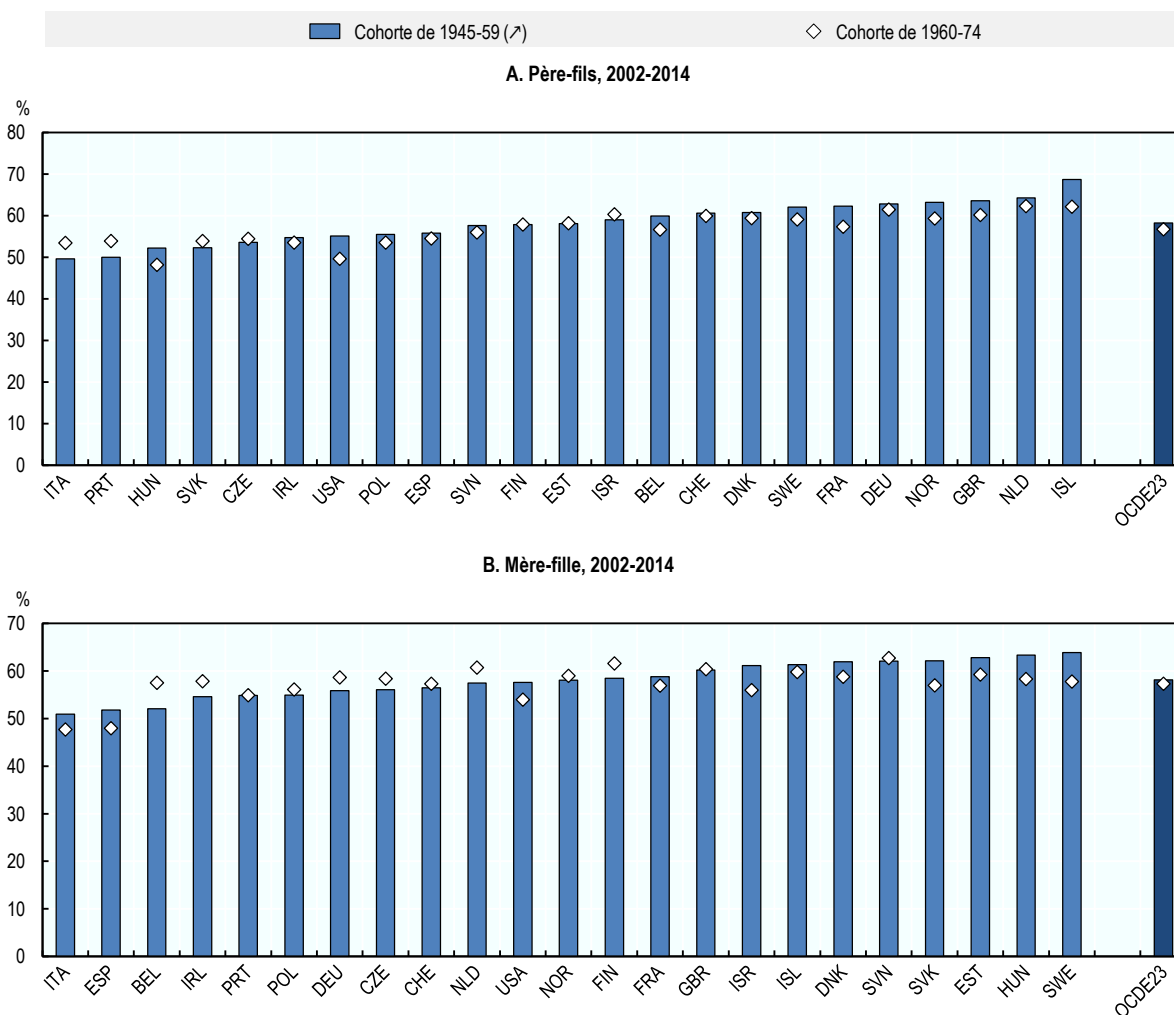
Note : la classe sociale est basée sur les neuf catégories de la Classification socioéconomique européenne (ESeC) construite à partir des professions.

Source : calculs de l'OCDE d'après les sept vagues de l'ESS pour les pays européens (2002-2014) ; la PSID pour les États-Unis (1999-2013) ; le CNEF pour l'Australie et la Corée (2000-2014).

La section 4.1.2 ci-dessus démontrait la mobilité sociale absolue pour toutes les personnes, en comparant les cohortes nées en 1945-1959 et celles nées en 1960-1974.

Aucune différence générale ne se dégage de l'analyse de l'évolution des cohortes pour les hommes et les femmes, mais les différences d'évolution de la mobilité absolue selon le sexe dépendent en grande partie du pays (Graphique d'annexe 4.A.2.). Dans un groupe de pays, qui comprend la plupart des pays nordiques, l'Estonie, la Slovaquie, la Hongrie, la France, Israël, le Royaume-Uni et les États-Unis la mobilité absolue a diminué pour la cohorte de 1960-1974. Dans le reste des pays, c'est-à-dire les pays d'Europe méridionale, la Belgique, l'Irlande et quelques pays d'Europe centrale, la mobilité sociale absolue est restée stable d'une cohorte à l'autre. Pour les pays qui enregistrent une mobilité descendante dans le temps, cette évolution s'explique par des schémas différents selon le sexe : une plus faible mobilité parmi les femmes dans plusieurs pays (Danemark, Estonie et Norvège), une plus faible mobilité parmi les femmes et les hommes (Hongrie, Suède et États-Unis), une plus faible mobilité des hommes en France et au Royaume-Uni. Dans les pays où l'on observe une mobilité absolue stable, quelques différences sont constatées entre les hommes et les femmes. Tel est le cas de la Belgique et de l'Irlande où la mobilité absolue a diminué pour les hommes, mais augmenté pour les femmes. C'est en revanche l'inverse qui est constaté en Italie. Dans l'ensemble, la mobilité ascendante des femmes est plus stable dans tous les pays. Celle des hommes diminue dans six pays sur 23 et augmente dans six autres. À l'inverse, les pays affichent une baisse, plutôt qu'une hausse de la mobilité descendante des femmes (neuf et trois respectivement).

Graphique d'annexe 4.A.2. Évolution de la mobilité sociale absolue par sexe



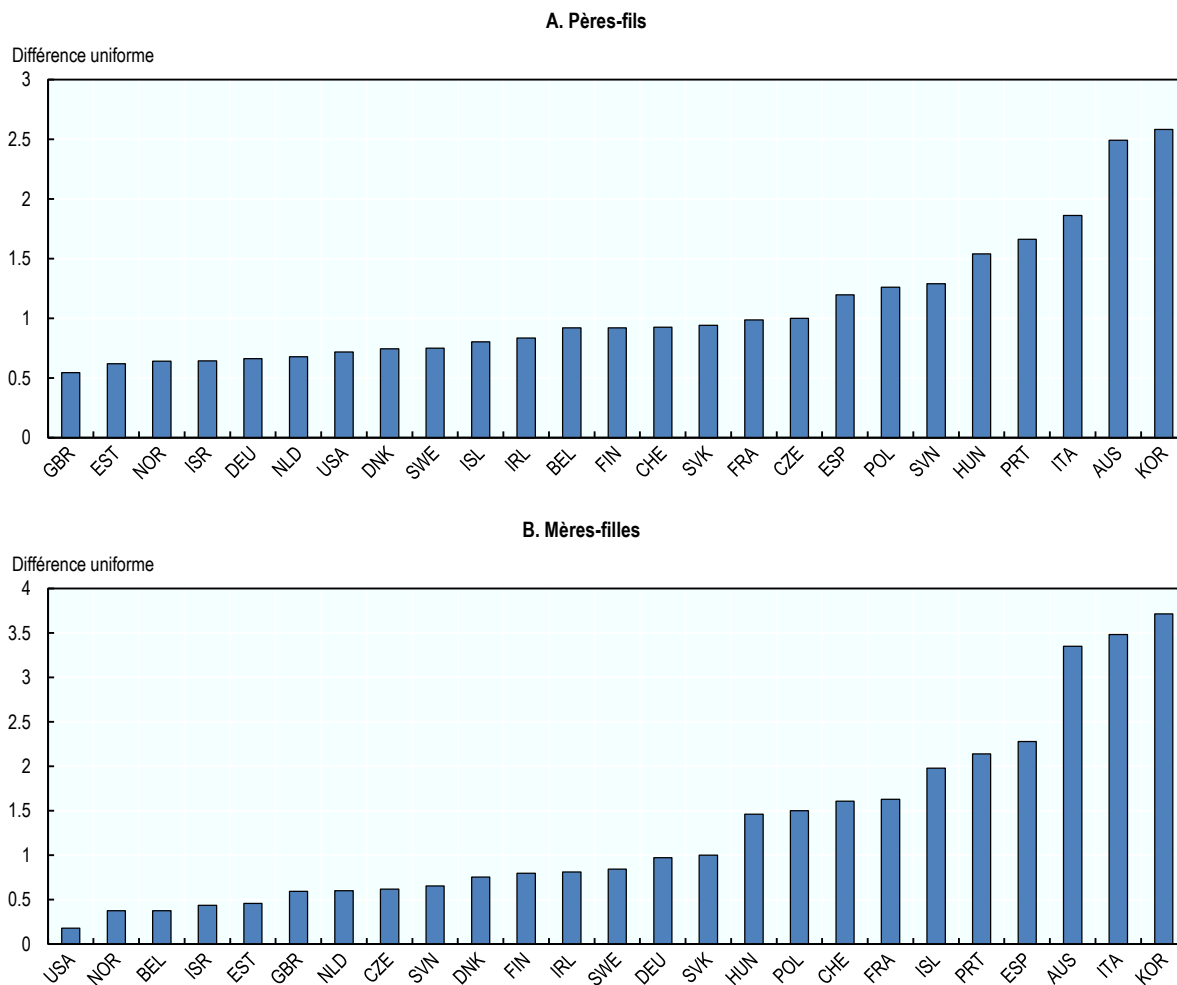
Note : la classe sociale est basée sur les neuf catégories de la Classification socioéconomique européenne (ESeC) construite à partir des professions.

Source : calculs de l'OCDE d'après les sept vagues de l'ESS pour les pays européens (2002-2014) ; la PSID pour les États-Unis (1999-2013) ; le CNEF pour l'Australie et la Corée (2000-2014).

Le Graphique 4.6 ci-dessus indique que la mobilité sociale relative varie dans sur la majorité des pays, avec quelques exceptions, pour toutes les personnes. Cela étant dit, la mobilité relative des descendantes varie davantage selon les pays, et un plus grand nombre de pays enregistrent une mobilité relative soit forte soit faible (Graphique d'annexe 4.A.2., partie B). Bien que le modèle suivi pour estimer la persistance relative ne permette pas une simple comparaison entre les sexes, la mobilité relative semble être plus ou moins égale entre les deux sexes dans 11 pays sur 25. Elle est inférieure pour les hommes dans neuf pays et pour les femmes dans cinq. Pour les fils comme pour les filles, la mobilité est faible dans les pays d'Europe méridionale, en Australie et en Corée, et semble inférieure pour les filles par rapport aux fils. Dans ces pays, la plus forte persistance des filles pourrait être expliquée par l'effet de sélection par l'activité : essentiellement, des femmes qui ont un niveau d'instruction élevé, qui

appartiennent à une catégorie sociale élevée et dont les parents étaient aussi issus d'une catégorie sociale élevée, travaillent. La plus forte mobilité des femmes dans certains pays pourrait aussi s'expliquer en partie par un effet d'activité des femmes : davantage de femmes sont actives dans les catégories sociales inférieures parce qu'elles travaillent à temps partiel ou ont interrompu leur carrière, même si leurs parents sont issus d'une classe sociale élevée. Bukodi et al. (2016) constatent, par exemple, qu'il existe effectivement un lien entre la plus grande fluidité observée pour les femmes en Grande-Bretagne et le travail à temps partiel.

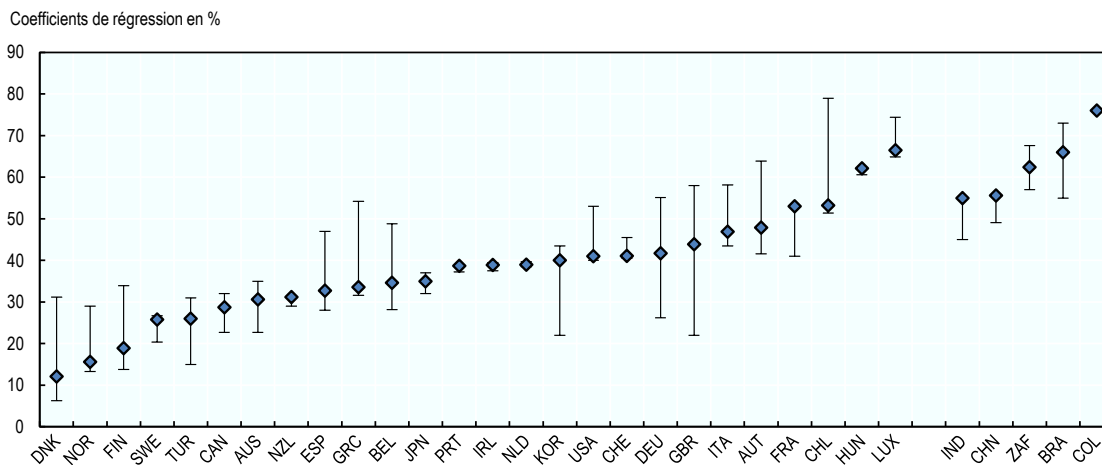
Graphique d'annexe 4.A.3. Persistance relative dans la classe sociale, par sexe



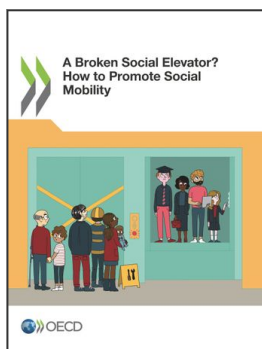
Note : la classe sociale est basée sur les neuf catégories de la Classification socioéconomique européenne (ESeC) construite à partir des professions

Source : calculs de l'OCDE d'après les sept vagues de l'ESS pour les pays européens (2002-2014) ; la PSID pour les États-Unis (1999-2013) ; le CNEF pour l'Australie et la Corée (2000-2014).

Graphique d'annexe 4.A.4. Estimations de l'élasticité des revenus de père à fils pour différentes spécifications et sources, fin des années 2000



Source : calculs de l'OCDE d'après le GSOEP pour l'Allemagne et la PSID pour les États-Unis. D'après le PCM et le module EU-SILC 2011 selon la méthode des moindres carrés en deux étapes et deux échantillons pour l'Autriche, la Belgique, l'Espagne, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Luxembourg, les Pays-Bas, le Portugal et le Royaume-Uni ; le MHP et le module EU-SILC 2011 pour la Hongrie ; le CASEN pour le Chili. Ces calculs sont complétés par les estimations de Mendolia & Siminski (2015) pour l'Australie, Chen et al. (2017) pour le Canada, Nuñez et Miranda (2010) pour le Chili, Bratberg et al. (2007) pour le Danemark et la Finlande, Lefranc (2011) et Lefranc et Trannoy (2003) pour la France, Schnitzlein (2012) pour l'Allemagne, Kim (2013) pour la Corée, Lefranc et al. (2012) pour le Japon, Jäntti et al. (2006) pour la Norvège, Cervini-Plá (2015) pour l'Espagne, Jäntti et al. (2006) pour la Suède, Gibbons (2010) pour la Nouvelle-Zélande, Bauer (2006) pour la Suisse, Mercan et Barlin (2016) pour la Turquie, Dearden Machin Reed (1997) pour le Royaume-Uni, Hyson (2003) et Hertz (2007) pour les États-Unis, Chyi et al. (2014) pour la Chine, Ramirez-Zuluaga (2016) pour la Colombie, Hnatovska et al. (2012) pour l'Inde, Piraino (2015) pour l'Afrique du Sud, Guimaraes Ferreira et Veloso (2006) pour le Brésil.



Extrait de :

A Broken Social Elevator? How to Promote Social Mobility

Accéder à cette publication :

<https://doi.org/10.1787/9789264301085-en>

Merci de citer ce chapitre comme suit :

OCDE (2019), « D'une génération à l'autre : la mobilité socioéconomique », dans *A Broken Social Elevator? How to Promote Social Mobility*, Éditions OCDE, Paris.

DOI: <https://doi.org/10.1787/8f2562b7-fr>

Ce document, ainsi que les données et cartes qu'il peut comprendre, sont sans préjudice du statut de tout territoire, de la souveraineté s'exerçant sur ce dernier, du tracé des frontières et limites internationales, et du nom de tout territoire, ville ou région. Des extraits de publications sont susceptibles de faire l'objet d'avertissements supplémentaires, qui sont inclus dans la version complète de la publication, disponible sous le lien fourni à cet effet.

L'utilisation de ce contenu, qu'il soit numérique ou imprimé, est régie par les conditions d'utilisation suivantes :

<http://www.oecd.org/fr/conditionsdutilisation>.