

Chapitre 3. Le temps, c'est de l'argent : quels sont les déterminants de la mobilité des revenus

Ce chapitre s'intéresse aux principaux déterminants de la mobilité des revenus des ménages mesurée au niveau individuel. Il examine l'impact d'événements « déclencheurs » tels qu'un changement de situation professionnelle, un divorce ou la naissance d'un enfant sur la mobilité des revenus. Le chapitre montre que les changements de situation professionnelle sont le principal déterminant de la trajectoire des revenus individuels mais que, dans un certain nombre de pays, les changements d'ordre familial peuvent également jouer un rôle très important. Plus particulièrement, les femmes se ressentent davantage que les hommes des pertes de revenus occasionnées par un divorce. Les transferts sociaux nets sont un moyen crucial de contrer la mobilité descendante, tandis que la mobilité ascendante résulte essentiellement de la dynamique sur le marché du travail.

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

La trajectoire des revenus individuels est un déterminant important de la satisfaction individuelle à l'égard de la vie, qui a elle-même une incidence sur diverses dimensions du bien-être telles que la santé et la santé mentale, mais aussi la confiance vis-à-vis de la société. Au niveau global, le manque de mobilité sociale a d'importantes répercussions économiques, politiques et sociales (Chapitre 1). Par ailleurs, outre qu'elles rendent la situation des individus plus incertaine, les pertes imprévisibles de revenus compliquent l'accès au crédit, au logement et à l'investissement de manière générale.

Les trajectoires des revenus individuels sont diverses. Elles peuvent être extrêmement imprévisibles pour certaines personnes et dépendent fortement de la distribution des revenus (Chapitre 2). Les personnes modestes ont tendance à rester bloquées au bas de l'échelle ou à y retomber régulièrement. Celles qui ont des revenus plus élevés sont mieux protégées et à même de sécuriser leur situation financière. Les personnes à revenu intermédiaire sont plus mobiles, même si une variation minime de leurs revenus peut parfois suffire pour modifier leur position sur l'échelle de distribution des revenus. Comment expliquer la diversité des schémas de mobilité ? La trajectoire des revenus individuels reflète l'avancement en âge des individus et l'allongement de leur période d'activité professionnelle, mais aussi leur situation familiale et professionnelle et les changements qui interviennent dans ces domaines – c'est-à-dire les événements de la vie.

Les événements de la vie n'influencent pas toutes les trajectoires des revenus de la même manière. De manière générale, les mécanismes d'assurance individuels que sont l'épargne et le crédit peuvent aider les personnes à surmonter les difficultés économiques engendrées par un choc sur les revenus. Cependant, nombre de personnes ne disposent que d'un faible patrimoine (OCDE, 2015a ; Balestra et Tonkin, 2018), et l'accès au crédit est plus limité pour beaucoup d'entre elles (Blundell et al., 2008 ; Pistaferri et Preston, 2008 ; Guvenen et Smith, 2014 ; Kast et Pomeranz, 2014). Les revenus du conjoint constituent une autre forme d'assurance, mais qui n'est pas forcément opérante dans le cas des personnes seules et de celles qui s'occupent de leurs enfants. Enfin, les politiques et la protection sociale exercent aussi une fonction d'assurance. Les impôts, les transferts et l'offre de travail au niveau de la famille contribuent dans une large mesure à amortir les chocs sur les revenus. Lorsque les mécanismes d'assurance sont insuffisants, ce qui est souvent le cas pour les personnes situées au bas de l'échelle des revenus, l'impact des événements liés au marché du travail et des événements de la vie peut persister et laisser des séquelles durables.

Ce chapitre est consacré aux déterminants de la mobilité des revenus dans la population d'âge actif. La dynamique des revenus est façonnée par différents mécanismes qui se combinent entre eux : les transitions sur le marché du travail, la composition du ménage et ses changements, et le rôle des impôts et des prestations. Le chapitre identifie les liens qui existent entre ce réseau de facteurs – les « événements déclencheurs » – et la mobilité des revenus. Il met particulièrement l'accent sur les événements déclencheurs liés à des changements d'ordre professionnel ainsi que sur les événements démographiques. Il montre que parmi l'ensemble de ces déterminants, les transitions sur le marché du travail ont une incidence majeure sur la mobilité *ascendante* des revenus. De façon symétrique, la mobilité *descendante* des revenus est également expliquée par les transitions sur le marché du travail, à ceci près que les impôts et transferts contribuent fortement à amortir l'impact des chocs défavorables. Les événements de la vie tels qu'un divorce ou la naissance d'un enfant jouent un rôle plus limité mais peuvent néanmoins affecter durablement les personnes concernées – les femmes en particulier.

3.1. Questions clés et principaux résultats

- Les transitions sur le marché du travail ont des effets plus directs sur les gains de revenus que sur les pertes de revenus, qui sont atténuées par les filets de protection et de sécurité sociale. C'est particulièrement le cas pour les personnes situées au bas et au milieu de l'échelle des revenus.
- La transition du non-emploi vers l'emploi favorise la mobilité ascendante des revenus : une personne sans travail a trois fois plus de chances d'enregistrer une augmentation importante de ses revenus lorsqu'elle trouve un emploi qu'une personne équivalente qui reste au chômage ou inactive.
- L'emploi temporaire et le travail à temps partiel peuvent amoindrir les gains de revenus consécutifs au retour à l'emploi. Les personnes qui prennent un emploi permanent ou à temps plein ont deux fois plus de chances de sortir du groupe à faible revenu. Dans la plupart des pays, le fait de passer d'un contrat temporaire à un contrat permanent s'accompagne de gains de revenus importants.
- Dans certains pays dont l'Autriche, la France et la Norvège, les changements d'ordre familial – divorce ou naissance – sont un facteur explicatif important de l'entrée dans le groupe à faible revenu.
- La perte de revenus occasionnée par un divorce est plus importante chez les femmes (22 %) que chez les hommes (9 %). Ces écarts persistent plusieurs années après le divorce. Dans les pays de l'OCDE en moyenne, la moitié des femmes divorcées ou séparées accusent une baisse importante de leurs revenus, alors que seulement 16 % des femmes entretenant une relation stable ou célibataires sont dans ce cas.
- Une naissance s'accompagne généralement d'une perte de revenus pour le ménage, le plus souvent parce que la mère cesse de travailler. Dans certains pays, la perte de revenus occasionnée par une naissance est compensée par les transferts sociaux. Dans d'autres, c'est le conjoint qui compense le manque à gagner en augmentant ses propres revenus d'activité.
- Les impôts et prestations contribuent dans une large mesure à amortir les chocs sur les revenus. Pour les personnes situées au bas de l'échelle des revenus, la moitié environ des chocs sur les revenus marchands sont amortis par les dispositifs de redistribution – autrement dit, ils n'entraînent pas de baisse importante des revenus disponibles. Pour le groupe à revenu intermédiaire, la proportion correspondante est d'environ un tiers des chocs.

La section 3.2 montre que, dans l'ensemble, les événements liés au marché du travail ont un impact plus marqué sur la dynamique des revenus, même si les événements d'ordre familial peuvent également jouer un rôle. Les sections 3.3 et 3.4 examinent de façon plus approfondie l'articulation entre les transitions individuelles sur le marché du travail et les changements des revenus, ainsi qu'entre l'évolution de la structure familiale et les changements des revenus. La section 3.5 analyse l'impact des impôts et transferts sur les chocs au niveau des revenus marchands (gains ou pertes).

3.1. De manière générale, au bas de l'échelle des revenus, les transitions sur le marché du travail ont plus d'impact sur la mobilité des revenus que n'en ont les changements d'ordre familial

Les trajectoires des revenus individuels reflètent les changements de situation professionnelle ainsi que les changements de composition des ménages. Dans la suite du document, ces événements sont appelés les « événements de la vie » ; ils désignent les canaux par lesquels les revenus individuels ont de fortes chances de changer (Jenkins et al., 2001 ; Jenkins, 2011 ; DiPrete et McManus, 2000). L'impact de ces événements sur les revenus des ménages est atténué par les dispositifs publics d'imposition et de transferts. Dans certaines circonstances, il peut persister et laisser des séquelles durables, notamment en l'absence de politiques sociales et en matière d'emploi adéquates (DiPrete et McManus, 2000). Les chocs de santé sont un autre événement de la vie susceptible d'influencer la mobilité des revenus, mais ils ne sont que brièvement abordés dans ce chapitre (voir Encadré 3.1).

Les transitions sur le marché du travail désignent les entrées dans l'emploi, les sorties de l'emploi et les changements d'emploi. Les changements d'ordre familial désignent les événements tels qu'un mariage, un divorce¹ ou une naissance. Ces événements ne concernent qu'une fraction limitée de la population chaque année, mais ce sont des déterminants majeurs de la dynamique des revenus. Polin et Raitano (2014) ont observé que dans les pays européens, dans les années 1990, les sorties de la pauvreté étaient le plus souvent associées à des transitions sur le marché du travail, tandis que les événements de la vie étaient des facteurs cruciaux d'entrée dans la pauvreté. De leur côté, Alves et Martin (2012) ont relevé que dans les pays européens (période 2005-09), les événements liés au marché du travail et les événements de la vie avaient les uns comme les autres un impact sur la mobilité absolue et relative des revenus. Neilson et al. (2008) ont constaté qu'au Chili (période 1996-2001), les transitions sur le marché du travail étaient plus importantes que les événements de la vie en tant que facteurs explicatifs des sorties de la pauvreté.

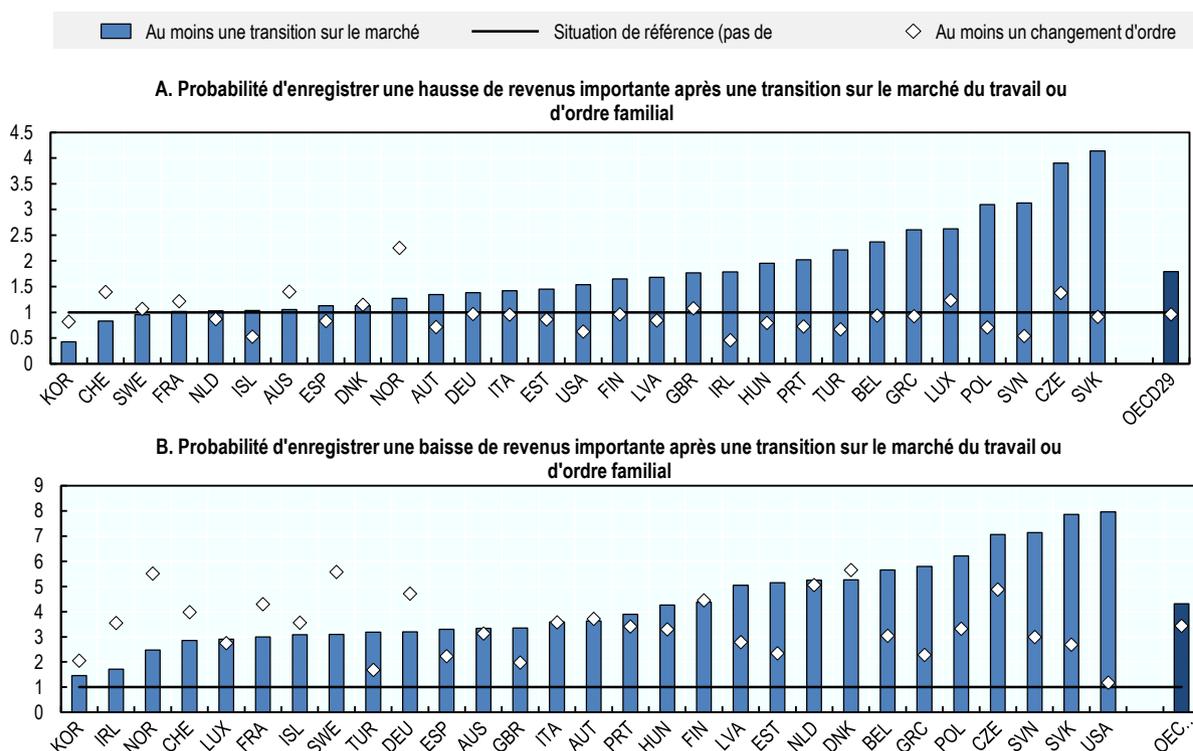
Dans les pays de l'OCDE en moyenne, les événements liés au marché du travail comme les événements d'ordre familial ont un impact notable sur la mobilité absolue et la mobilité relative des revenus². Le Graphique 3.1 décrit l'impact des événements déclencheurs sur les changements absolus des revenus (mesurés par des changements, à la hausse ou à la baisse, de plus de 20 %)³. Lorsque les changements des revenus sont séparés en gains et pertes, on constate que, toutes choses étant égales par ailleurs, les gains de revenus importants résultent principalement de transitions (ascendantes) sur le marché du travail (Graphique 3.1, partie A), tandis que les pertes de revenus s'expliquent par les transitions sur le marché du travail dans certains pays (Slovaquie, Slovaquie et République tchèque) et par les changements d'ordre familial dans d'autres (Norvège, Suède, Allemagne et France, partie B).

En ce qui concerne la mobilité ascendante, les transitions sur le marché du travail jouent un rôle plus important que les événements d'ordre familial, en particulier au bas et au milieu de l'échelle des revenus (Graphique 3.2, parties A et B), mais elles ne permettent pas d'atteindre le quintile le plus élevé (partie C). Le rôle des transitions sur le marché du travail en tant que soutien à la mobilité ascendante des revenus est plus faible dans certains pays (Slovaquie, Espagne, Pays-Bas, Slovaquie et Turquie). Cela peut s'expliquer par les types de transition professionnelle qui dominent dans le segment le plus bas de l'échelle. Les personnes qui connaissent des épisodes de chômage, ou celles qui ont un faible revenu, sont plus susceptibles que d'autres d'exercer un travail plus précaire

lorsqu'elles retrouvent le chemin de l'emploi – par exemple, elles sont plus susceptibles de prendre un emploi temporaire ou faiblement rémunéré, qui permet difficilement de sortir du premier quintile de revenus.

Graphique 3.1. Impact des transitions sur le marché du travail et des changements d'ordre familial sur les hausses et pertes importantes de revenus

Probabilité de connaître une hausse ou une perte importante de revenus à la suite d'un événement déclencheur, en comparaison d'une situation sans transition



Indication de lecture (partie A) : Dans la zone OCDE en moyenne, une personne qui opère une transition sur le marché du travail (par exemple, une personne jusque-là inactive qui prend un emploi ou une personne jusque-là occupée qui quitte son emploi) a 1.8 fois plus de chances d'enregistrer une hausse de revenus importante qu'une personne dont la situation au regard de l'emploi ne change pas. En revanche, la probabilité de connaître une hausse de revenus importante n'est pas différente entre une personne à qui il arrive un événement de la vie (mariage, divorce ou naissance) et une personne dont la situation ne change pas sur ce plan.

Note : Un changement de revenus important est défini par une hausse ou une baisse de 20 % ou plus des revenus d'une année sur l'autre. Les chiffres indiqués sont des estimations de la probabilité de connaître un changement de revenus important à la suite d'une transition sur le marché du travail ou d'un changement d'ordre familial, toutes choses étant égales par ailleurs. Les variables de contrôle sont le sexe, le niveau d'études, la tranche d'âge, la présence d'enfants et l'année de l'enquête. Les résultats détaillés sont présentés à l'Annexe 3.B. Les estimations présentées s'appliquent à une personne âgée de 30 ans, de niveau d'études intermédiaire et ayant des enfants. Les estimations sont à peu près du même ordre de grandeur pour les autres profils. Les données se réfèrent aux transitions d'une année sur l'autre intervenues entre 2011 et 2014 ou les années les plus proches.

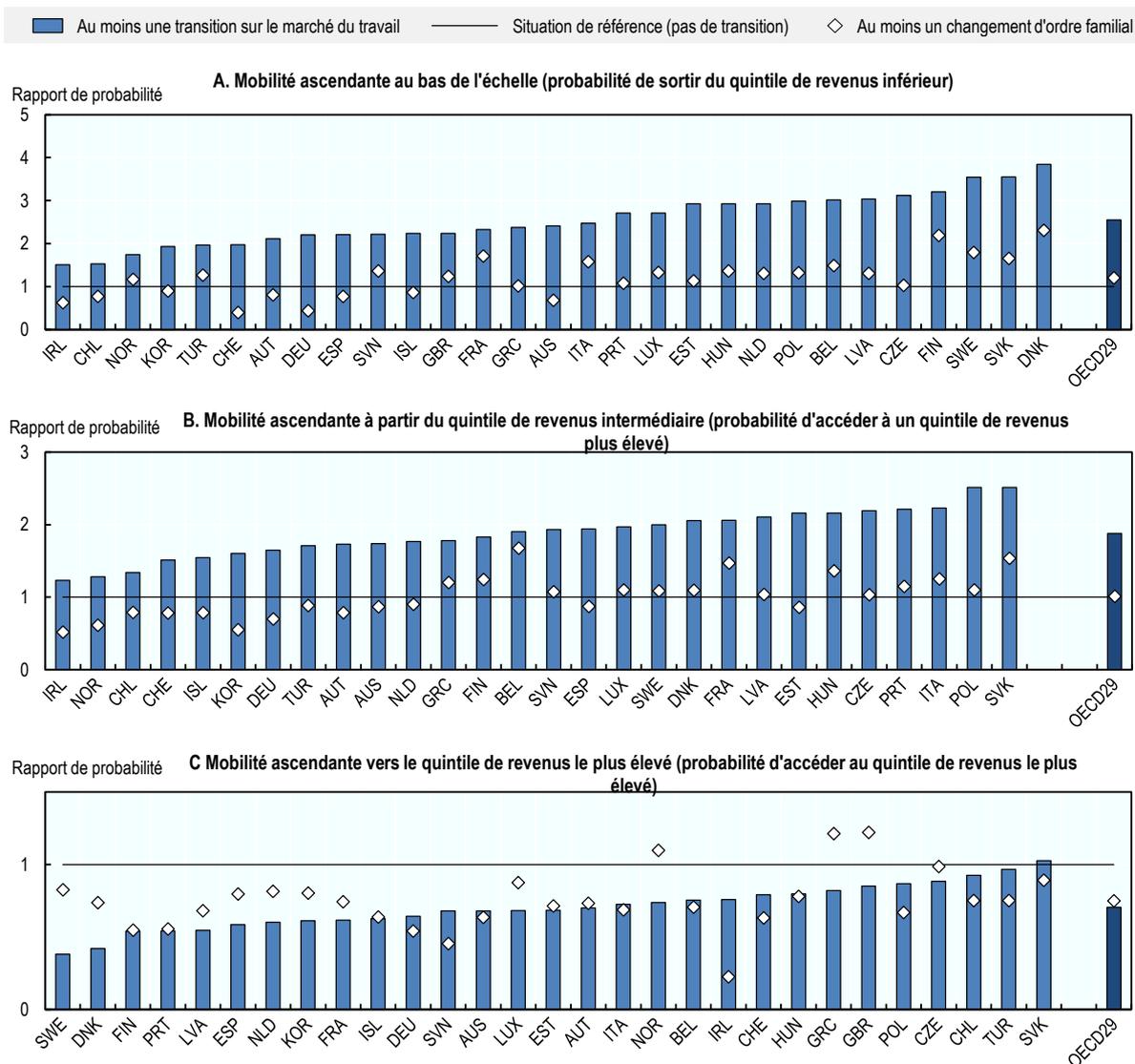
Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2011-14), des CNEF (2008-13), de la CASEN pour le Chili (2006-09) et de la SILC pour la Turquie (2011-14).

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970207>

Quant à la mobilité descendante des revenus, les transitions sur le marché du travail y contribuent dans une mesure légèrement moindre que les changements d'ordre familial (Graphique 3.3). Cela s'explique principalement par le rôle des transferts sociaux, qui amortissent l'impact des pertes d'emploi dans la plupart des pays. Les transferts exercent ainsi une influence notable au milieu et au bas de l'échelle des revenus, et une influence moindre au sommet de l'échelle (parties A et B). Dans certains pays dont l'Autriche, la France et la Norvège, les changements d'ordre familial – divorce ou naissance – sont un facteur explicatif important de l'entrée dans le groupe à faible revenu (partie C).

Graphique 3.2. Impact des transitions sur le marché du travail et des changements d'ordre familial sur la mobilité ascendante des revenus à différents niveaux de l'échelle des revenus

Probabilité de changer de quintile de revenus à la suite d'un événement déclencheur en comparaison d'une situation sans transition, changements d'une année sur l'autre, début des années 2010 ou dernière période pour laquelle des données sont disponibles



Indication de lecture : Dans la zone OCDE en moyenne, une personne située dans le quintile de revenus le plus bas qui opère une transition sur le marché du travail (par exemple, une personne jusque-là inactive qui prend un emploi) a 2.5 fois plus de chances de sortir de ce quintile qu'une personne qui n'opère pas cette transition. Une personne à qui il arrive un événement de la vie (divorce ou naissance) a 1.2 fois plus de chances de sortir du quintile de revenus le plus bas qu'une personne dont la situation ne change pas sur ce plan.

Note : Les résultats sont contrôlés par les variables suivantes : sexe, niveau d'études, tranche d'âge, présence d'enfants et année de l'enquête. Les résultats détaillés sont présentés à l'Annexe 3.C. Les estimations présentées s'appliquent à une personne âgée de 30 ans, de niveau d'études intermédiaire et ayant des enfants. Les estimations sont à peu près du même ordre de grandeur pour les autres profils. Population d'âge actif (18-65 ans).

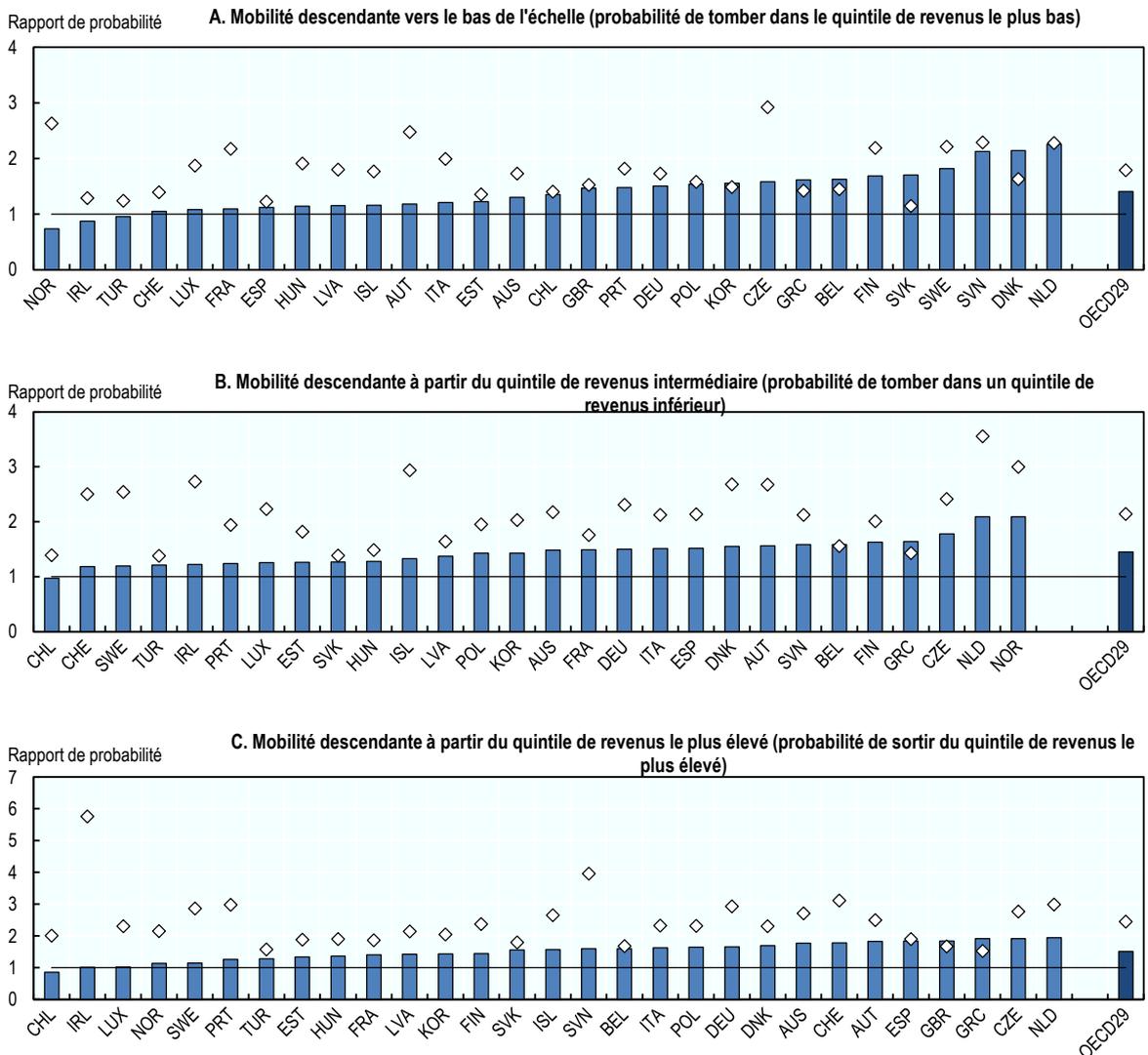
Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2011-14), des CNEF (2008-13), de la CASEN pour le Chili (2006-09) et de la SILC pour la Turquie (2011-14).

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970226>

Graphique 3.3. Impact des transitions sur le marché du travail et des changements d'ordre familial sur la mobilité descendante des revenus à différents niveaux de l'échelle des revenus

Probabilité de changer de quintile de revenus à la suite d'un événement déclencheur en comparaison d'une situation sans transition, changements d'une année sur l'autre, début des années 2010 ou dernière période pour laquelle des données sont disponibles

■ Au moins une transition sur le marché du travail — Situation de référence (pas de transition) ◇ Au moins un changement d'ordre familial



Indication de lecture : Dans la zone OCDE en moyenne, une personne qui opère une transition sur le marché du travail a 1.4 fois plus de chances de tomber dans le quintile de revenus le plus bas qu'une personne qui n'opère pas cette transition. Une personne à qui il arrive un événement de la vie (divorce ou naissance) a 1.8 fois plus de chances d'entrer dans le quintile de revenus le plus bas qu'une personne dont la situation ne change pas sur ce plan.

Note : Les résultats sont contrôlés par les variables suivantes : sexe, niveau d'études, tranche d'âge, présence d'enfants et année de l'enquête. Les résultats détaillés sont présentés à l'Annexe 3.C. Les probabilités présentées s'appliquent à une personne âgée de 30 ans, de niveau d'études intermédiaire et ayant des enfants. Les estimations sont à peu près du même ordre de grandeur pour les autres profils. Population d'âge actif (18-65 ans).

Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2011-14), des CNEF (2008-13), de la CASEN pour le Chili (2006-09) et de la SILC pour la Turquie (2011-14).

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970245>

Encadré 3.1. Impact monétaire des chocs de santé

La santé est l'un des facteurs de risque susceptibles d'influer sur la mobilité des revenus. Les chocs de santé peuvent avoir des conséquences particulièrement dommageables pour les ménages à faible revenu en raison du niveau élevé des frais restant à la charge des patients qui n'ont pas accès à une couverture maladie adéquate (notamment dans les pays en développement où les systèmes d'assurance santé ne sont pas matures [Liu, 2016]). Trevisan et Zantomio (Trevisan et Zantomio, 2016) ont observé que dans 16 pays européens, la survenue d'un premier problème de santé aigu chez une personne doublait sa probabilité de quitter le marché du travail. Aux Pays-Bas, être hospitalisé pour un problème de santé aigu réduit la probabilité d'emploi de sept points de pourcentage et entraîne une baisse des revenus individuels de 5 % deux ans après le choc de santé, et ultérieurement, il n'y a récupération ni en termes d'emploi ni en termes de revenus (Garcia-Gomez et al., 2013). En Suède, les chocs de santé ont un impact relativement plus défavorable sur les personnes peu instruites et peu qualifiées (Lundborg et al., 2015). Aux États-Unis, une hospitalisation entraîne une diminution du salaire, des revenus, de l'accès au crédit et des prêts à la consommation (Dobkin et al., 2018). Dans ces circonstances, un choc de santé peut mener directement à la pauvreté (Alam et Mahal, 2014 ; Neilson et al., 2008).

En l'absence d'assurance maladie adéquate, l'amenuisement des débouchés professionnels consécutif à un épisode de maladie peut entraîner une perte de revenus significative ; cela étant, les paiements restant à la charge du patient peuvent être élevés même lorsqu'il dispose d'une couverture maladie. Aux États-Unis, Dobkin et al. (Dobkin et al., 2018) indiquent qu'à long terme, l'impact sur les revenus d'activité est plus marqué chez les personnes non assurées, et qu'en comparaison des personnes non âgées assurées, on observe chez les personnes non âgées non assurées une hausse beaucoup plus forte des factures médicales impayées et des taux de faillite personnelle après une hospitalisation. Dans les pays à revenu faible et intermédiaire, l'absence d'assurance maladie formelle implique des coûts élevés pour les patients, qui mettent à mal la « capacité contributive » des ménages et plongent nombre d'entre eux dans la pauvreté (Trevisan et Zantomio, 2016 ; Alam et Mahal, 2014). Par exemple, dans les pays à revenu faible et intermédiaire d'Asie, les dépenses à la charge des patients représentent selon les estimations 30 % au moins des dépenses de santé totales (Alam et Mahal, 2014).

3.2. Rôle des trajectoires professionnelles dans la mobilité des revenus

Cette section examine l'impact des transitions sur le marché du travail sur le revenu disponible des ménages et leurs liens avec la persistance des revenus au sommet et au bas de l'échelle des revenus. Elle aborde successivement trois types de transition sur le marché du travail : la transition de l'emploi vers le non-emploi, la transition du non-emploi vers l'emploi et la transition emploi-emploi. En outre, pour pouvoir dissocier le rôle des revenus d'activité individuels de celui des revenus des autres membres du ménage, ainsi que du rôle des impôts et transferts, l'analyse décompose les changements de revenus consécutifs aux trois types de transition suivant les différentes composantes des revenus (Encadré 3.2). Pour interpréter les résultats présentés ci-après, qui portent sur

le début des années 2010, il faut garder à l'esprit que les tendances de la mobilité ascendante et descendante des revenus au cours de cette période sont influencées par le contexte d'après-crise et de reprise propre à chaque pays.

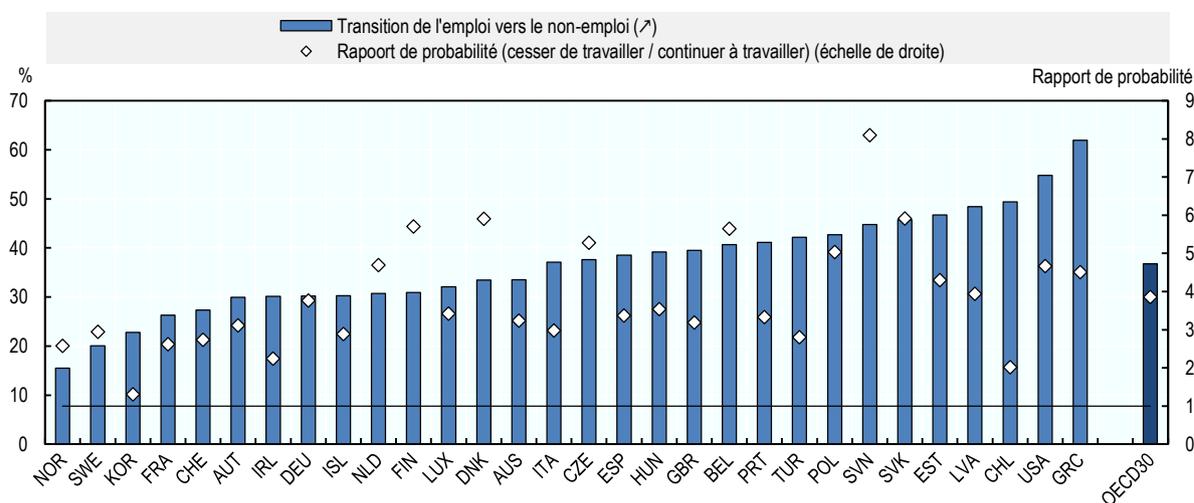
3.2.1. Impact des pertes d'emploi sur les revenus

Les transitions de l'emploi vers le non-emploi sont un déterminant majeur des pertes de revenus. Néanmoins, le lien entre les changements de situation professionnelle et les revenus disponibles n'est pas immédiat, dans la mesure où les changements intervenant sur le marché du travail sont compensés par les allocations de chômage – pour les personnes qui y ont droit – ou par d'autres mécanismes d'assurance, le plus souvent la participation d'autres membres du ménage à la vie active (Blundell et al., 2008 ; Blundell et al., 2015).

Dans les pays de l'OCDE en moyenne, les personnes qui passent de l'emploi au chômage ont quatre fois plus de probabilités que les autres de connaître un changement important de leurs revenus. Le Graphique 3.4 indique la part des personnes qui accusent une perte de revenus disponibles importante après une transition de l'emploi vers le non-emploi⁴. En Norvège, en Suède, en Corée, en France et en Suisse, les transitions de l'emploi vers le non-emploi s'accompagnent moins fréquemment de pertes importantes de revenus – soit parce que le choc du chômage est amorti par la protection sociale publique soit parce qu'il y a ajustement de la composition du ménage. La Corée fait partie des pays où les pertes importantes de revenus concernent peu de personnes, mais leur niveau n'est pas très différent de celui observé dans le scénario contrefactuel, qui suppose le maintien dans l'emploi. Cette situation tient sans doute à la structure du marché du travail coréen, caractérisée par une stabilité importante dans l'emploi et des transitions peu fréquentes. En Grèce, en Lettonie, aux États-Unis et au Chili, la part des personnes qui accusent une perte de revenus importante après avoir perdu leur emploi est beaucoup plus élevée. Étant donné qu'il y a moins de ménages unipersonnels dans ces pays (sauf aux États-Unis), l'absence d'effet d'amortissement pourrait s'expliquer en partie par le fait que les dispositifs d'aide au revenu y sont plus limités. En Grèce et en Lettonie, les effets de la crise économique ont sans doute une part de responsabilité importante.

Graphique 3.4. Part des personnes occupées qui accusent une perte de revenus importante après avoir cessé de travailler

Changement des revenus d'une année sur l'autre, début des années 2010 ou dernière période pour laquelle des données sont disponibles



Indication de lecture : Dans la zone OCDE en moyenne, une personne qui cesse de travailler a 37 % de probabilités d'enregistrer une perte de revenus importante. C'est 3.9 fois de plus que pour une personne qui continue de travailler.

Note : Une perte de revenus importante est définie par une perte de revenus de 20 % ou plus d'une année sur l'autre. Dans le cas des États-Unis, les données concernent les transitions enregistrées sur des périodes de deux ans. Le rapport de probabilité compare la probabilité d'enregistrer une perte de revenus importante en cessant de travailler et la probabilité d'enregistrer une perte de revenus importante en continuant à travailler. Population d'âge actif (18-65 ans).

Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2011-14), des CNEF (2008-13), de la CASEN pour le Chili (2006-09) et de la SILC pour la Turquie (2011-14).

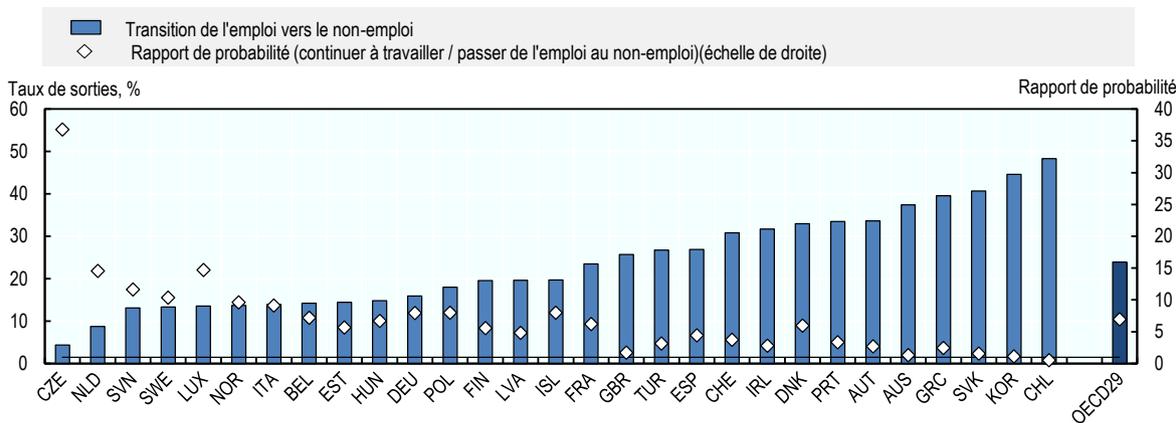
StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970264>

La perte d'un emploi a donc des effets très dommageables sur le revenu disponible des ménages. On peut néanmoins s'attendre à ce que ces effets varient selon la position occupée par le ménage sur l'échelle des revenus (Ehlert, 2013). Pour les personnes situées au bas de l'échelle, la perte d'un emploi accroît le risque de rester dans le quintile de revenus le plus bas (Graphique 3.5, partie A). Les personnes qui passent de l'emploi au non-emploi ont cinq fois plus de probabilités de tomber dans le quintile de revenus le plus bas que les personnes qui continuent à travailler (partie B). Les personnes situées dans le quintile le plus élevé sont elles aussi beaucoup plus susceptibles (12 fois plus) de rétrograder dans un quintile inférieur (partie C). On peut en conclure qu'au sommet de l'échelle des revenus, la transition de l'emploi au non-emploi, tout en étant moins fréquente, entraîne une perte de revenus importante.

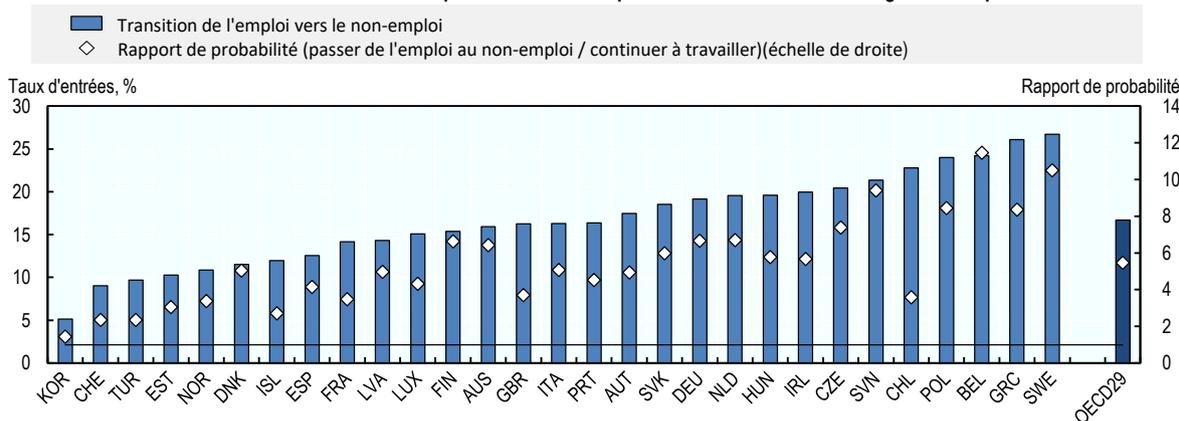
Graphique 3.5. Part des personnes qui changent de quintile de revenus après avoir cessé de travailler

Changement des revenus d'une année sur l'autre, début des années 2010 ou dernière période pour laquelle des données sont disponibles

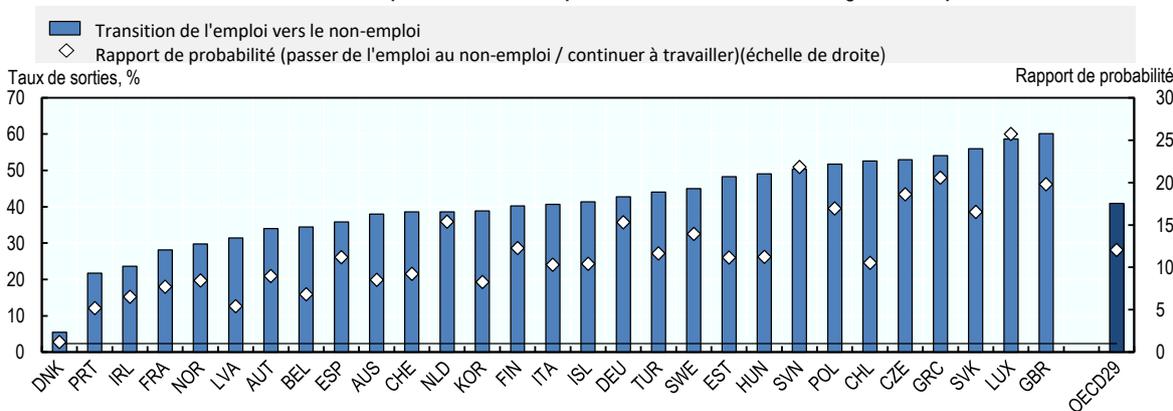
A. Taux de sorties du quintile de revenus le plus bas selon la transition au regard de l'emploi



B. Taux d'entrées dans le quintile de revenus le plus bas selon la transition au regard de l'emploi



C. Taux de sorties du quintile de revenus le plus élevé selon la transition au regard de l'emploi



Note : Changements de quintile de revenus d'une année sur l'autre (entrées dans/sorties du quintile de revenus le plus bas ; sortie du quintile de revenus le plus élevé). Les entrées dans le quintile de revenus le plus élevé ne sont pas prises en considération. Le rapport de probabilité compare la probabilité de connaître un changement déterminé de position sur l'échelle des revenus (par exemple, sortir du quintile le plus bas) après avoir cessé de travailler et la probabilité de connaître le même changement de position en continuant à travailler. Population d'âge actif (18-65 ans).

Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2011-14), des CNEF (2008-13), de la CASEN pour le Chili (2006-09) et de la SILC pour la Turquie (2011-14).

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970283>

Lorsqu'une personne dans une famille perd son emploi, son conjoint peut décider d'accroître sa participation à la vie active. Les études publiées désignent ce phénomène par le terme d'effet « travailleur ajouté » (Mincer, 1962 ; Lundberg, 1985). Dans ce cas de figure, ce n'est pas seulement l'assurance chômage mais aussi le ménage lui-même qui apporte un filet de protection contre la perte de revenus. On observe cet effet « travailleur ajouté » dans un grand nombre de pays, en particulier pendant les phases de récession économique (Bredtman et al., 2013, pour l'Europe ; Gong, 2011, pour l'Australie ; Karaoglan et Okten, 2012, pour la Turquie ; Mankart et Oikonomou, 2016, et Mattingly et Smith, 2010, pour les États-Unis ; Giannakopoulos, 2015, pour la Grèce).

Cependant, en période de crise, lorsque les emplois se font rares, l'effet « travailleur ajouté » n'offre pas une protection efficace en cas de perte d'emploi. Par exemple, en Grèce, pendant la crise, davantage de femmes sont entrées sur le marché du travail dans l'objectif de pallier la perte d'emploi de leur conjoint, mais beaucoup d'entre elles n'ont pas trouvé d'emploi et sont restées au chômage. Par conséquent, l'impact sur les revenus d'activité a été limité et l'effet d'assurance pratiquement nul (Giannakopoulos, 2015). En outre, à cause de l'appariement assortatif (qui consiste à choisir un partenaire ayant un niveau d'études ou de revenu similaire), l'effet « travailleur ajouté » est susceptible de renforcer les inégalités et d'enclencher un cycle d'exclusion sociale (Paugam, 2015). L'importance de l'effet « travailleur ajouté » varie selon les systèmes de protection sociale : il est plus marqué dans les contextes où les autres mécanismes d'assurance des revenus, en particulier l'assurance chômage, sont moins développés (Gallie et Paugam, 2000 ; Bredtman, 2013 ; Giannakopoulos, 2016 ; Gruber et Cullen, 1996).

Dans les pays de l'OCDE en moyenne, la transition de l'emploi vers le non-emploi s'accompagne d'une baisse des revenus d'activité annuels de 32 % (Graphique 3.6). La baisse est plus limitée dans les pays qui affichent un taux de chômage plus faible ou un taux de transition du chômage vers l'emploi élevé, car les travailleurs y retrouvent un emploi plus rapidement. C'est notamment le cas en Norvège et en Suède. La perte de revenus d'activité consécutive à la perte d'un emploi est importante en moyenne, particulièrement en Grèce, en Belgique, aux Pays-Bas et au Luxembourg.

D'un autre côté, les impôts et transferts compensent une part non négligeable de la perte de revenus d'activité – de l'ordre de 15 % en moyenne dans la zone OCDE (Graphique 3.6). L'effet est beaucoup plus prononcé dans les pays à dépenses publiques élevées (France, Autriche, Belgique, Pays-Bas, Allemagne et Danemark) que dans les pays à dépenses publiques faibles (Chili). L'effet « travailleur ajouté » est particulièrement marqué en Grèce, en Italie, en Belgique, en Australie, au Chili⁵, en Hongrie, en Pologne et en Lettonie. Dans ces pays, la hausse des revenus due à l'apport de revenus d'activité par les autres membres du ménage est supérieure à l'effet de la redistribution.

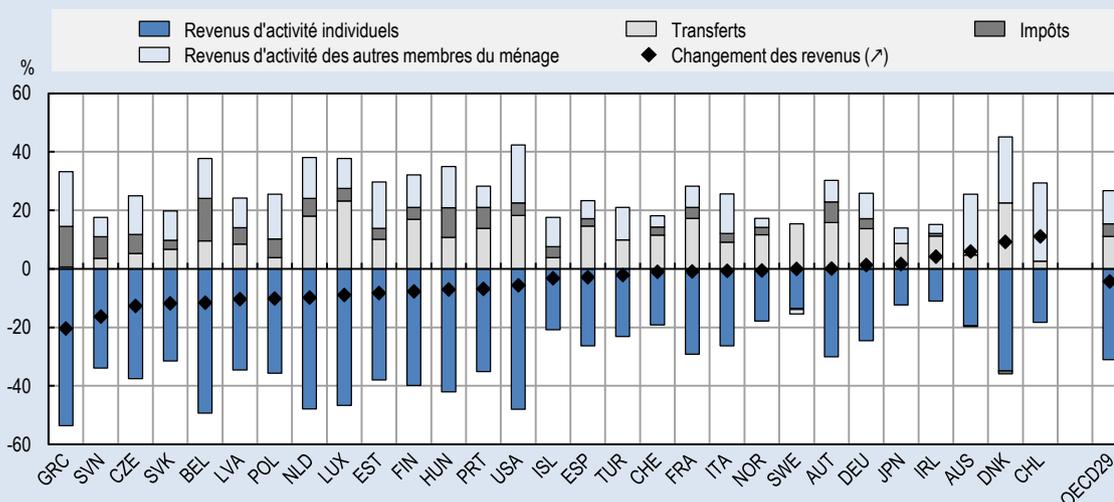
Encadré 3.2 Décomposition des changements de revenus intervenant après une transition sur le marché du travail

Les mécanismes d'assurance que sont les dispositifs d'aide au revenu (notamment l'assurance chômage) et les ajustements au sein des ménages (participation d'autres membres du ménage à la vie active) entrent en action lorsqu'une personne opère une transition sur le marché du travail. L'impact de ces changements transparait dans la composition des revenus des ménages, comme l'illustrent les graphiques ci-dessous (voir Tableau d'annexe 3.B.4 pour de plus amples précisions méthodologiques).

Après la perte d'un emploi, les revenus d'activité annuels individuels diminuent de 30 points de pourcentage en moyenne dans les pays de l'OCDE (Graphique 3.6). Cette perte est partiellement compensée par la hausse des transferts sociaux (11 points de pourcentage) et la diminution de l'impôt sur le revenu (moins 4 points de pourcentage), étant donné que le taux moyen d'imposition du revenu est en moyenne plus bas parmi les personnes privées d'emploi. Enfin, la hausse des revenus d'activité des autres membres du ménage (11 points de pourcentage) atténue également la perte de revenus. Globalement, le revenu des ménages décline de 4 %. La contribution des transferts sociaux au changement des revenus varie selon les pays. Elle est particulièrement élevée (environ 20 % des revenus antérieurs) dans les pays nordiques et certains autres pays européens tels que l'Autriche, la Belgique, le Danemark, la Finlande, la France, les Pays-Bas et le Luxembourg. La contribution des revenus d'activité des autres membres du ménage à la compensation des pertes de revenus atteint jusqu'à 15 points de pourcentage en Australie, au Chili, en Grèce, en Hongrie, en Italie, en Pologne et en Turquie. Le Chili est un cas à part : la baisse des revenus y est brutale et compensée par les revenus d'activité des autres membres du ménage, mais nullement ou peu atténuée par les transferts sociaux.

Graphique 3.6. Décomposition des changements de revenus intervenant après une transition de l'emploi vers le non-emploi

Changement des revenus d'une année sur l'autre, début des années 2010 ou dernière période pour laquelle des données sont disponibles



Indication de lecture : En Grèce, le revenu d'une personne qui perd son emploi diminue de 20 % (losange). Ce déclin résulte de la baisse de 54 points de pourcentage des revenus d'activité individuels (barre bleue). La perte d'emploi est néanmoins compensée par une hausse des revenus de 15 points de pourcentage due aux impôts (barre gris foncé) et par une hausse de 19 points de pourcentage due à l'augmentation des revenus d'activité du conjoint et des autres membres du ménage (barre bleu clair).

Note : Les transferts sociaux sont définis comme la différence entre les revenus disponibles et l'ensemble des

autres composantes. Il se peut qu'ils comprennent des revenus n'ayant pas été déclarés dans la bonne catégorie, notamment des transferts entre les ménages. Dans le cas du Chili, de la Turquie et du Royaume-Uni, l'impact des impôts et des transferts est inclus dans la composante 'transferts sociaux'. Les changements sont mesurés d'une année sur l'autre. Le changement des revenus correspond à la croissance des revenus par rapport à l'année précédente. L'effet des revenus d'activité individuels, l'effet des impôts et transferts et l'effet des revenus d'activité des autres membres du ménage décrivent la contribution de chacune de ces sources de revenus à la croissance globale des revenus. Par définition, la somme de ces contributions est égale au changement des revenus. Voir Annexe 3.D pour de plus amples précisions sur la décomposition. Population d'âge actif (18-65 ans).

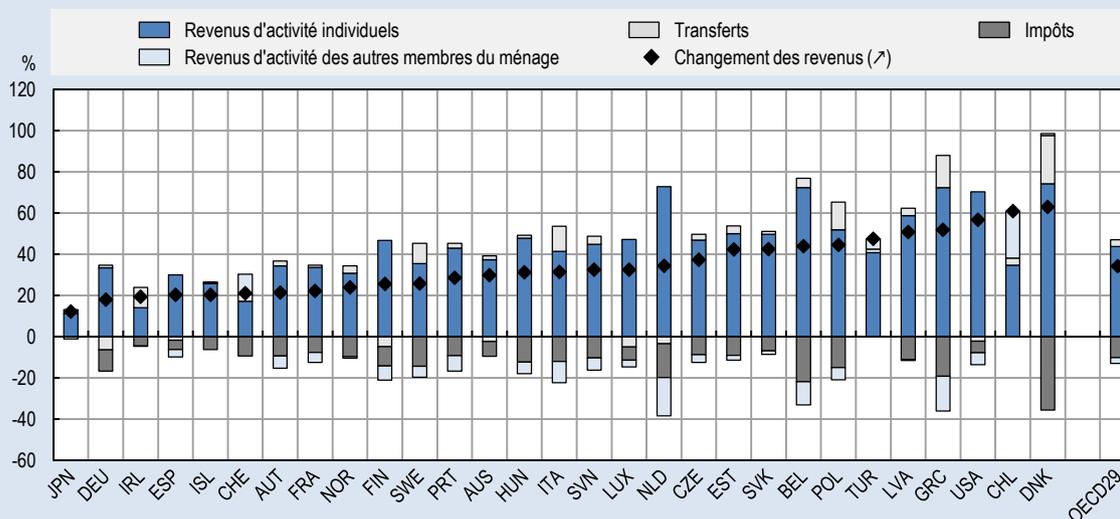
Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2011-14), des CNEF (2008-13), de la CASEN pour le Chili (2006-09) et de la SILC pour la Turquie (2011-14).

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970302>

S'agissant des transitions vers l'emploi, trouver du travail après un épisode de non-emploi génère un gain de revenus d'environ 33 % en moyenne dans les pays de l'OCDE (Graphique 3.7). Cet effet s'échelonne entre moins de 10 % au Japon et 63 % au Danemark. Ces gains de revenus s'expliquent par la forte progression des revenus d'activité individuels (pratiquement nuls, en général, avant le retour à l'emploi), qui représente 44 points de pourcentage du changement par rapport au revenu antérieur. Les impôts et transferts apportent une contribution négative au changement des revenus (3 points de pourcentage), en raison de l'interruption des aides au revenu versées en cas de non-emploi. Une personne qui trouve un emploi doit s'attendre à payer des impôts plus élevés ; de fait, ceux-ci apportent une contribution négative de presque 10 points de pourcentage au changement global des revenus. Cet effet des impôts et transferts est particulièrement marqué en Belgique, au Danemark, en Finlande, en Allemagne, en Hongrie et aux Pays-Bas, ces pays se caractérisant par un coin fiscal élevé sur le travail et/ou des transferts élevés en faveur des personnes qui ne travaillent pas. Dans la plupart des pays, le fait de trouver du travail après une période de non-emploi s'accompagne d'une légère baisse des autres sources de revenus du ménage, qui apporte une contribution négative de 3 points de pourcentage. Cet effet est particulièrement prononcé en Belgique, en Grèce et en Italie, où les taux d'emploi des seconds apporteurs de revenu sont généralement faibles. Cela tendrait à montrer qu'après une transition vers l'emploi, l'offre de travail des membres du ménage diminue légèrement, à la marge intensive ou extensive.

Graphique 3.7. Décomposition des changements de revenus intervenant après une transition du non-emploi vers l'emploi

Changement des revenus d'une année sur l'autre, début des années 2010 ou dernière période pour laquelle des données sont disponibles



Note : Les transferts sociaux sont définis comme la différence entre les revenus disponibles et l'ensemble des autres composantes. Il se peut qu'ils comprennent des revenus n'ayant pas été déclarés dans la bonne catégorie, notamment des transferts entre les ménages. Dans le cas du Chili, de la Turquie et du Royaume-Uni, l'impact des impôts et des transferts est inclus dans la composante 'transferts sociaux'. Les changements sont mesurés d'une année sur l'autre. Le changement des revenus correspond à la croissance des revenus par rapport à l'année précédente. L'effet des revenus d'activité individuels, l'effet des impôts et transferts et l'effet des revenus d'activité des autres membres du ménage décrivent la contribution de chacune de ces sources de revenus à la croissance globale des revenus. Par définition, la somme de ces contributions est égale au changement des revenus. Voir Annexe 3.D pour de plus amples précisions sur la décomposition. Population d'âge actif (18-65 ans).

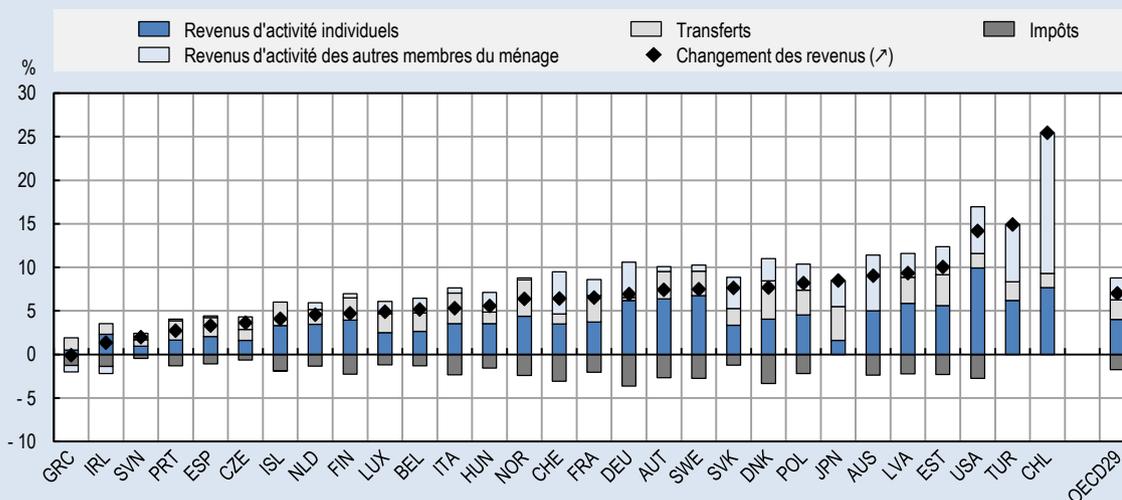
Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2011-14), des CNEF (2008-13), de la CASEN pour le Chili (2006-09) et de la SILC pour la Turquie (2011-14).

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970321>

Les transitions emploi-emploi sont associées à un gain de revenus de 7 % en moyenne dans les pays de l'OCDE (Graphique 3.8). La principale contribution à la hausse des revenus est apportée par les revenus d'activité individuels, dont la croissance représente 4 points de pourcentage du changement global. Les impôts font baisser les revenus légèrement, avec une contribution négative de 1.8 point de pourcentage. L'effet des revenus d'activité individuels est particulièrement marqué aux États-Unis (hausse de presque 10 points de pourcentage sur deux ans), au Chili, en Suède, en Autriche et en Allemagne (presque 7 points). Inversement, il est particulièrement faible – avec une contribution au changement global de l'ordre de 1 point de pourcentage ou moins – en Grèce, en Slovaquie, au Japon et au Portugal.

Graphique 3.8. Décomposition des changements de revenus intervenant après une transition emploi-emploi

Changement des revenus d'une année sur l'autre, début des années 2010 ou dernière période pour laquelle des données sont disponibles



Note : Les transferts sociaux sont définis comme la différence entre les revenus disponibles et l'ensemble des autres composantes. Il se peut qu'ils comprennent des revenus n'ayant pas été déclarés dans la bonne catégorie, notamment des transferts entre les ménages. Dans le cas du Chili, de la Turquie et du Royaume-Uni, l'impact des impôts et des transferts est inclus dans la composante 'transferts sociaux'. Les changements sont mesurés d'une année sur l'autre. Le changement des revenus correspond à la croissance des revenus par rapport à l'année précédente. L'effet des revenus d'activité individuels, l'effet des impôts et transferts et l'effet des revenus

d'activité des autres membres du ménage décrivent la contribution de chacune de ces sources de revenus à la croissance globale des revenus. Par définition, la somme de ces contributions est égale au changement des revenus. Voir Annexe 3.D pour de plus amples précisions sur la décomposition. Population d'âge actif (18-65 ans).

Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2011-14), des CNEF (2008-13), de la CASEN pour le Chili (2006-09) et de la SILC pour la Turquie (2011-14).

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970340>

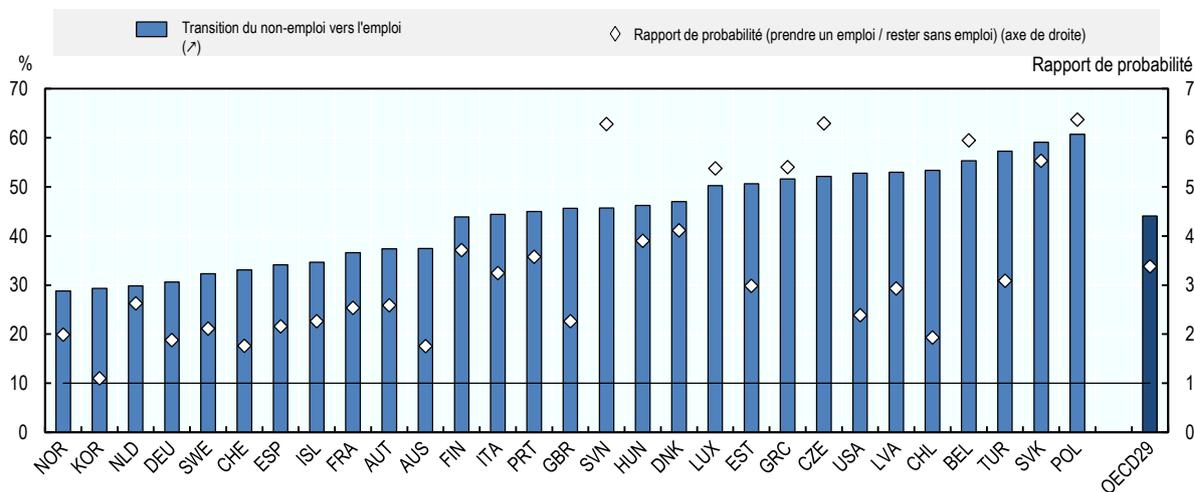
3.2.2. Transitions du non-emploi vers l'emploi : un premier pas vers la mobilité ascendante

Une personne qui passe du non-emploi à l'emploi a trois fois plus de chances d'enregistrer une hausse de revenus importante qu'une personne équivalente qui reste sans emploi (Graphique 3.9). La situation est très variable d'un pays à l'autre. La part des personnes qui voient leurs revenus augmenter après avoir trouvé un emploi – en comparaison de celles qui restent sans emploi – est particulièrement élevée en Slovaquie, en Slovénie, en République tchèque, en Belgique et en Pologne. Dans ces pays, les personnes qui trouvent un emploi après une période de non-emploi ont six fois plus de chances d'enregistrer une hausse de revenus importante que les personnes qui restent sans emploi. Par contraste, en Corée, en Australie et au Chili, la transition vers l'emploi entraîne une hausse plus limitée des revenus en moyenne. Les différences entre pays des gains de revenus accompagnant la transition vers l'emploi peuvent s'expliquer par plusieurs facteurs, parmi lesquels :

1. la structure de l'emploi qui a été trouvé : un emploi temporaire, à temps partiel ou faiblement rémunéré peut ne pas générer une hausse suffisante des revenus ;
2. la structure des aides au revenu qui sont accordées aux personnes sans emploi : l'écart entre le revenu de remplacement et le revenu d'activité peut rendre la différence entre avant et après moins visible ;
3. et la composition du ménage : le fait que le conjoint travaille – et donc contribue au revenu du ménage – tend aussi à affaiblir la différence de revenu entre avant et après la transition vers l'emploi. Cela est particulièrement vrai si ce sont majoritairement les femmes qui reprennent le chemin de l'emploi, étant donné qu'elles gagnent en moyenne moins que les hommes (OCDE, 2017a).

Graphique 3.9. Part des personnes auparavant sans emploi qui enregistrent une hausse de revenus importante lorsqu'elles commencent à travailler

Changement des revenus d'une année sur l'autre, début des années 2010 ou dernière période pour laquelle des données sont disponibles



Indication de lecture : Dans la zone OCDE en moyenne, une personne sans emploi a 44 % de chances d'enregistrer une hausse de revenus importante lorsqu'elle commence à travailler. C'est 3.4 fois plus que pour une personne qui continue à ne pas travailler.

Note : Une hausse importante des revenus est définie par une hausse de 20 % ou plus des revenus d'une année sur l'autre. Le rapport de probabilité compare la probabilité d'enregistrer une hausse de revenus importante après avoir trouvé un emploi et la probabilité d'enregistrer une hausse de revenus importante en continuant à ne pas travailler. Population d'âge actif (18-65 ans). Dans le cas des États-Unis, les données concernent les transitions enregistrées sur des périodes de deux ans.

Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2011-14), des CNEF (2008-13), de la CASEN pour le Chili (2006-09) et de la SILC pour la Turquie (2011-14).

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970359>

L'impact des transitions du non-emploi vers l'emploi sur le revenu du ménage dépend de la position occupée sur l'échelle des revenus. Le Graphique 3.10 compare la situation des personnes du quintile le plus bas qui prennent un emploi et de celles qui continuent à ne pas travailler. La partie A présente les résultats pour tous les types d'emploi : une personne qui ne travaillait pas a quatre fois plus de chances de sortir du groupe à faible revenu en prenant un emploi qu'une personne équivalente qui continue à ne pas travailler. La part des personnes qui sortent du groupe à faible revenu après avoir trouvé un emploi est particulièrement élevée en Grèce, au Chili mais aussi au Danemark – pour des raisons différentes dans les trois cas. S'agissant de la Grèce, qui connaissait un pic de chômage au moment où les données ont été collectées, doublé d'une faible couverture de l'assurance chômage, il a suffi à de nombreuses personnes d'accéder au marché du travail pour sortir du quintile de revenus le plus bas. Au Chili, où l'écart d'emploi entre hommes et femmes est conséquent, la proportion d'hommes qui sont seul soutien de famille est également élevée, de sorte que trouver un emploi dans ces familles est un bon moyen de sortir du groupe à faible revenu. Au Danemark, où le chômage est bas, les personnes qui prennent un emploi sont souvent des jeunes gens qui entrent sur le marché du travail et connaissent à cette occasion une forte hausse de leurs revenus (Encadré 3.4).

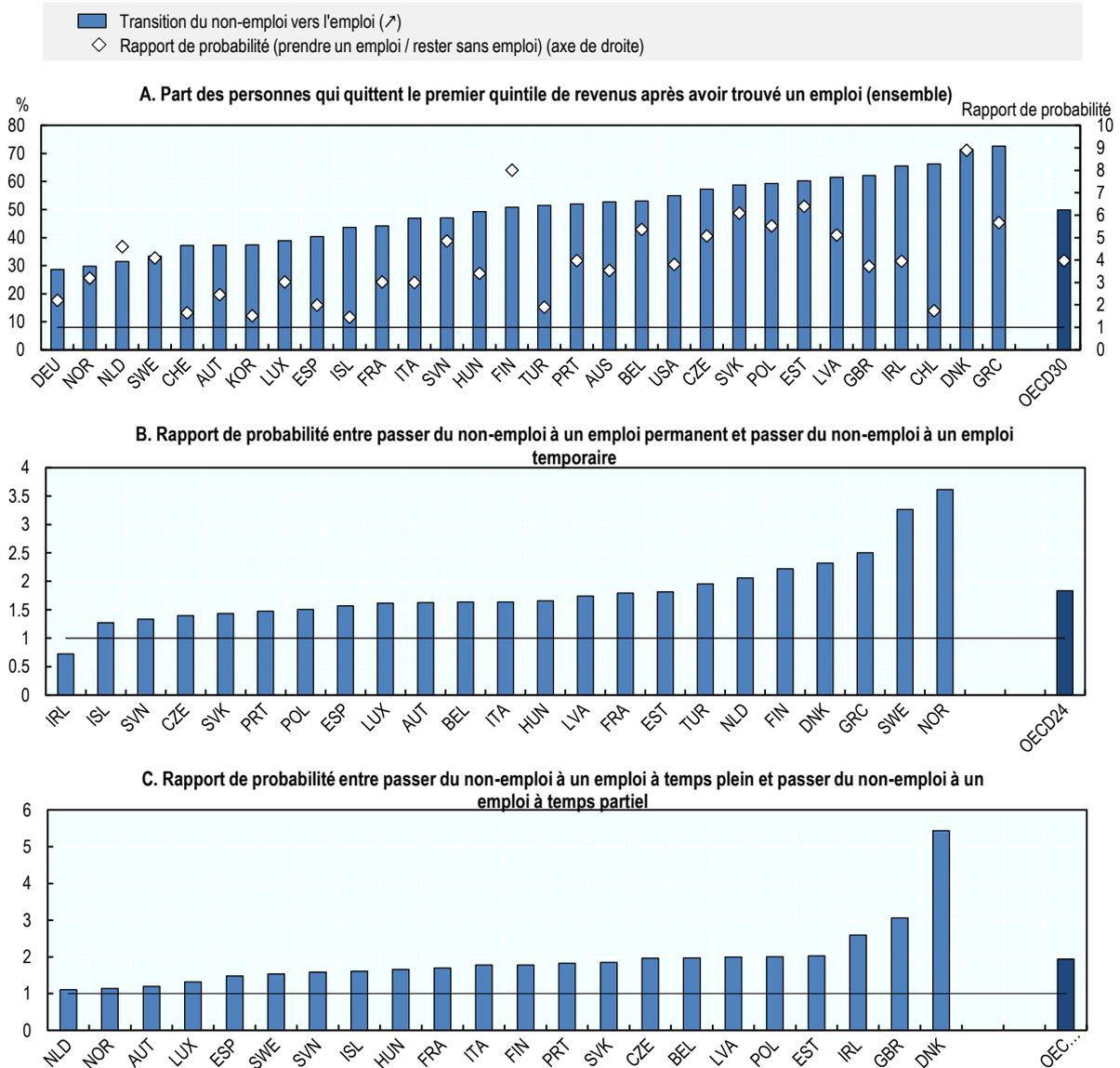
En Allemagne, en Norvège, aux Pays-Bas et en Suède, les transitions vers l'emploi sont moins fréquemment associées à une sortie du quintile de revenus le plus bas (Graphique 3.10, partie A). Ce résultat a plusieurs explications : en Allemagne, où les écarts salariaux entre hommes et femmes se combinent à un taux de chômage faible, on peut s'attendre à ce que la plupart des personnes qui prennent un emploi soient des femmes apportant un second revenu au ménage ; en Suède, en Norvège et aux Pays-Bas, la hausse de revenus accompagnant la transition vers l'emploi est plus réduite car l'écart entre les allocations de chômage et les salaires est plus faible, en particulier au bas de l'échelle des revenus.

La transition vers l'emploi, si celui-ci n'est pas de bonne qualité, permet rarement de sortir du quintile le plus bas. En général, une personne qui passe du non-emploi à un emploi temporaire a moins de chances de sortir du groupe à faible revenu qu'une autre qui trouve un emploi permanent (Graphique 3.10, partie B) – et le constat est aussi valable si l'on compare emploi à temps partiel et emploi à temps plein (partie C). Dans la plupart des pays, une pénalité salariale structurelle s'applique aux travailleurs temporaires et à temps partiel (OCDE, 2015a). Les Pays-Bas se distinguent par le faible rapport de probabilité d'enregistrer une hausse de revenus importante entre personnes qui passent d'un emploi à temps partiel à un emploi à temps plein et personnes qui continuent d'exercer un emploi à temps partiel. Cela pourrait s'expliquer par la proportion élevée de travailleurs à temps partiel, notamment parmi les seconds apporteurs de revenu. Si la personne qui prend un emploi gagne moins que son conjoint, l'augmentation globale du revenu de la famille ne sera pas forcément suffisante pour la faire sortir du quintile de revenus le plus bas. De plus, le différentiel de taux d'imposition entre l'emploi à temps partiel et l'emploi à temps plein est élevé aux Pays-Bas (OCDE, 2018a). Dans d'autres pays comme la Grèce ou le Danemark, l'emploi à temps plein ou permanent offre un tremplin beaucoup plus direct vers les quintiles de revenus supérieurs.

Outre les trajectoires individuelles sur le marché du travail, les systèmes d'imposition et de transferts – notamment les prestations liées à l'exercice d'un emploi, la fiscalité des prestations familiales, mais aussi l'interruption du versement des allocations de chômage consécutive au retour à l'emploi – influent également sur la trajectoire des revenus disponibles en cas de transition vers l'emploi. Le Graphique 3.8 (Encadré 3.2) indique qu'en raison de la nature redistributive des systèmes d'imposition et de transferts, les impôts et transferts exercent un effet légèrement négatif sur le revenu des ménages en cas de transition vers l'emploi. Dans certains pays, on observe également un effet sur le travail du conjoint, dont les revenus d'activité diminuent (particulièrement aux Pays-Bas, en Belgique et en Grèce).

Graphique 3.10. Part des personnes qui sortent du premier quintile de revenus après avoir trouvé un emploi

Changement des revenus d'une année sur l'autre, début des années 2010 ou dernière période pour laquelle des données sont disponibles



Note : Sorties du premier quintile de revenus d'une année sur l'autre. Les rapports de probabilité comparent : la probabilité de sortir du premier quintile de revenus après avoir trouvé un emploi et la probabilité de sortir du premier quintile de revenus en restant au chômage (partie A) ; la probabilité de sortir du premier quintile de revenus après avoir trouvé un emploi permanent et la probabilité de sortir du premier quintile de revenus en exerçant un emploi temporaire (partie B) ; la probabilité de sortir du premier quintile de revenus après avoir trouvé un emploi à temps plein et la probabilité de sortir du premier quintile de revenus en exerçant un emploi à temps partiel (partie C). Population d'âge actif (18-65 ans).

Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2011-14), des CNEF (2008-13), de la CASEN pour le Chili (2006-09) et de la SILC pour la Turquie (2011-14).

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970378>

Encadré 3.3. Coup de projecteur sur les jeunes : quelle est l'importance des premières années de carrière ?

Les premières années ont une incidence décisive sur les résultats futurs des jeunes qui entrent sur le marché du travail. « Manquer le coche » (Fong et Tsustui, 2015) peut être lourd de conséquences sur le long terme, tout au moins dans certains pays. Un mauvais départ peut gravement hypothéquer les perspectives futures, notamment lorsque le travail temporaire et le chômage se transforment en piège. Le fait que le premier emploi occupé soit temporaire peut également envoyer un signal négatif. C'est notamment le cas au Japon et en Corée. Fong et Tsustui (Fong et Tsustui, 2015) constatent que, compte tenu des pratiques de recrutement japonaises, le fait de « manquer le coche » induit un coût élevé ; par ailleurs, le délai qui s'écoule entre la fin des études et l'accès à un emploi régulier ou atypique a également son importance (Imdorf et al., 2017). En Europe, les pays où le travail temporaire est très répandu parmi les jeunes se caractérisent par des changements d'emploi fréquents, intercalés avec de longs épisodes de chômage, qui peuvent grandement compromettre les perspectives de mobilité (Quintini et Manfredi, 2009).

Dans certains pays, toutefois, la situation est différente : l'emploi temporaire représente un meilleur point d'entrée dans la carrière professionnelle du jeune. C'est particulièrement le cas lorsque le contenu de l'emploi est en adéquation avec la formation suivie par le titulaire et que le contrat est régi par un cadre juridique solide. Cockx et Picchio (Cockx et Picchio, 2012) observent qu'en Belgique, un jeune qui accepte un emploi temporaire a plus de chances de mettre le pied dans la porte et d'occuper un emploi durable au bout de deux ans qu'un jeune qui refuse le même emploi temporaire. En Suisse, l'emploi atypique est le principal point d'entrée vers l'emploi pour les jeunes ayant un niveau d'études élevé, la formation professionnelle permettant de passer rapidement à un emploi stable (Imdorf et al., 2017).

La qualité du contrat a une grande importance pour les perspectives de mobilité et les résultats futurs. Les contrats en lien étroit avec les filières de qualification ou associés à une formation peuvent servir de passerelle. Si le contrat temporaire exerce seulement une fonction de tampon face à une demande volatile, le risque de « piège » de l'emploi temporaire augmente. La formation professionnelle et l'apprentissage, par exemple, peuvent offrir des perspectives intéressantes. Les pays européens les plus performants en termes de transition de l'école à l'emploi sont ceux où l'apprentissage est répandu (Quintini et Manfredi, 2009). D'après Ehlert (2013), le fait que les trajectoires soient plus stables en Allemagne qu'aux États-Unis s'explique par la formation professionnelle.

3.2.3. Impact des transitions emploi-emploi sur les revenus

Les transitions emploi-emploi peuvent intervenir dans une entreprise ou entre deux entreprises. Elles sont en général beaucoup plus fréquentes parmi les jeunes de 15-24 ans (en particulier les jeunes femmes) que dans les autres tranches d'âge, et beaucoup plus rares après 55 ans, notamment parmi les personnes très instruites ou très qualifiées (Buchinski et al., 2010, Encadré 3.3). Cette situation reflète l'incidence des naissances (voir section 3.4), événement qui conduit les femmes à interrompre leur carrière ou à basculer vers un emploi à temps partiel (encadré 3.4). Les transitions emploi-emploi peuvent entraîner des hausses de revenus importantes mais aussi, dans certains cas, des baisses de revenus, par exemple si le nouvel emploi comporte moins d'heures de travail.

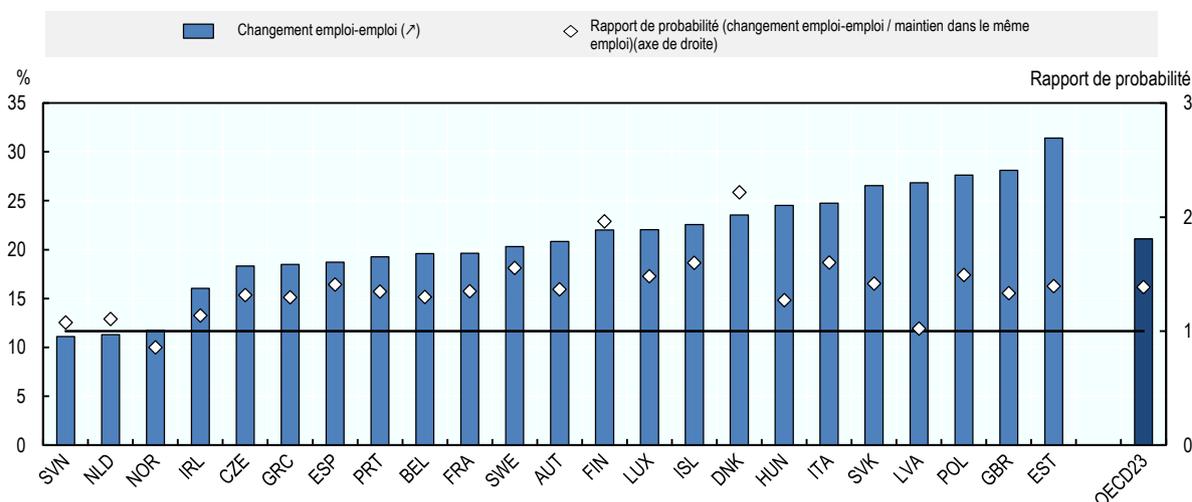
Par contraste, l'ancienneté dans l'emploi désigne la durée pendant laquelle une personne occupe le même emploi. Certains pays ont un marché du travail dual : dans un groupe, les travailleurs occupent longtemps le même emploi, et dans l'autre, le taux de rotation est beaucoup plus élevé. La part de la population occupant le même emploi pendant plus de dix ans est élevée en Italie, en Grèce, au Portugal et en Slovénie, et plus faible en Estonie, en Turquie et au Danemark (OCDE, 2018b). L'ancienneté dans l'emploi peut aussi

entraîner une hausse des revenus ; il est en effet établi que le rendement de l'ancienneté professionnelle augmente avec la durée passée dans la même entreprise, en particulier pour les personnes peu qualifiées (Buchinski et al., 2010).

Dans l'ensemble, les transitions emploi-emploi sont plus fréquemment associées à des hausses importantes de revenus que ne l'est l'ancienneté dans l'emploi – c'est-à-dire le fait de rester dans la même entreprise (Graphique 3.11). Les transitions emploi-emploi ont un impact particulièrement sensible sur les revenus dans les pays nordiques (à l'exception de la Norvège) et en Italie. Elles ont moins d'impact en Slovaquie, en Norvège, aux Pays-Bas et en Lettonie, où les rapports de probabilité sont proches de 1 ou inférieurs.

Graphique 3.11. Part des personnes qui enregistrent une hausse de revenus importante après avoir changé d'emploi

Changement des revenus d'une année sur l'autre, début des années 2010 ou dernière période pour laquelle des données sont disponibles



Indication de lecture : Dans la zone OCDE en moyenne, une personne qui change d'emploi a 21,4% de chances d'enregistrer une hausse de revenus importante. C'est 1.4 fois plus que pour une personne qui conserve le même emploi.

Note : Une hausse importante des revenus est définie par une hausse de 20 % ou plus des revenus d'une année sur l'autre. Le rapport de probabilité compare la probabilité d'enregistrer une hausse de revenus importante après avoir changé d'emploi et la probabilité d'enregistrer une hausse (resp. perte) de revenus importante en conservant le même emploi. Population d'âge actif (18-65 ans).

Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2011-14).

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970397>

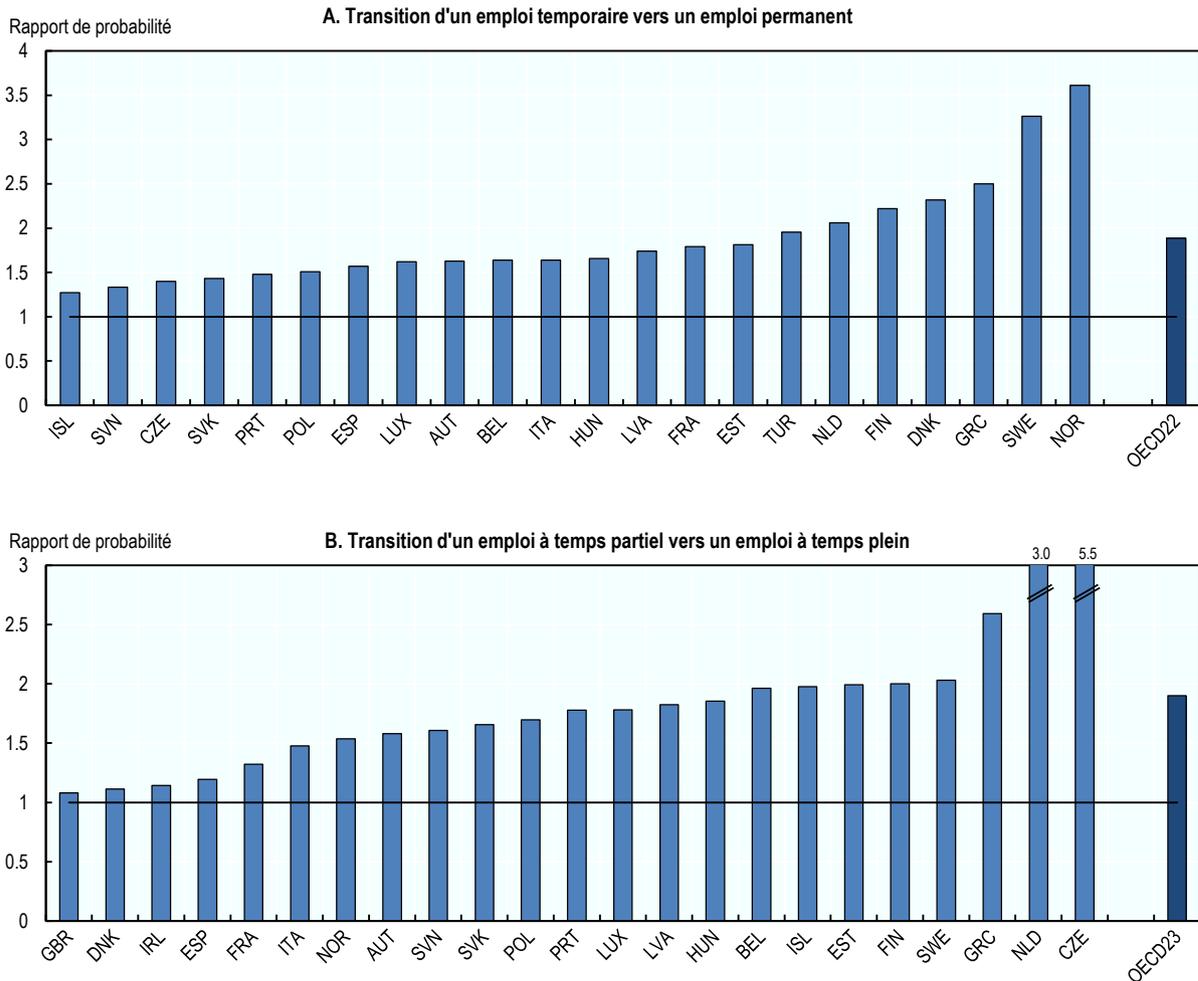
L'un des facteurs qui explique les changements de revenus occasionnés par les transitions emploi-emploi est la nature des contrats de travail. Dans la plupart des pays, le passage d'un contrat temporaire à un contrat permanent s'accompagne d'une hausse importante des revenus (Graphique 3.12). Le rôle des contrats temporaires en tant que tremplins vers l'emploi permanent a été amplement commenté et débattu (OCDE, 2015b). L'un des facteurs importants qui permet à l'emploi temporaire d'agir comme un tremplin, au lieu d'être une voie de garage, est la réglementation qui lui est applicable. Par exemple, la rigueur des dispositions légales des contrats temporaires – conditions de reconduction et

indemnités de licenciement notamment – et la façon dont elles s'articulent avec le cadre légal des contrats permanents ont leur importance (Berton et Devicienti, 2011 ; O'Higgins, 2012). La durée du contrat entre également en ligne de compte, des contrats à durée limitée plus longs étant généralement plus propices à une meilleure intégration sur le marché du travail (Gagliarducci, 2005 ; Cutuli et Guetto, 2012). En moyenne, passer d'un emploi temporaire à un emploi permanent n'augmente pas les chances d'enregistrer une hausse de revenus importante en comparaison du maintien dans un emploi temporaire (Graphique 3.12, partie A). Les transitions de l'emploi temporaire vers l'emploi permanent entraînent des hausses de revenus importantes en particulier au Danemark, en Suède, en Norvège et en Grèce. De telles hausses sont beaucoup plus rares en Islande et en Slovaquie.

Le nombre d'heures travaillées est un autre facteur qui explique l'impact des transitions d'emploi sur les revenus. D'un côté, l'emploi à temps partiel est un outil qui permet aux travailleurs d'ajuster leur équilibre vie-travail à différentes étapes de leur existence. Il revêt une importance particulière pour les parents ayant de jeunes enfants, ou dans les sociétés vieillissantes. Dans la pratique, cependant, le travail à temps partiel est souvent associé à une rémunération (horaire) inférieure, et il n'est pas toujours pleinement choisi⁶. En outre, passer d'un emploi à temps partiel à un emploi à temps plein n'est pas sans difficultés (Schmid, 2016), et le travail à temps partiel peut devenir un piège, notamment en début de carrière (Connolly et Gregory, 2010). Un travailleur a deux fois plus de chances d'enregistrer une hausse de revenus importante en passant d'un emploi à temps partiel⁷ à un emploi à temps plein qu'en restant à temps partiel (Graphique 3.12, partie B). Le passage d'un temps partiel à un temps plein s'accompagne de gains de revenus importants particulièrement aux Pays-Bas, en République tchèque et en Grèce, et de gains de revenus plus limités au Danemark, au Royaume-Uni, en Irlande (où le différentiel de taux d'imposition entre l'emploi à temps partiel et l'emploi à temps plein est élevé, OCDE, 2018a) et en Espagne.

Graphique 3.12. Probabilité d'enregistrer une hausse de revenus importante en passant d'un emploi temporaire à un emploi permanent et d'un emploi à temps partiel à un emploi à temps plein

Changement des revenus d'une année sur l'autre, début des années 2010 ou dernière période pour laquelle des données sont disponibles



Note : Le rapport de probabilité compare la probabilité d'enregistrer une hausse de revenus importante en passant d'un emploi temporaire à un emploi permanent (partie A) ou d'un emploi à temps partiel à un emploi à temps plein (partie B) et la probabilité d'enregistrer une hausse de revenus importante en continuant d'exercer un emploi temporaire ou à temps partiel. Population d'âge actif (18-65 ans). Sont considérées comme travailleurs à temps partiel les personnes qui ont travaillé davantage de mois à temps partiel qu'à temps plein pendant l'année.

Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2011-14).

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970416>

Encadré 3.4. Les femmes, le travail et la mobilité des revenus

Les transitions emploi-emploi sont plus fréquentes chez les femmes que chez les hommes dans la tranche 15-24 ans et sont moins fréquentes parmi les 25-54 ans. Cette tendance est liée aux nombreuses interruptions qui jalonnent la carrière des femmes dans la seconde tranche d'âge et rendent les trajectoires professionnelles des femmes – et notamment des mères – plus irrégulières (OCDE, à paraître). Malgré tout, les transitions emploi-emploi semblent être moins payantes à long terme pour les jeunes femmes qu'elles ne le sont pour les hommes. En Italie, par exemple, au cours des dix premières années de carrière, la mobilité dans l'emploi représente jusqu'à 30 % de la croissance totale du salaire pour les hommes, mais seulement 8.3 % pour les femmes, la différence s'expliquant uniquement par l'écart de rendement des transitions emploi-emploi (Del Bono et Vuri, 2011).

Le travail à temps partiel obère les perspectives professionnelles futures. En comparant les perspectives de promotion, la mobilité professionnelle et la participation aux activités de réseautage de femmes cadres ayant opté pour le temps partiel, Innes et Scott (Innes et Scott, 2003) ont constaté que les carrières de ces femmes s'étaient essouffées au moment du passage au temps partiel, même si leur parcours avait jusque-là été couronné de réussite. Connolly et Gregory (Connolly et Gregory, 2010) parviennent à une conclusion plus nuancée : selon elles, les femmes qui ont travaillé à temps plein ont de bonnes chances de retravailler à temps plein après une période de temps partiel, tandis que le travail à temps partiel combiné à des épisodes de chômage est préjudiciable à la carrière professionnelle, en agissant comme un piège qui empêche le retour à l'emploi à temps plein.

Les écarts de salaire et d'emploi observés entre les hommes et les femmes sur le marché du travail pourraient s'expliquer par le fait que les femmes, en particulier lorsqu'elles travaillent à temps partiel, investissent moins dans leurs réseaux professionnels (Innes et Scott, 2003). Plus généralement, ce manque d'investissement – lié au temps consacré aux enfants – contribue lui-même à la moindre réussite professionnelle des femmes.

Les écarts entre les carrières professionnelles des hommes et des femmes au sommet de l'échelle des revenus – le plafond adhérent – sont également imputables aux normes culturelles, telles que le profilage en fonction du sexe ou certains clichés qui ont la vie dure chez les employeurs, comme l'idée selon laquelle les femmes s'impliqueraient moins sur le marché du travail que les hommes (Merluzzi et Dobrev, 2015 ; Correll et al., 2007 ; England et al., 2007). En conséquence, les femmes ont moins de possibilités de gravir les échelons dans leur entreprise (Shih, 2006), ce qui signifie qu'en comparaison des hommes, leur ancienneté professionnelle a un rendement moindre ; deuxièmement, la mobilité externe est beaucoup moins profitable aux femmes qu'aux hommes car elle renforce l'image d'un manque d'engagement.

Les obstacles qui freinent l'ascension des femmes vers des postes plus élevés ne font que croître en début de carrière, sous l'effet des processus d'avantages cumulatifs (di Prete, 2006). Sur le long terme, le plafond adhérent qui empêche les femmes d'accéder en nombre aux postes plus élevés résulte, par un effet endogène, du fait même que très peu de femmes occupent des fonctions de direction. Si davantage de femmes occupaient des postes élevés, elles offriraient aux jeunes femmes et aux filles davantage de modèles à imiter – un processus qui peut grandement stimuler les aspirations de la jeunesse. Parallèlement, on s'accorde de plus en plus à reconnaître que le processus de recrutement opère – souvent inconsciemment – un parti pris en faveur des personnes « semblables » (Rivera, 2016; Maume, 2011; Skaggs et al., 2012). Par exemple, lorsque le conseil d'administration à l'échelon d'une entreprise compte davantage de femmes, celles-ci sont également plus nombreuses à occuper des postes de direction à l'échelon des établissements.

3.3. Rôle des événements d'ordre familial dans les changements de revenus

Il a été indiqué dans la section 3.1 que les variations du revenu disponible dépendaient des revenus d'activité et des événements survenant sur le marché du travail, mais que les

événements d'ordre familial avaient également une incidence sur les trajectoires des revenus. Cette section se propose d'isoler le rôle des événements d'ordre familial de celui des autres facteurs qui influent sur la mobilité des revenus. Elle évalue l'impact de deux événements familiaux sur la probabilité de connaître une variation de revenus considérable et la probabilité d'entrer dans le groupe à faible revenu ou d'en sortir : un divorce (ou une séparation) et la naissance d'un enfant.

3.3.1. Divorce rime souvent avec vulnérabilité financière accrue pour les femmes

La séparation et le divorce sont des aléas de la vie qui peuvent modifier notablement la trajectoire des revenus. La perte du revenu de l'ancien conjoint, le fait qu'il est potentiellement plus difficile de s'occuper de ses enfants et donc d'organiser sa vie professionnelle lorsque l'on est seul, le changement du niveau d'imposition et des prestations reçues sont autant de facteurs qui peuvent entraîner une forte variation du revenu disponible après une séparation. Étant donné que le taux d'emploi des femmes est généralement inférieur à celui des hommes, que les premières gagnent moins que les seconds et que ce sont le plus souvent les femmes qui ont la garde des enfants, les retombées économiques négatives du divorce ont tendance à peser plus lourdement sur les femmes (OCDE, 2017a).

Dans une étude portant sur six pays (Allemagne, Australie, Corée, États-Unis, Royaume-Uni et Suisse), Vaus et al. (Vaus et al., 2017) constatent que le divorce a en moyenne des effets négatifs sur le revenu disponible équivalent, en particulier celui des femmes, et que l'ampleur et la durée des effets négatifs du divorce diffèrent considérablement entre ces pays. D'autres études sont parvenues à des conclusions similaires pour les pays européens (Andress et al., 2006 ; Uunk, 2004). Des données nationales confirment cette tendance pour la France (Bonnet et al., 2015), le Royaume-Uni (Jenkins, 2009) et la Nouvelle-Zélande (Fletcher, 2017).

Même si les données issues du suivi des personnes ayant vécu une séparation présentent quelques limites (voir Annexe 2.A), le Graphique 3.13 indique que dans les pays de l'OCDE en moyenne, 50 % des personnes qui ont vécu une séparation accusent une baisse de revenus importante (de plus de 20 %) : elles ont ainsi six fois plus de probabilités d'enregistrer une perte de revenus importante que les personnes qui restent dans une relation stable. L'impact des divorces est particulièrement marqué au Luxembourg et en Pologne, où deux tiers des personnes qui divorcent enregistrent une perte de revenus importante, cette perte représentant en moyenne un tiers du revenu antérieur. L'impact d'un divorce est moindre en Allemagne, en Islande et en Slovaquie (Graphique 3.14).

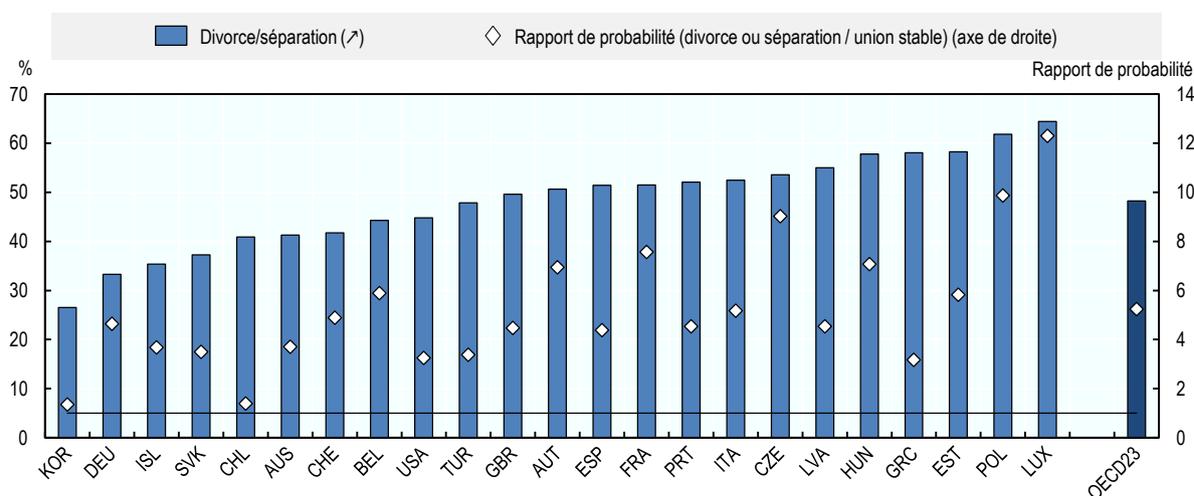
Du fait que les femmes sont plus nombreuses à assumer la garde des enfants, mais aussi qu'elles travaillent moins et gagnent moins que les hommes en moyenne, elles accusent généralement une baisse de revenus plus importante. La perte globale de revenus associée au divorce est d'environ 13 % en moyenne dans les pays de l'OCDE : 20 % pour les femmes et 5 % pour les hommes (Graphique 3.14). La légère augmentation des revenus d'activité des hommes divorcés observée dans certains pays s'explique par l'effet de la taille du ménage (voir ci-après).

L'effet du divorce sur les revenus féminins dépend du système de sécurité sociale, des modèles familiaux et du droit de la famille dans le pays. Les dispositions institutionnelles telles que les allocations pour enfant et les obligations alimentaires entre conjoints ont une incidence sur le revenu des femmes après un divorce. Malgré tout, les revenus d'activité des

femmes demeurent le principal déterminant de la trajectoire de leurs revenus après un divorce (Vaus et al., 2017 ; Struffolino et Mortelmans, 2018 ; Bonnet et al., 2015). Une séparation peut être l'élément déclencheur d'une transition sur le marché du travail : par exemple, des personnes jusque-là inactives peuvent décider d'entrer sur le marché du travail après une séparation, ou une personne occupant un emploi peut décider de réduire son temps de travail pour prendre en charge les tâches domestiques et familiales auparavant assumées par l'ex-conjoint (Bonnet et al., 2010). Struffolino et Mortelmans (2018) observent que les différences de vulnérabilité face au divorce entre les sexes sont particulièrement marquées dans les pays où le taux d'emploi des femmes est faible, comme l'Italie.

Graphique 3.13. Part des personnes qui enregistrent une perte de revenus importante après un divorce

Changement des revenus d'une année sur l'autre, début des années 2010 ou dernière période pour laquelle des données sont disponibles



Indication de lecture : Dans la zone OCDE en moyenne, une personne qui divorce a 48 % de probabilités d'enregistrer une perte de revenus importante. C'est 5.2 fois plus que pour une personne vivant dans une relation stable.

Note : Une perte de revenus importante est définie par une perte de revenus de 20 % ou plus d'une année sur l'autre. Dans le cas des États-Unis, les données concernent les transitions enregistrées sur des périodes de deux ans. Le rapport de probabilité compare la probabilité d'enregistrer une perte de revenus importante à la suite d'un divorce et la probabilité d'enregistrer une perte de revenus importante en restant dans une union stable. Population d'âge actif (18-65 ans).

Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2011-14), des CNEF (2008-13), de la CASEN pour le Chili (2006-09) et de la SILC pour la Turquie (2011-14).

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970435>

Les pertes de revenus occasionnées par un divorce à l'échelon du ménage résultent en majeure partie de la perte des revenus d'activité du conjoint, des impôts et transferts et de l'effet de la taille du ménage (Graphique 3.14). Dans certains pays comme l'Autriche, la Suède et l'Islande, il arrive que les revenus d'activité individuels augmentent après un divorce, lorsque cet événement s'accompagne d'une hausse de la participation à la vie active (accroissement du nombre d'heures de travail ou transition de l'inactivité à l'emploi). En moyenne, les impôts et transferts entraînent une perte de revenus – qui peut être importante, comme en Grèce par exemple. Un autre facteur peut faire varier le revenu disponible après

un divorce : le changement de la taille du ménage⁸ (« effet de taille »), et plus précisément sa diminution. Étant donné que les hommes ont moins souvent la garde des enfants, ils vivent en moyenne dans des ménages de plus petite taille que les femmes. Par conséquent, toutes choses étant égales par ailleurs, cet effet de taille influe davantage sur le revenu disponible des hommes que celui des femmes – même si le niveau de revenu reste inchangé.

Encadré 3.5. Décomposition des changements de revenus intervenant après un événement d'ordre familial

Tout comme les événements liés au marché du travail, les événements de la vie tels qu'un divorce ou une naissance ont des répercussions sur la composition des revenus des ménages. Ces effets proviennent des changements de situation professionnelle induits par la nouvelle composition du ménage et de la modification corrélative des droits aux prestations familiales ou aux déductions d'impôt. En outre, le changement de la taille du ménage a un impact direct sur le revenu disponible équivalent, c'est-à-dire sur le niveau de revenu du ménage requis après ce changement pour maintenir le même niveau de bien-être économique (effet de la taille du ménage). Cet encadré montre comment les composantes du revenu évoluent après un divorce ou une naissance. Il reprend la méthode élaborée dans l'Encadré 3.2 pour l'analyse des transitions sur le marché du travail.

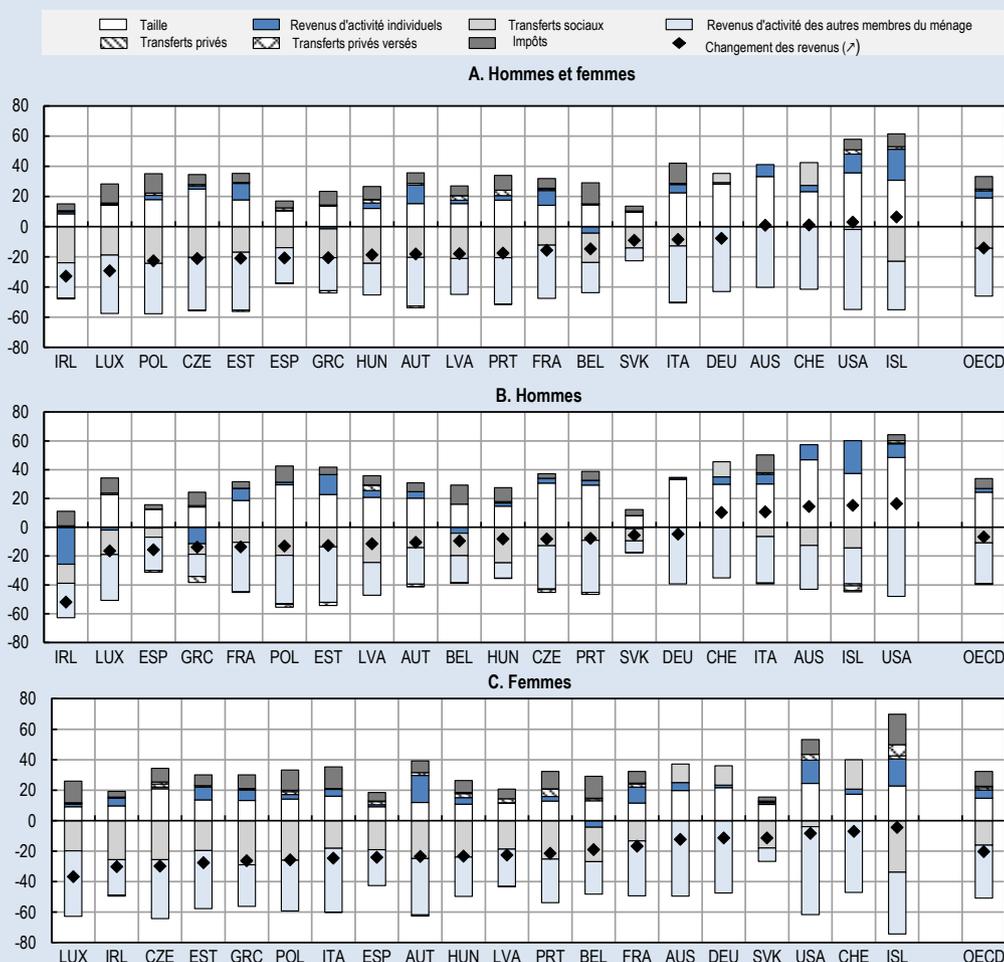
Dans les pays de l'OCDE en moyenne, le choc sur les revenus associé à un divorce, mesuré d'une année sur l'autre, s'élève à environ 16 % (Graphique 3.14). La perte de revenus due, à l'échelon du ménage, à la perte des revenus d'activité de l'ancien conjoint atteint presque 30 %. Elle est particulièrement importante aux États-Unis, en Estonie et au Luxembourg, où elle représente presque 40 points de pourcentage du changement global des revenus. La contribution des revenus d'activité des autres membres du ménage au changement des revenus est plus faible, à 21 % ou moins, en République slovaque, en Belgique et en Hongrie. Les transferts sociaux diminuent également en cas de divorce, de 20 % en moyenne. L'effet de la taille du ménage compense ces pertes à hauteur d'environ 20 % en moyenne dans les pays de l'OCDE, compte tenu du fait que les ménages comptent moins de personnes après un divorce. Cet effet est moins marqué pour les couples sans enfants (une moitié, contre un quart lorsque le divorce touche une famille de quatre personnes) (voir Annexe 3.D).

La perte de revenus occasionnée par un divorce est plus importante chez les femmes (environ 22 %) que chez les hommes (9 %) (partie B et partie C). Les pertes pour les femmes sont particulièrement élevées au Luxembourg, en Irlande, en République tchèque, en Estonie et en Grèce, où elles avoisinent ou dépassent 30 % du revenu familial équivalent antérieur. Les pertes de revenus sont plus réduites en Islande, aux États-Unis et en République slovaque, représentant moins de 20 % des revenus antérieurs. Dans ces pays, la forte baisse des revenus d'activité des anciens conjoints est partiellement compensée par un effet de taille substantiel parmi les ménages de petite taille (le plus souvent des couples sans enfants) qui divorcent et par l'impact des impôts et transferts. Dans les pays de l'OCDE en général, la contribution des transferts privés tels que les pensions alimentaires (versées ou reçues) est plutôt réduite. Ces transferts représentent une contribution négative de 0.7 point de pourcentage du revenu antérieur des hommes et une contribution positive de 2.5 points de pourcentage du revenu antérieur des femmes⁹.

Dans le cas d'une naissance, les revenus disponibles diminuent dans la majorité des pays, la baisse moyenne pour l'ensemble de la zone OCDE étant d'environ 1 % (Graphique 3.15). L'augmentation de la taille du ménage est le facteur qui contribue le plus à ce déclin. Au Chili, en Hongrie, en Corée, en Pologne, en Lettonie et en Turquie, autant de pays où le taux d'emploi des femmes est bas, les revenus d'activité individuels exercent un effet positif déterminant sur l'évolution des revenus. Dans un autre groupe de pays – Irlande, Allemagne, Luxembourg, Norvège, Finlande, Estonie et Slovaquie – la perte de revenus consécutive à une naissance est plus fréquemment compensée par les transferts. En Allemagne par exemple, la perte de revenu familial occasionnée par une naissance pour les femmes s'explique en très grande partie par la baisse des revenus d'activité des femmes (moins 13 points), lesquelles sont nombreuses à quitter leur emploi après une naissance (Grimshaw et Rubery, 2015) ; cependant, cette baisse est compensée par les transferts à hauteur de 10 points (partie C).

Graphique 3.14. Décomposition des changements de revenus intervenant après un divorce, par sexe

Changement des revenus d'une année sur l'autre, début des années 2010 ou dernière période pour laquelle des données sont disponibles



Indication de lecture : En Irlande, le revenu du ménage pour les personnes qui divorcent baisse d'un tiers. Cette baisse s'explique par une perte de 23 points de pourcentage due à la suppression des revenus d'activité de l'ancien conjoint, et par une baisse de 24 % des transferts sociaux. D'un autre côté, la diminution de la taille du ménage entraîne un effet de taille positif (moins de bouches à nourrir avec un revenu identique) de 9 points de pourcentage. En outre, la perte de revenus consécutive à un divorce est compensée (en moyenne) par une hausse de revenus de 5 % due à la baisse des impôts et par un gain de 1 point de pourcentage imputable aux pensions alimentaires.

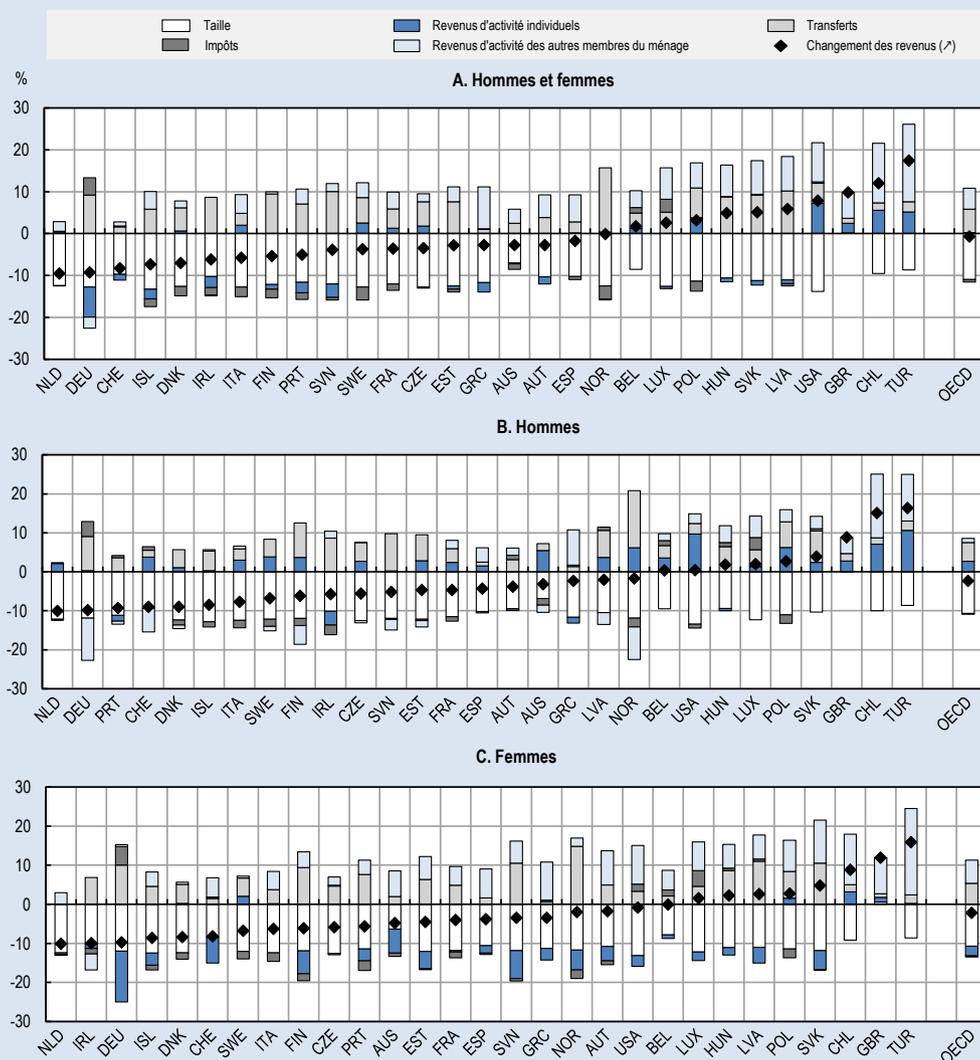
Note : Les transferts sociaux sont définis comme la différence entre les revenus disponibles et l'ensemble des autres composantes. Il se peut qu'ils comprennent des revenus n'ayant pas été déclarés dans la bonne catégorie, notamment des transferts entre les ménages. Dans le cas de l'Allemagne, des États-Unis, du Royaume-Uni et de la Suisse, l'impact des impôts et des transferts est inclus dans la composante 'transferts sociaux'. Les changements sont mesurés d'une année sur l'autre. Le changement des revenus correspond à la croissance des revenus par rapport à l'année précédente. L'effet des revenus d'activité individuels, l'effet des impôts et transferts et l'effet des revenus d'activité des autres membres du ménage décrivent la contribution de chacune de ces sources de revenus à la croissance globale des revenus. Par définition, la somme de ces contributions est égale au changement des revenus. Voir Annexe 3.D pour de plus amples précisions sur la décomposition. Les données portent sur la population d'âge actif (18-65 ans). Transitions annuelles regroupées sur la période 2008-2014. Les pays nordiques, les Pays-Bas et la Slovaquie, qui utilisent des données de registres pour suivre les personnes, ne sont pas pris en compte (voir Iacovou et Lynn, 2013).

Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2011-14) et des CNEF (2008-13).

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970454>

Graphique 3.15. Décomposition des changements de revenus intervenant après une naissance, par sexe

Changement des revenus d'une année sur l'autre, début des années 2010 ou dernière période pour laquelle des données sont disponibles



Note : Les transferts sociaux sont définis comme la différence entre les revenus disponibles et l'ensemble des autres composantes. Il se peut qu'ils comprennent des revenus n'ayant pas été déclarés dans la bonne catégorie, notamment des transferts entre les ménages. Dans le cas du Chili, du Royaume-Uni, de la Suisse et de la Turquie, l'impact des impôts et des transferts est inclus dans la composante 'transferts sociaux'. Les changements sont mesurés d'une année sur l'autre. Le changement des revenus correspond à la croissance des revenus par rapport à l'année précédente. L'effet des revenus d'activité individuels, l'effet des impôts et transferts et l'effet des revenus d'activité des autres membres du ménage décrivent la contribution de chacune de ces sources de revenus à la croissance globale des revenus. Par définition, la somme de ces contributions est égale au changement des revenus. Voir Annexe 3.D pour de plus amples précisions sur la décomposition. Les données portent sur la population d'âge actif (18-65 ans). Transitions annuelles regroupées sur la période 2008-2014. La partie A couvre l'ensemble des adultes qui ont eu un enfant au cours de l'année précédente. Les parties B et C comparent les situations des hommes et des femmes qui vivent en couple.

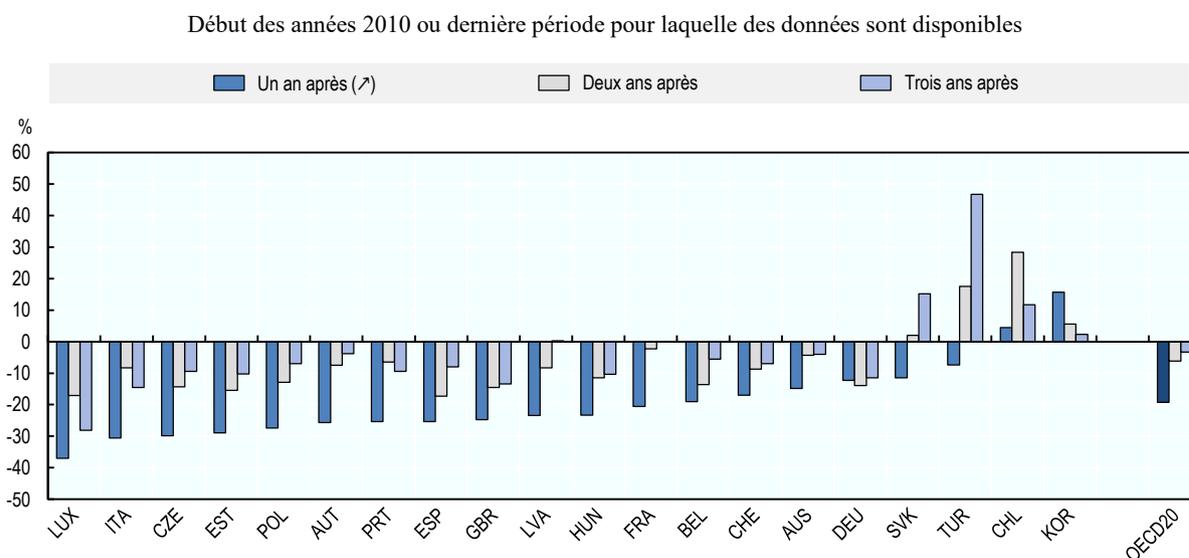
Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2011-14), des CNEF (2008-13), de la CASEN pour le Chili (2006-09) et de la SILC pour la Turquie (2011-14).

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970473>

Les conséquences économiques d'un divorce peuvent perdurer longtemps. Les mécanismes d'adaptation au divorce peuvent à la longue se transformer en pièges à pauvreté, ou tout au moins en pièges qui accentuent la vulnérabilité économique, y compris pour les femmes ayant un niveau d'études élevé (Fisher et Low, 2016).

Dans de nombreux pays, l'impact du divorce sur les revenus des femmes continue de perdurer trois ans après le divorce (Graphique 3.16). La perte de revenus moyenne est d'environ 7 % deux ans après le divorce et de 4 % trois ans après le divorce. Si, en Autriche et en France, les revenus des femmes divorcées se rétablissent au bout de deux ans, l'impact moyen après trois ans demeure considérable dans certains pays dont le Luxembourg, l'Italie et le Royaume-Uni. En Turquie, au Chili et dans une certaine mesure en Corée, les revenus des femmes *augmentent* de façon significative après un divorce. Ce phénomène peut avoir plusieurs raisons, telles que l'absence de soutien financier de la part de l'ancien conjoint ou un effet de sélection, le taux de divorces étant plus élevé parmi les femmes étroitement intégrées au marché du travail (Kavas et Gunduz-Hosgor, 2010). Dans certains pays pour lesquels on dispose de données sur les trajectoires à long terme des revenus, l'impact du divorce reste visible après plusieurs années. C'est notamment le cas en Allemagne, en Australie et aux États-Unis. Dans ce sous-échantillon, la France est le pays où le coût à long terme du divorce est le plus bas pour les femmes (Graphique 3.17).

Graphique 3.16. Impact du divorce sur les revenus des femmes un, deux et trois ans après le divorce



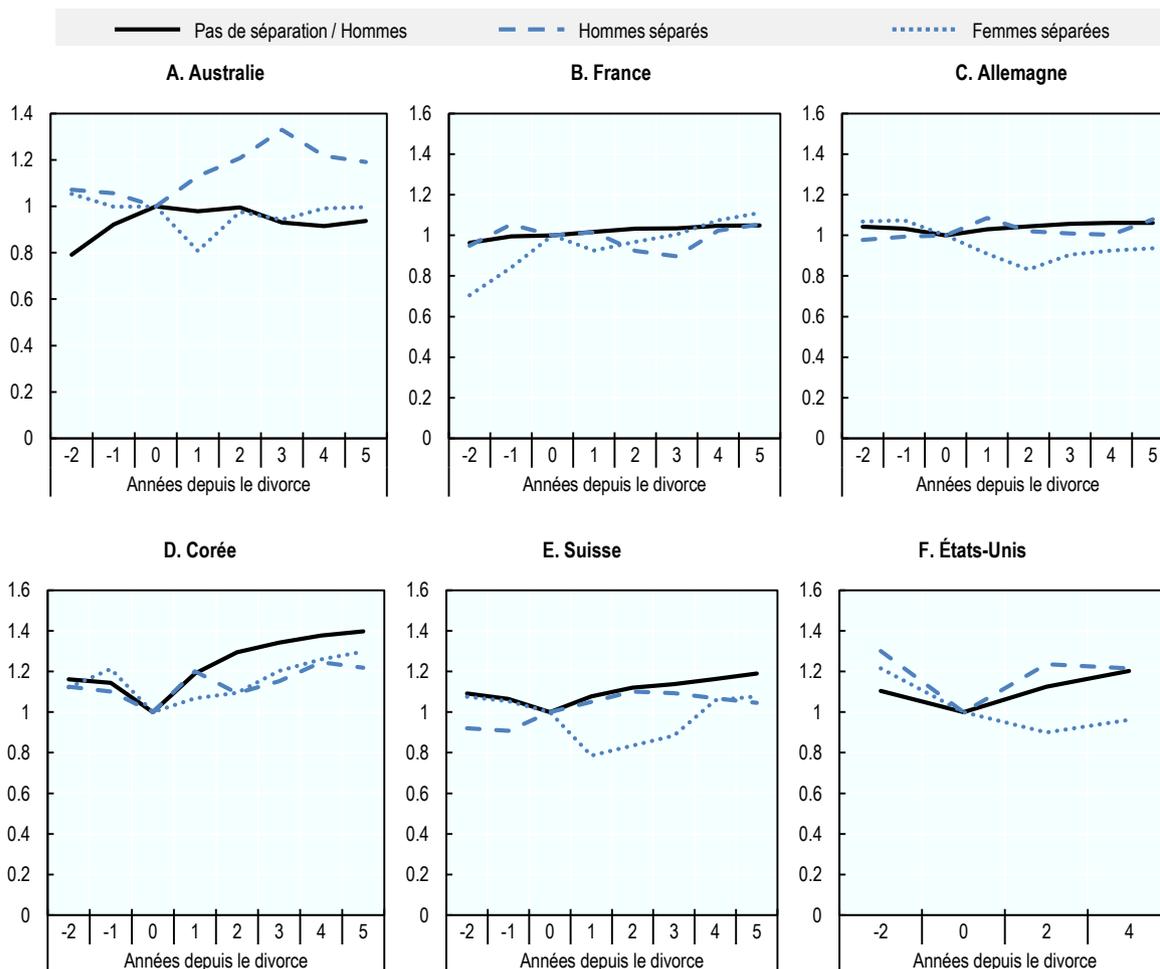
Note : Croissance moyenne des revenus des femmes entre la période précédant immédiatement le divorce et un (resp. deux, trois) ans après le divorce. Périodes d'observation de quatre ans entre 2008 et 2014.

Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2008-14), des CNEF (2008-13), de la CASEN pour le Chili (2006-09) et de la SILC pour la Turquie (2008-14).

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970492>

Graphique 3.17. Trajectoire des revenus après un divorce dans quelques pays

Fin des années 2000 - début des années 2010 (ou dernière période pour laquelle des données sont disponibles)



Note : Trajectoires mesurées sur des périodes de sept ans (six ans pour les États-Unis), entre 2006 et 2013 (2003-13 dans le cas de la Corée et de la Suisse, pour des raisons de taille des échantillons).

Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir des CNEF et des SRCV pour la France.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970511>

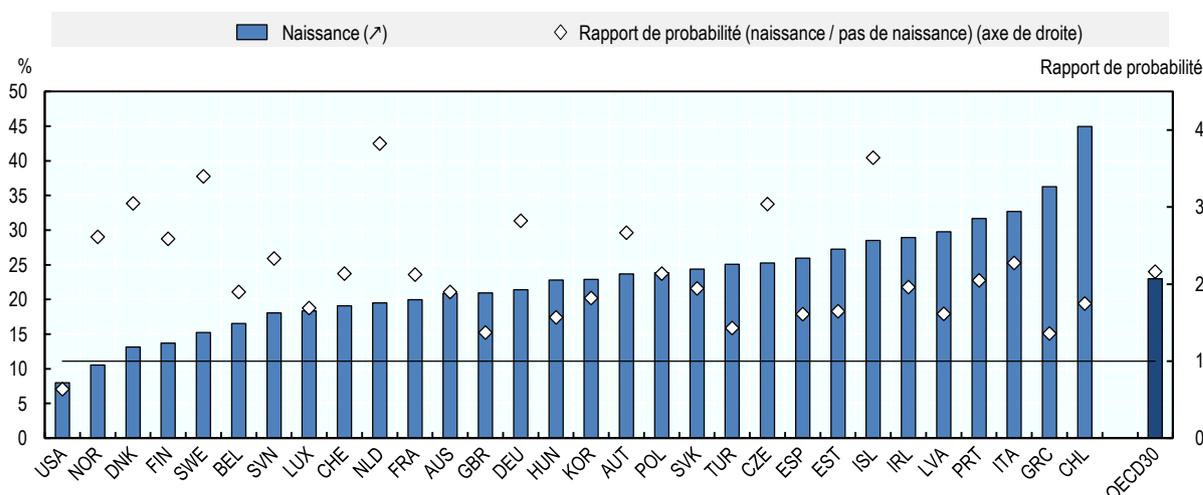
3.3.2. Les naissances et leur impact sur le revenu disponible des ménages

La naissance d'un enfant marque un tournant majeur dans la vie d'un foyer. Elle modifie les liens avec le marché du travail et nécessite de trouver des moyens de concilier travail et vie de famille. Plus particulièrement, lorsque les femmes deviennent mères, leurs liens avec le marché du travail ont tendance à suivre des trajectoires divergentes de celles des hommes, notamment parce qu'elles s'adaptent en modulant leur activité rémunérée (OCDE, 2017b). Kleven et al. (2018) montrent qu'au Danemark, les naissances ont un fort impact sur le taux d'activité des femmes et que cet impact perdure dans le temps, creusant encore davantage les écarts entre les sexes.

Après la naissance d'un enfant, un ménage sur quatre enregistre une perte de revenus importante (plus de 20 %) : c'est en moyenne 2.2 fois plus que pour un ménage sans nouveau-né (Graphique 3.18). Les pertes importantes de revenus sont fréquentes au Chili, en Grèce, en Italie et au Portugal. Elles le sont moins dans les pays nordiques et aux États-Unis. Malgré tout, dans les pays nordiques, un ménage avec un nouveau-né a une probabilité beaucoup plus forte d'enregistrer une perte de revenus importante que les autres types de ménage – entre trois et quatre fois plus importante. En Norvège, en Finlande et en Suède, mais aussi en Lettonie et en Slovaquie, les pertes de revenus qui surviennent après une naissance sont compensées par la hausse des transferts sociaux (Graphique 3.15). Aux États-Unis, les pertes de revenus consécutives à une naissance sont en moyenne plus que compensées par les revenus d'activité masculins. Cet effet contribue à maintenir le niveau de vie du ménage et à limiter le risque, lourd de conséquences, que l'enfant ne grandisse dans la pauvreté, mais il soulève des questions en termes de répartition des tâches au sein du ménage et peut être particulièrement pénalisant pour les parents isolés.

Graphique 3.18. Part des personnes qui enregistrent une perte de revenus importante après une naissance

Changement des revenus d'une année sur l'autre, début des années 2010 ou dernière période pour laquelle des données sont disponibles



Indication de lecture : Dans la zone OCDE en moyenne, une personne qui vit dans une famille où un enfant vient de naître a 23 % de probabilités d'enregistrer une perte de revenus importante. C'est 2.2 fois plus que pour une personne vivant dans un ménage où il n'y a pas eu de naissance.

Note : Une perte de revenus importante est définie par une perte de revenus de 20 % ou plus d'une année sur l'autre. Dans le cas des États-Unis, les données concernent les transitions enregistrées sur des périodes de deux ans. Le rapport de probabilité compare la probabilité d'enregistrer une perte de revenus importante à la suite d'une naissance et la probabilité d'enregistrer une perte de revenus importante en l'absence de naissance. Population d'âge actif (18-65 ans).

Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2011-14), des CNEF (2008-13), de la CASEN pour le Chili (2006-09) et de la SILC pour la Turquie (2011-14).

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970530>

Dans de nombreux cas, la perte de revenus du ménage s'explique par le fait que la mère réduit son activité rémunérée après l'arrivée d'un enfant. Le Graphique 3.15 montre que

la naissance d'un enfant est associée à une baisse des revenus d'activité de la mère dans de nombreux pays, notamment au Portugal, en Allemagne, en Irlande, en Finlande, en Slovaquie et en Hongrie.

Les pertes de revenus consécutives à une naissance sont compensées par deux mécanismes principaux : les transferts sociaux et l'activité professionnelle des autres membres du ménage. Ces deux mécanismes dépendent du sexe et varient selon les pays. Au Portugal, en Finlande, en Allemagne, en Hongrie, en Pologne et au Royaume-Uni, la compensation s'opère via les transferts sociaux¹⁰ (allocations pour enfant, prestations sociales et impôts) (Graphique 3.15, partie C). En Turquie, au Chili, en Corée, en Slovaquie, en Pologne et en Grèce, une grande partie de la compensation est assurée par l'augmentation des revenus d'activité du conjoint. Dans certains pays comme le Chili, la Turquie et la Corée, les revenus d'activité individuels masculins pèsent d'un poids considérable dans le changement des revenus. Le caractère sexospécifique des changements vis-à-vis du marché du travail après une naissance mérite l'attention des pouvoirs publics, dans la mesure où il risque d'accentuer les disparités entre hommes et femmes (Encadré 3.4).

3.4. Contribution des transferts sociaux et des impôts sur le revenu au lissage des changements de revenus

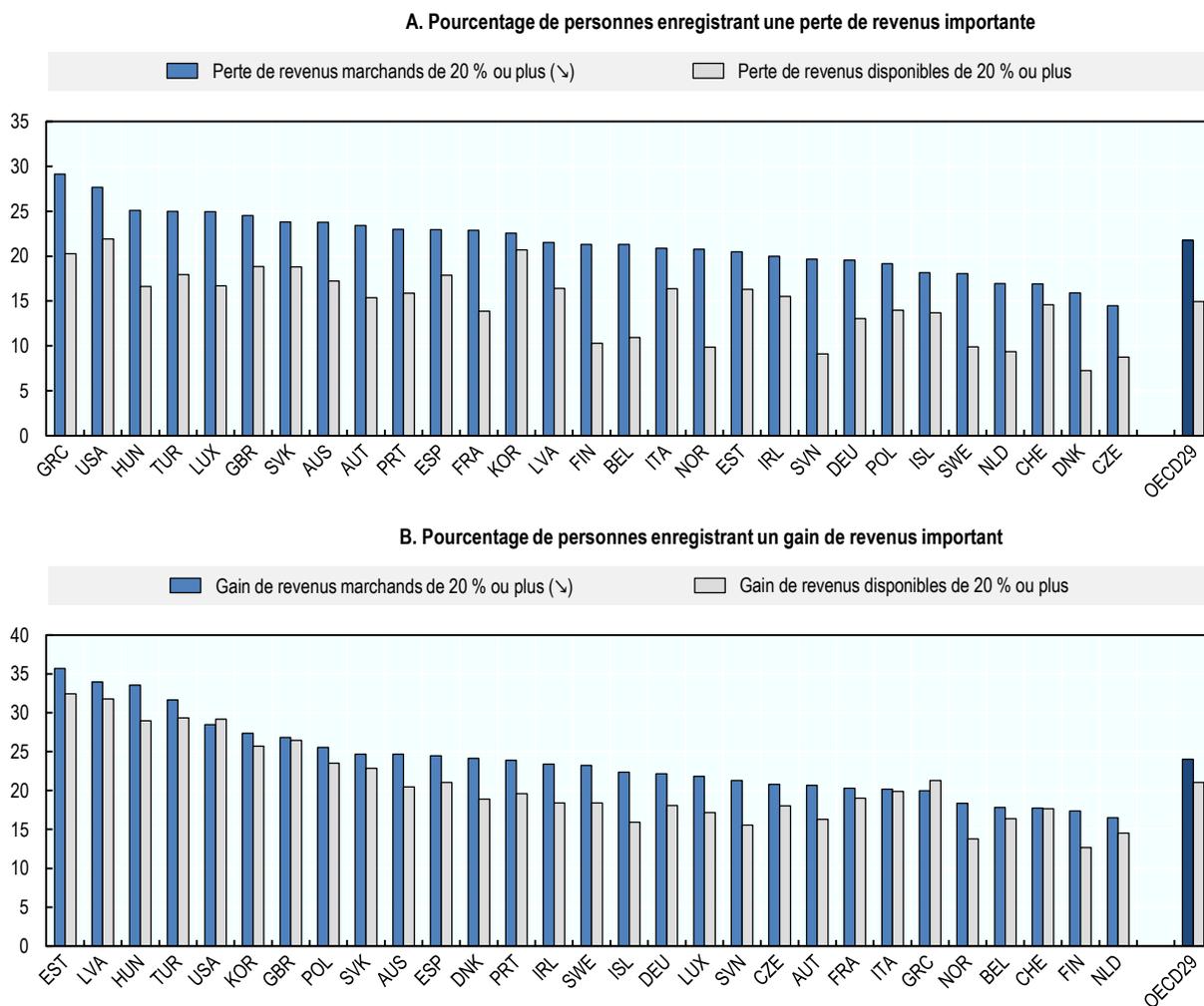
Dans une optique de mobilité des revenus, il est crucial que les politiques publiques soutiennent les personnes en butte à des difficultés économiques afin qu'elles puissent se remettre rapidement d'un choc sur leurs revenus. La redistribution opérée par le système d'imposition et de prestations joue un rôle important à cet égard. Par exemple, la conception des politiques de redistribution détermine la durée pendant laquelle une personne peut recevoir une prestation déterminée. De ce point de vue, il y a tout lieu de penser qu'une combinaison judicieuse d'aides au revenu de dernier recours et de prestations bien conçues liées à l'exercice d'un emploi peut faciliter le retour à l'emploi et prévenir la dépendance à long terme à l'égard des prestations.

Dans les pays de l'OCDE en moyenne, au début des années 2010, 15 % de la population d'âge actif ont enregistré une perte de revenus disponibles importante (plus de 20 %) entre deux années consécutives, tandis que 21 % ont enregistré un gain de revenus disponibles important (Graphique 3.19). Mais en termes de revenus marchands, les changements ont été beaucoup plus prononcés : 22 % des personnes ont enregistré une perte et 24 % un gain. Cela signifie que le système d'imposition et de transferts amortit les fortes variations des revenus marchands, en particulier les pertes.

Les impôts et transferts jouent un rôle variable selon les pays : dans la plupart des pays nordiques ainsi qu'en France, en Belgique et en Slovaquie, ils compensent une plus grande part des pertes importantes de revenus marchands. Dans ces mêmes pays, les gains importants de revenus marchands se traduisent en gains de revenus disponibles plus réduits – même si la réduction est ici beaucoup plus modérée. En Corée et en Suisse, le rôle des impôts et transferts est beaucoup plus faible et les chocs importants sur les revenus marchands se répercutent plus directement sur les revenus disponibles.

Graphique 3.19. Incidence des changements importants de revenus marchands et de revenus disponibles

Pourcentage de personnes ayant connu des changements de revenus importants d'une année sur l'autre, début des années 2010 ou dernière période pour laquelle des données sont disponibles



Note : Un changement de revenus important est défini par un changement de 20 % ou plus des revenus d'une année sur l'autre. Population d'âge actif (18-65 ans). Revenu équivalent des ménages, en termes réels. Les données portent sur 2010-12 pour les États-Unis.

Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2011-14), des CNEF (2008-13) et de la SILC pour la Turquie (2011-14).

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970549>

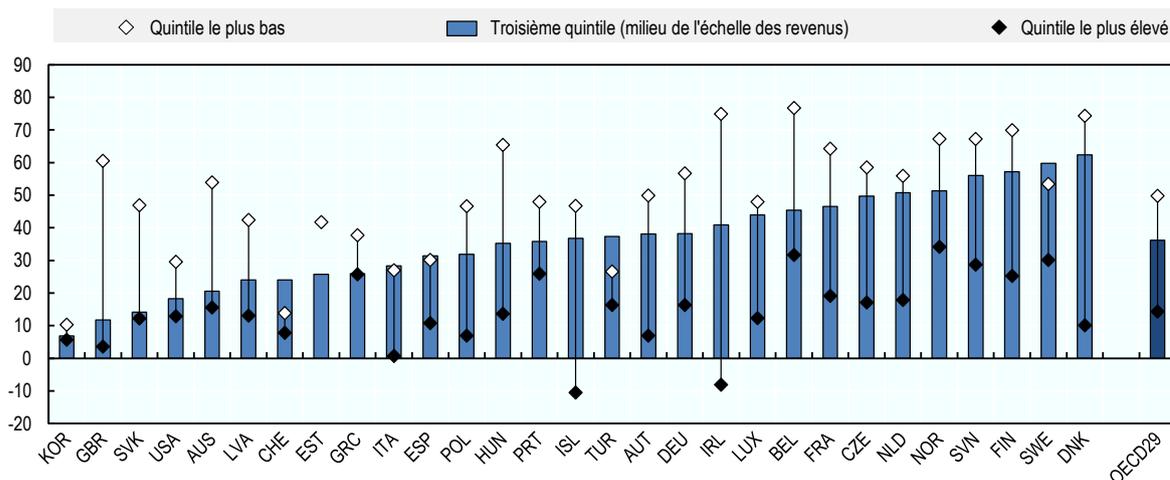
Les impôts et les prestations interagissent de différentes manières en fonction de la position sur l'échelle des revenus, avec des effets différents sur les changements des revenus individuels (Graphique 3.20). Dans les pays de l'OCDE en moyenne, pour une personne située dans le groupe de revenu intermédiaire (troisième quintile), un tiers environ des chocs sur les revenus marchands (changements de plus de 20 %) sont amortis par les impôts et transferts ; autrement dit, un tiers se transforment en changements de revenus disponibles de moins de 20 %. Au bas de l'échelle des revenus, la proportion est beaucoup plus élevée, de l'ordre de la moitié. Cet écart s'explique par le rôle des

dispositifs de protection sociale et d'aide sociale, qui, dans la plupart des pays, concernent davantage les personnes situées au bas de l'échelle des revenus. Au sommet de l'échelle, la redistribution joue un moindre rôle : 14 % des chocs importants sur les revenus marchands ne se répercutent pas sur les revenus disponibles. Il pourrait y avoir à cela plusieurs raisons. Dans ce groupe, les chocs sur les revenus ne sont généralement pas liés à des risques assurés (ils sont par exemple moins souvent dus au chômage). Il y a ainsi davantage de travailleurs indépendants parmi les hauts revenus que dans les autres catégories, y compris le quintile intermédiaire (Denk, 2015).

En fonction de la conception des régimes de protection sociale nationaux, les mécanismes de lissage des revenus peuvent cibler des groupes de revenus plus ou moins étendus. Dans les pays nordiques, où la protection contre les chocs sur les revenus couvre une large part de la population, l'écart entre le niveau de protection au milieu, voire au bas de l'échelle des revenus et celui accordé aux hauts revenus est moins marqué. Dans les pays anglophones, en particulier le Royaume-Uni, l'Australie et les États-Unis, où les systèmes de protection sociale appliquent davantage de conditions de ressources et ciblent plus spécifiquement les personnes situées au bas de l'échelle des revenus, le degré de lissage est beaucoup plus élevé au bas qu'au milieu de l'échelle.

Graphique 3.20. Impact de la redistribution sur les pertes importantes de revenus à différents niveaux de l'échelle des revenus

Part des pertes importantes de revenus marchands amortie par la redistribution, début des années 2010 ou dernière période pour laquelle des données sont disponibles



Indication de lecture : Dans les pays de l'OCDE en moyenne, pour les personnes situées dans le quintile de revenus le plus bas, la moitié des pertes importantes de revenus marchands disparaissent après conversion en revenus disponibles. La proportion est de 36 % pour les personnes du troisième quintile, et de 14 % pour celles du quintile le plus élevé.

Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2011-14), des CNEF (2008-13) et de la SILC pour la Turquie (2011-14).

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970568>

3.5. Conclusion

La mobilité des revenus renvoie à la possibilité pour une personne d'améliorer ses revenus et sa position relative sur l'échelle des revenus au fil du temps. En l'absence de mobilité, les mêmes personnes restent bloquées au bas de l'échelle des revenus et les mêmes autres à son sommet, tandis que dans le groupe intermédiaire, la marge d'évolution est limitée et les chances de se hisser un jour jusqu'au dernier quintile de revenus sont très réduites. Peuvent alors s'ensuivre une aggravation des disparités et un affaiblissement de la cohésion sociale, accompagnés d'un risque accru de transmission des avantages et des désavantages à la génération suivante. Pour assurer la mobilité sociale, il est donc crucial que les personnes en butte à des difficultés économiques puissent se remettre rapidement d'un choc sur leurs revenus et disposent de possibilités suffisantes de progresser sur l'échelle des revenus.

Ce chapitre a analysé les processus qui sous-tendent la mobilité des revenus en se concentrant sur les transitions à court terme qui, considérées dans leur ensemble, façonnent la mobilité à long terme. Parmi ces processus, les événements liés au marché du travail d'une part et les événements d'ordre familial d'autre part sont les déterminants les plus importants des changements des revenus. En particulier, les événements liés au marché du travail, tels que les transitions vers et depuis l'emploi, jouent globalement un rôle plus important que les événements d'ordre familial, notamment au regard de la mobilité ascendante des revenus. Les événements défavorables relevant du marché du travail influent moins directement sur la mobilité des revenus que les événements d'ordre familial, car leur impact est en partie amorti par la redistribution qu'opèrent les systèmes d'imposition et de prestations.

En marge des événements liés au marché du travail, les événements d'ordre familial tels qu'un divorce ou une naissance peuvent hypothéquer les perspectives de mobilité des revenus, en particulier parmi les femmes, s'ils ne s'accompagnent pas d'un cadre de mesures approprié – dispositions en matière de garde des enfants, prestations familiales ou encore outils permettant de concilier travail et vie familiale.

Les impôts et prestations contribuent dans une mesure importante à lisser les chocs de grande ampleur et souvent imprévisibles sur les revenus, et ce faisant soutiennent les perspectives de revenus durables et de mobilité sociale. Dans tous les pays de l'OCDE, la part des personnes d'âge actif ayant subi une perte importante de revenus marchands est plus élevée – et parfois considérablement plus élevée – que la part ayant été confrontée à une perte importante de revenus disponibles.

Notes

¹ Dans ce chapitre, le terme « mariage » recouvre les mariages et les unions libres. De la même manière, le terme « divorce » désigne toute séparation.

² Dans ce chapitre, la mobilité absolue est mesurée par des changements de revenus (à la hausse ou à la baisse) d'une année sur l'autre supérieurs à 20 %. La mobilité relative est mesurée par un changement de quintile de revenus. Il peut s'agir, par exemple, d'une sortie du premier ou du dernier quintile ou d'une entrée dans le premier ou le dernier quintile. Pour les groupes à revenu intermédiaire, la mobilité relative implique un déplacement d'au moins un quintile, vers le bas ou vers le haut.

³ Pour isoler l'impact des événements considérés, on a maintenu toutes les autres variables constantes et utilisé un ménage « type », composé d'une personne d'âge très actif, de niveau d'études intermédiaire et sans enfant.

⁴ Dans ce chapitre, pour des raisons de limites des données et afin d'éviter un trop grand nombre de types de transition, nous n'établissons pas de distinction entre le chômage et l'inactivité. Le « non-emploi » englobe l'inactivité et le chômage (voir Annexe 3.A).

⁵ Au Chili, les dernières données longitudinales disponibles portent sur 2006-09 et ne prennent donc pas en compte plusieurs changements de politique plus récents, notamment la modification des régimes d'assurance chômage.

⁶ Plus de 40 % des travailleurs à temps partiel en Italie, en Espagne, en Grèce et en France ont déclaré qu'ils ne trouvaient pas d'emploi à temps plein (Eurostat, Enquête sur les forces de travail).

⁷ Les données utilisées dans ce chapitre ne permettent pas de dégager le nombre d'heures effectuées par les travailleurs à temps partiel – ce qui constitue une sérieuse limite (voir Annexe 3.A).

⁸ Pour mieux saisir les économies d'échelle qui existent au sein des ménages, le revenu disponible est défini comme la somme de l'ensemble des sources de revenu du ménage, corrigé de la taille du ménage suivant une échelle d'équivalence. Lorsque la taille du ménage change, le revenu disponible change en conséquence. Il s'agit de « l'effet de taille » (voir Annexe 3.A).

⁹ Les montants des transferts privés doivent être interprétés avec circonspection, car ils sont fréquemment sous-déclarés dans les enquêtes sur le revenu des ménages.

¹⁰ Ces données rendent compte des changements de revenus qui surviennent après une naissance. Par conséquent, elles font paraître les pays qui versent une allocation ponctuelle unique à la naissance plus généreux que les pays où les prestations s'échelonnent sur toute la durée de l'enfance, comme en France.

Références

- Accardo, J. (2016), « La mobilité des niveaux de vie en France », in *Les Revenus et le Patrimoine des Ménages*, Insee.
- Alam, K. et A. Mahal (2014), « Economic impacts of health shocks on households in low and middle income countries: a review of the literature », *Globalization and health*, vol. 10, n° 1, p. 21.
- Altonji, J.G. et N. Williams (2005), « Do wages rise with job seniority? A reassessment », *ILR Review*, vol. 58, n° 3, pp. 370-97.
- Alves, N. et C. Martins (2012), « Mobility and income inequality in the European Union and in Portugal », *Economic Bulletin and Financial Stability Report Articles*.
- Alves, N. et C. Martins (2014), « Household Income Mobility in the European Union and in Portugal: an Analysis of Labor Market and Demographic Events », *Economic Bulletin and Financial Stability Report Articles*, vol. 1.
- Andreß, H.J., B. Borgloh, M. Bröckel, M. Giesselmann et D. Hummelsheim (2006), « The Economic Consequences of Partnership Dissolution—A Comparative Analysis of Panel Studies from Belgium, Germany, Great Britain, Italy, and Sweden », *European Sociological Review*, vol. 22, n° 5, pp. 533–560.
- Aristei, D. et C. Perugini (2015), « The drivers of income mobility in Europe », *Economic Systems*, vol. 39, n° 2, pp. 197-224.
- Balestra, C. et R. Tonkin (2018), « Inequalities in household wealth across OECD countries: evidence from the OECD Wealth Distribution Database », *Statistics and Data Working Papers*, n° 2018/1, Éditions OCDE, Paris.
- Berton, F., F. Devicienti et L. Pacelli (2011), « Are temporary jobs a port of entry into permanent employment? Evidence from matched employer-employee », *International Journal of Manpower*, vol. 32, n° 8, pp. 879-899.
- Blundell, R., M. Graber et M. Mogstad (2015), « Labor income dynamics and the insurance from taxes, transfers, and the family », *Journal of Public Economics*, vol. 127, pp. 58-73.
- Bonnet, C., B. Garbinti et A. Solaz (2015), « Les variations de niveau de vie des hommes et des femmes à la suite d'un divorce ou d'une rupture de Pacs », *Insee références : Couples et familles*, pp. 51-61.
- Bonnet, C., A. Solaz, E. Algava et J. Mandelbaum (2010), « Les changements professionnels en France autour de la séparation conjugale : Une estimation basée sur les méthodes d'appariement », *Population - Édition française*, vol. 65, n° 2, pp. 251-284.
- Cutuli, G. et R. Guetto (2012), Fixed-term contracts, economic conjuncture, and training opportunities: a comparative analysis across European labour markets, *European Sociological Review*, vol. 29, vol. 3, pp. 616-629.
- Blundell, R., L. Pistaferri et I. Preston (2008), « Consumption inequality and partial insurance ». *The American Economic Review*, vol. 98, n° 5, pp. 1887-1921.
- Bourreau-Dubois, C. et M. Doriat-Duban (2016), « La couverture des coûts du divorce : le rôle de la famille, de l'État et du marché », *Population - Édition française*, vol. 71, n° 3, pp. 457-477.
- Bredtmann, J., S. Otten et C. Rulff (2013), « Husband's Unemployment and Wife's Labor Supply: The Added Worker Effect across Europe », *ILR Review*, 0019793917739617.

- Buchinsky, M., D. Fougere, F. Kramarz et R. Tchernis (2010), « Interfirm mobility, wages and the returns to seniority and experience in the United States », *The Review of economic studies*, vol. 77, n° 3, pp. 972-1001.
- Clark, K. et N.C. Kanellopoulos (2013), « Low pay persistence in Europe », *Labour Economics*, vol. 23, pp. 122-134.
- Cockx, B. et M. Picchio (2012), « Are Short-lived Jobs Stepping Stones to Long Lasting Jobs? », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 74, n° 5, pp. 646-675.
- Cockx, B. et M. Picchio (2013), « Scarring effects of remaining unemployed for long term unemployed school leavers », *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, vol. 176, n° 4, pp. 951-980.
- Correll, S.J., S. Benard et I. Paik (2007), « Getting a job: Is there a motherhood penalty? », *American Journal of Sociology*, vol. 112, n° 5, pp. 1297-1338.
- Connolly, S. et M. Gregory (2010), « Dual tracks: part-time work in life-cycle employment for British women », *Journal of Population Economics*, vol. 23, n° 3, pp. 907-931.
- Del Bono, E. et D. Vuri (2011), « Job mobility and the gender wage gap in Italy », *Labour Economics*, vol. 18, n° 1, pp. 130-142.
- Denk, O. (2015), « Who are the top 1% earners in Europe? », Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE, n° 1274, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5jrp1g39gkzw-en>.
- De Vaus, D., M. Gray, L. Qu et D. Stanton (2014), « The economic consequences of divorce in Australia », *International Journal of Law, Policy and the Family*, vol. 28, n° 1, pp. 26-47.
- DiPrete, T.A. et P.A. McManus (2000), « Family change, employment transitions, and the welfare state: Household income dynamics in the United States and Germany », *American Sociological Review*, pp. 343-370.
- DiPrete, T.A. (2002), « Life course risks, mobility regimes, and mobility consequences: A comparison of Sweden, Germany, and the United States », *American Journal of Sociology*, vol. 108, n° 2, pp. 267-309.
- DiPrete, T.A. et G.M. Eirich (2006), « Cumulative advantage as a mechanism for inequality: A review of theoretical and empirical developments », *Annual Review of Sociology*, vol. 32, pp. 271-297.
- Dobkin, C., A. Finkelstein, R. Kluender et M.J. Notowidigdo (2018), « The economic consequences of hospital admissions », *American Economic Review*, vol. 108, n° 2, pp. 308-352.
- Durbin, S. et J. Tomlinson (2010), *Female part-time managers: networks and career mobility, Work, employment and society*, vol. 24, n° 4, pp. 621-640.
- Ehlert, M. (2013), « Job loss among rich and poor in the United States and Germany: Who loses more income? », *Research in Social Stratification and Mobility*, vol. 32, pp. 85-103.
- England, P., P. Allison et Y. Wu (2007), « Does bad pay cause occupations to feminize, Does feminization reduce pay, and How can we tell with longitudinal data? », *Social science research*, vol. 36, n° 3, pp. 1237-1256.
- Fernández- Kranz, D., M. Paul et N. Rodríguez-Planas (2015), « Part-Time Work, Fixed-Term Contracts, and the Returns to Experience », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 77, n° 4, pp. 512-541.

- Fisher, H. et H. Low (2016), « Recovery from divorce: comparing high and low income couples », *International Journal of Law, Policy and the Family*, vol. 30, n° 3, pp. 338-371.
- Fletcher, M. (2017), « An investigation into aspects of the economic consequences of marital separation among New Zealand parents », thèse de doctorat, Auckland University of Technology.
- Fong, E. et J. Tsutsui (2015), « The high cost of missing a boat under the Japanese recruitment practices: Timing of regular and non-regular employment after school completion in Japan », *Research in Social Stratification and Mobility*, vol. 42, pp. 1-10.
- Gagliarducci, S. (2005), « The dynamics of repeated temporary jobs », *Labour Economics*, vol. 12, n° 4, pp. 429-448.
- Gallie, D. et S. Paugam (dir. pub.) (2000), *Welfare regimes and the experience of unemployment in Europe*, OUP Oxford.
- García-Gómez, P., H. Van Kippersluis, O. O'Donnell et E. Van Doorslaer (2013), « Long-term and spillover effects of health shocks on employment and income », *Journal of Human Resources*, vol. 48, n° 4, pp. 873-909.
- Giannakopoulos, N. (2015), « The added worker effect of married women in Greece during the Great Depression », MPRA Paper 66298, Bibliothèque universitaire de Munich, Allemagne.
- Innes, S. et G. Scott (2003), « After I've Done the Mum Things: Women, Care and Transitions », *Sociological Research Online*, vol. 8, n° 4, pp. 1-14.
- Jenkins, S.P. (2011), *Changing Fortunes: Income Mobility and Poverty Dynamics in Britain*, Oxford University Press, Oxford.
- Jenkins S.P. (2009), « Marital splits and income changes over the longer term », in Brynin, M.E.J. (dir. pub.), *Changing Relationships*, Routledge, New York.
- Jenkins, S.P. (2008), « 13 Marital Splits and Income Changes over the Longer Term », *Changing Relationships*, p. 217.
- Jenkins, S.P., J.A. Rigg et F. Devicienti (2001), *The Dynamics of Poverty in Britain*, Leeds: Department for Work and Pensions.
- Karaoglan, D. et C. Okten (2012), « Labor force participation of married women in Turkey: Is there an added or a discouraged worker effect? », *Discussion Paper Series*, IZA DP n° 6616.
- Kast, F. et D. Pomeranz (2014), « Saving more to borrow less: Experimental evidence from access to formal savings accounts in Chile », *NBER Working Paper*, n° 20239, National Bureau of Economic Research.
- Kavas, S. et A. Gunduz-Hosgör (2010), « Divorce and family change revisited: Professional women's divorce experience in Turkey », *Demográfia English Edition*, vol. 53, n° 5, pp. 102-126.
- Kleven, H., C. Landais et J.E. Søgård (2018), « Children and gender inequality: Evidence from Denmark », *NBER Working Paper*, n° 24219, National Bureau of Economic Research.
- Liu, K. (2016), « Insuring against health shocks: Health insurance and household choices », *Journal of health economics*, vol. 46, pp. 16-32.
- Lundberg, S. (1985), « The added worker effect », *Journal of Labor Economics*, vol. 3, n° 1, partie 1, pp. 11-37.
- Lundborg, P., M. Nilsson et J. Vikström (2015), « Heterogeneity in the impact of health shocks on labour outcomes: evidence from Swedish workers », *Oxford Economic Papers*, vol. 67, n° 3, pp. 715-739.

- Mankart, J. et R. Oikonomou (2016). « The rise of the added worker effect », *Economics Letters*, vol. 143, pp. 48-51.
- Mattingly, M.J. et K.E. Smith (2010), « Changes in Wives' Employment When Husbands Stop Working: A Recession-Prosperity Comparison », *Family Relations*, vol. 59, n° 4, pp. 343-357.
- Maume, D.J. (2011), « Meet the new boss... same as the old boss? Female supervisors and subordinate career prospects », *Social Science Research*, vol. 40, n° 1, pp. 287-298.
- Merluzzi, J. et S.D. Dobrev (2015), « Unequal on top: Gender profiling and the income gap among high earner male and female professionals », *Social science research*, vol. 53, pp. 45-58.
- Mincer, J. (1962), « Labor Force Participation of Married Women » in *Aspects of Labor Economics*, H.G. Lewis (dir. pub.), Princeton University Press, Princeton, N.J.
- Neilson, C., D. Contreras, R. Cooper et J. Hermann (2008), « The dynamics of poverty in Chile », *Journal of Latin American Studies*, vol. 40, n° 2, pp. 251-273.
- OCDE (à paraître), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 2018*, Éditions OCDE, Paris.
- OCDE (2018a), Modèle impôts-prestations de l'OCDE, <http://www.oecd.org/fr/social/prestations-et-salaires.htm>.
- OCDE (2018b), « Statistiques du marché du travail : Emploi permanent temporaire: fréquence », *Statistiques de l'OCDE sur l'emploi et le marché du travail (base de données)*, <https://doi.org/10.1787/data-00297-fr> (consulté le 4 mai 2018).
- OCDE (2017a), *Atteindre l'égalité femmes-hommes: Un combat difficile*, Éditions OCDE, Paris, <https://doi.org/10.1787/9789264203426-fr>.
- OCDE (2017b), *Preventing Ageing Unequally*, Éditions OCDE, Paris, <https://doi.org/10.1787/9789264279087-en>.
- OCDE (2015a), *Tous concernés : Pourquoi moins d'inégalité profite à tous*, Éditions OCDE, Paris, <https://doi.org/10.1787/9789264235519-fr>.
- OCDE (2015b), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 2015*, Éditions OCDE, Paris, https://doi.org/10.1787/empl_outlook-2015-fr.
- O'Higgins, N. (2012), « This time it's different? Youth labour markets during 'the Great Recession' ». *Comparative Economic Studies*, vol. 54, n° 2, pp. 395-412.
- Ono, H. (2010), « Lifetime employment in Japan: Concepts and measurements ». *Journal of the Japanese and international economies*, vol. 24, n° 1, pp. 1-27.
- Paugam, S. (2015), *Vivre ensemble dans un monde incertain*, Éditions de l'Aube.
- Piasna, A. et A. Pagnol (2017), « Women's job quality across family life stages: an analysis of female employees across 27 European countries », *Social Indicators Research*, pp. 1-20.
- Picchio, M. (2012), « The dynamics of unemployment, temporary and permanent employment in Italy » in *Non-Standard Employment and Quality of Work*, Physica-Verlag HD, pp. 127-147.
- Plum, A. (2016), « Can Low-Wage Employment Help People Escape from the No-Pay-Low-Income Trap? », *The BE Journal of Economic Analysis and Policy*, vol. 16, n° 4.
- Pavlopoulos, D. (2007), « Wage mobility patterns in Europe », thèse de doctorat, Tilburg.
- Polin, V. et M. Raitano (2014), « Poverty Transitions and Trigger Events across EU Groups of Countries: Evidence from EU-SILC », *Journal of Social Policy*, vol. 43, n° 4, pp. 745-772.

- Quintini, G. et T. Manfredi (2009), « Going Separate Ways? School-to-Work Transitions in the United States and Europe », *Documents de travail de l'OCDE sur les affaires sociales, l'emploi et les migrations*, n° 90, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/221717700447>
- Rivera, L.A. (2016), *Pedigree: How Elite Students Get Elite Jobs*, Princeton University Press.
- Schmid, G. (2016), « Flexible and secure labour market transitions: Towards institutional capacity building in the digital economy », *IZA Policy Paper*, n° 116.
- Shih, J. (2006), « Circumventing discrimination: Gender and ethnic strategies in Silicon Valley », *Gender and Society*, vol. 20, n° 2, pp. 177-206.
- Skaggs, S., K. Stainback et P. Duncan (2012), « Shaking things up or business as usual? The influence of female corporate executives and board of directors on women's managerial representation ». *Social Science Research*, vol. 41, n° 4, pp. 936-948.
- Struffolino, E. et D. Mortelmans (2018), « Lone mothers in Belgium: labor force attachment and risk factors », in *Lone Parenthood in the Life Course*, Springer, Cham, pp. 257–282.
- Trevisan, E. et F. Zantomio (2016), « The impact of acute health shocks on the labour supply of older workers: Evidence from sixteen European countries », *Labour Economics*, vol. 43, pp. 171–185.
- Uunk, W. (2004), « The economic consequences of divorce for women in the European Union: The impact of welfare state arrangements », *European Journal of Population*, vol. 20, n° 3, pp. 251-285.
- Vaus, D., M. Gray, L. Qu et D. Stanton (2017), « The economic consequences of divorce in six OECD countries », *Australian Journal of Social Issues*, vol. 52, n° 2, pp. 180-199.

Annexe 3.A. Données et définitions utilisées dans ce chapitre

Les sources de données utilisées dans ce chapitre sont les mêmes que celles décrites à l'Annexe 2.A du chapitre 2. Cependant, l'analyse des déterminants de la mobilité des revenus doit prendre en compte non seulement les revenus disponibles, comme dans le chapitre 2, mais aussi les transitions sur le marché du travail, les changements d'ordre familial et les composantes du revenu. Cela soulève un certain nombre de questions, liées au souci d'utiliser les données de façon plus judicieuse :

- Taille de l'échantillon : la taille de l'échantillon pose souvent problème dans les analyses de données longitudinales. C'est particulièrement le cas pour l'analyse des transitions liées au marché du travail ou d'ordre familial – qui ne sont pas systématiquement fréquentes. Pour cette raison, le chapitre se concentre sur les transitions d'une année sur l'autre, qui donnent un plus grand nombre d'observations (individus x temps). Revers de la médaille, il a fallu exclure certains pays de certaines analyses.
- Périodicité : l'enquête dont proviennent les données longitudinales pour les États-Unis – Panel Study of Income Dynamics (PSID) – recueille les données tous les deux ans depuis 1998 ; par conséquent, pour ce pays, les analyses portent sur les transitions à deux ans d'intervalle, et non un an.
- Le statut au regard du marché du travail est mesuré sur la base du nombre de mois travaillés pendant l'année ; le statut occupé pendant le plus grand nombre de mois définit le statut pour l'année considérée. On considère qu'une personne a effectué une transition sur le marché du travail si son statut a changé entre une année et la suivante. Les chômeurs et les inactifs sont regroupés dans la catégorie « personnes ne travaillant pas ». Toujours pour des raisons de limitation des données, le travail à temps partiel est traité comme un seul et même statut, sans distinctions en fonction du nombre d'heures travaillées.
- Le mariage et les autres formes d'union sont traités indistinctement. Le divorce est mesuré comme un changement de situation de couple.
- Pays utilisant des données de registre : les données issues du suivi des personnes séparées appellent quelques réserves (voir Annexe 2.A). La principale concerne le traitement des personnes qui déménagent dans un autre logement, une situation fréquente en cas de divorce (Iacovou et Lynn, 2013). Dans les pays pour lesquels les données proviennent d'enquêtes auprès des ménages – la plupart des pays couverts par l'EU-SILC – chaque membre du ménage initial fait l'objet d'un suivi et est réinterrogé. Dans les pays où les enquêtes utilisent des registres administratifs – Danemark, Finlande, Islande, Norvège, Pays-Bas, Slovénie et Suède – seul un membre du ménage initial est suivi (la personne de référence). Par conséquent, dans ces pays, l'analyse longitudinale des personnes divorcées qui ne sont pas la personne de référence n'est pas possible.

Annexe 3.B. Estimations des changements de revenus importants

Tableau d'annexe 3.B.1. Probabilité d'enregistrer un gain de revenus important (plus de 20 %)

Régression logistique fondée les changements de situation sur le marché du travail, les changements d'ordre familial et d'autres variables de contrôle

| | Australie | Autriche | Belgique | Chili | République tchèque | Danemark | Estonie | Finlande | France | Allemagne |
|---|-----------|-----------|-----------|-----------|--------------------|-----------|-----------|------------|-----------|-----------|
| Une ou plusieurs transitions sur le marché du travail | 0.323*** | 0.466*** | 0.394*** | -0.029 | 0.912*** | 0.445** | 0.233** | 0.639*** | 0.231*** | 0.389*** |
| Une ou plusieurs transitions d'ordre familial | -0.046 | 0.078 | 0.163 | -0.390*** | -0.503** | 0.718*** | -0.537*** | 0.118 | 0.470*** | -0.121 |
| Femmes | 0.009 | -0.040 | -0.047 | -0.026 | -0.018 | 0.068 | 0.021 | 0.049 | 0.017 | 0.053 |
| Était en couple l'année précédente | -0.457*** | -0.345*** | -0.458*** | -0.412*** | -0.125 | -0.735*** | -0.062 | -0.417*** | -0.417*** | -0.525*** |
| Niveau de qualification moyen | -0.102*** | -0.089 | -0.037 | -0.041 | 0.340*** | 0.177 | 0.060 | 0.178* | -0.046 | -0.187*** |
| Niveau de qualification élevé | -0.0687* | 0.208* | 0.057 | -0.130*** | 0.239 | -0.185 | -0.032 | -0.104 | -0.000 | -0.145** |
| 25-34 ans | -0.133*** | -0.108 | 0.092 | 0.041 | -0.351** | -0.053 | -0.335*** | -0.074 | -0.309*** | 0.115 |
| 35-44 ans | -0.262*** | -0.214 | 0.131 | 0.0832* | -0.425*** | -0.221 | -0.562*** | -0.436*** | -0.449*** | -0.119 |
| 45-54 ans | -0.228*** | -0.421*** | 0.036 | 0.152*** | -0.190 | -0.329 | -0.366*** | -0.446*** | -0.284*** | -0.144* |
| Plus de 54 ans | -0.125** | -0.341** | 0.091 | 0.128** | -0.473*** | -0.490* | -0.593*** | -0.693*** | -0.339*** | -0.258*** |
| Un ou plusieurs enfants | -0.092*** | 0.174* | -0.031 | 0.070** | -0.053 | -0.130 | -0.063 | -0.214*** | -0.132*** | -0.014 |
| Taille de l'échantillon | 33 684 | 4 420 | 4 393 | 29 026 | 6 604 | 3 995 | 5 442 | 9 135 | 21 006 | 24 138 |
| | Grèce | Hongrie | Islande | Irlande | Italie | Corée | Lettonie | Luxembourg | Pays-Bas | Norvège |
| Une ou plusieurs transitions sur le marché du travail | 0.609*** | 0.697*** | 0.349* | 0.562*** | 0.371*** | -0.032 | 0.543*** | 0.517*** | 0.798*** | -0.287 |
| Une ou plusieurs transitions d'ordre familial | 0.120 | -0.463*** | 0.052 | -0.503 | 0.034 | -0.089 | -0.535*** | 0.016 | 0.126 | 0.710*** |
| Femmes | 0.045 | -0.110* | -0.037 | -0.051 | 0.021 | 0.013 | -0.019 | -0.013 | 0.047 | -0.075 |

| | | | | | | | | | | |
|------------------------------------|-----------|----------|---------|-----------|-----------|-----------|--------|-----------|-----------|-----------|
| Était en couple l'année précédente | -0.008 | -0.104 | -0.269* | 0.053 | -0.168*** | -0.454*** | -0.077 | -0.314*** | -0.439*** | -0.286* |
| Niveau de qualification moyen | -0.072 | 0.003 | 0.155 | -0.013 | -0.194*** | 0.075 | -0.087 | 0.042 | 0.198* | -0.029 |
| Niveau de qualification élevé | -0.224** | -0.014 | 0.262* | -0.089 | -0.199*** | 0.002 | -0.112 | 0.264** | 0.335*** | -0.104 |
| 25-34 ans | 0.027 | -0.170 | -0.006 | -1.107*** | -0.143* | -0.007 | 0.182 | 0.147 | -0.326* | -0.348 |
| 35-44 ans | -0.144 | -0.094 | -0.182 | -1.044*** | -0.147* | -0.183** | 0.130 | -0.064 | -0.445*** | -0.870*** |
| 45-54 ans | -0.019 | -0.075 | -0.035 | -1.009*** | -0.174** | -0.082 | -0.080 | -0.067 | -0.282* | -0.690*** |
| Plus de 54 ans | -0.152 | -0.302** | -0.147 | -0.777*** | -0.205** | -0.011 | 0.005 | 0.026 | -0.309* | -1.419*** |
| Un ou plusieurs enfants | -0.305*** | -0.119 | 0.262* | -0.203 | 0.062 | -0.082* | -0.093 | 0.034 | -0.149 | -0.658*** |
| Taille de l'échantillon | 4 663 | 6 378 | 2 248 | 1 504 | 16 401 | 21 259 | 4 913 | 3 292 | 7 688 | 1 555 |

Tableau d'annexe 3.B.2. Probabilité d'enregistrer un gain de revenus important (plus de 20 %) (suite)

Régression logistique fondée les changements de situation sur le marché du travail, les changements d'ordre familial et d'autres variables de contrôle

| | Pologne | Portugal | République slovaque | Slovénie | Espagne | Suède | Suisse | Turquie | Royaume-Uni |
|---|-----------|-----------|---------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-------------|
| Une ou plusieurs transitions sur le marché du travail | 0.858*** | 0.695*** | 1.100*** | 0.891*** | 0.332*** | 0.137 | 0.296*** | 0.400*** | 0.509*** |
| Une ou plusieurs transitions d'ordre familial | -0.086 | 0.051 | 0.325* | 0.371*** | 0.196** | 0.596*** | 0.081 | -0.055 | -0.000 |
| Femmes | -0.053 | -0.004 | 0.016 | -0.066 | 0.020 | -0.049 | 0.010 | -0.039 | -0.118* |
| Était en couple l'année précédente | 0.016 | -0.467*** | -0.216*** | -0.255*** | -0.257*** | -0.827*** | -0.349*** | -0.261*** | -0.155* |
| Niveau de qualification moyen | -0.064 | -0.298*** | -0.044 | -0.106 | -0.137** | 0.209 | -0.083 | -0.246*** | -0.068 |
| Niveau de qualification élevé | -0.049 | -0.371*** | -0.214* | -0.200* | -0.376*** | 0.445* | -0.170** | -0.412*** | -0.026 |
| 25-34 ans | -0.273*** | -0.065 | -0.307*** | -0.080 | 0.006 | -0.061 | -0.139 | -0.135*** | -0.329** |
| 35-44 ans | -0.299*** | -0.208 | -0.343*** | -0.238* | -0.135 | -0.325 | -0.200* | -0.122** | -0.365** |
| 45-54 ans | -0.227*** | -0.121 | 0.047 | 0.066 | -0.017 | -0.418* | -0.133 | -0.0958* | -0.286* |
| Plus de 54 ans | -0.507*** | -0.078 | -0.521*** | -0.164 | -0.038 | -0.712*** | -0.028 | -0.272*** | -0.141 |
| Un ou plusieurs enfants | 0.053 | 0.151** | 0.045 | -0.040 | -0.199*** | -0.103 | -0.052 | 0.072** | -0.042 |
| Taille de l'échantillon | 14 069 | 6 446 | 7 304 | 9 492 | 11 238 | 2 831 | 11 885 | 31 396 | 4 644 |

Note : ***, ** et * : statistiquement significatif à 1 %, 5 % et 10 % respectivement.

Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2011-14), des CNEF (2008-13), de la CASEN pour le Chili (2006-09) et de la SILC pour la Turquie (2011-14).

Tableau d'annexe 3.B.3. Probabilité d'enregistrer une perte de revenus importante (plus de -20%)

Régression logistique fondée les changements de situation sur le marché du travail, les changements d'ordre familial et d'autres variables de contrôle

| | Australie | Autriche | Belgique | Chili | République tchèque | Danemark | Estonie | Finlande | France | Allemagne |
|---|-----------|-----------|----------|-----------|--------------------|-----------|----------|------------|-----------|-----------|
| Une ou plusieurs transitions sur le marché du travail | 0.489*** | 0.619*** | 1.162*** | 0.225*** | 0.986*** | 1.184*** | 0.409*** | 0.578*** | 0.501*** | 0.817*** |
| Une ou plusieurs transitions d'ordre familial | 0.963*** | 1.333*** | 1.056*** | 0.553*** | 1.393*** | 0.732*** | 0.881*** | 0.995*** | 1.209*** | 1.204*** |
| Femmes | 0.028 | -0.109 | 0.084 | 0.012 | -0.082 | 0.125 | -0.122 | 0.051 | -0.011 | 0.029 |
| Était en couple l'année précédente | -0.005 | -0.267** | -0.210* | 0.254*** | -0.209** | 0.236 | -0.025 | -0.150 | -0.150*** | -0.359*** |
| Niveau de qualification moyen | -0.050 | -0.422*** | 0.122 | 0.015 | -0.116 | 0.236 | 0.041 | -0.070 | 0.012 | -0.096 |
| Niveau de qualification élevé | -0.079** | -0.438*** | 0.009 | 0.073* | 0.160 | -0.144 | 0.072 | -0.362*** | -0.080 | -0.299*** |
| 25-34 ans | -0.117** | 0.083 | -0.127 | -0.091** | 0.193 | -0.511 | 0.412** | -0.479*** | -0.230** | -0.071 |
| 35-44 ans | -0.240*** | 0.229 | -0.156 | -0.124*** | -0.097 | -0.820** | 0.183 | -0.560*** | -0.326*** | -0.174* |
| 45-54 ans | -0.123** | 0.279 | 0.299 | -0.117** | 0.407** | -0.965*** | 0.470*** | -0.305** | -0.026 | -0.051 |
| Plus de 54 ans | 0.176*** | 0.724*** | 0.449** | -0.056 | 0.592*** | -0.185 | 0.662*** | -0.063 | 0.309*** | 0.313*** |
| Un ou plusieurs enfants | -0.326*** | 0.534*** | 0.197* | -0.069** | 0.775*** | 0.07 | 0.443*** | 0.637*** | 0.239*** | 0.040 |
| Taille de l'échantillon | 33 684 | 4 420 | 4 393 | 29 026 | 6 604 | 3 995 | 5 442 | 9 135 | 21 006 | 24 138 |
| | Grèce | Hongrie | Islande | Irlande | Italie | Corée | Lettonie | Luxembourg | Pays-Bas | Norvège |
| Une ou plusieurs transitions sur le marché du travail | 0.599*** | 0.363*** | 0.866*** | 0.06 | 0.686*** | 0.576*** | 0.613*** | 0.663*** | 1.006*** | 0.767** |
| Une ou plusieurs transitions d'ordre familial | 0.526*** | 0.913*** | 0.833*** | 1.093*** | 1.018*** | 0.896*** | 0.779*** | 1.104*** | 1.336*** | 1.545*** |
| Femmes | -0.008 | 0.010 | 0.080 | -0.034 | 0.006 | -0.039 | -0.045 | -0.027 | -0.097 | 0.090 |
| Était en couple l'année précédente | -0.064 | -0.265*** | -0.193 | 0.102 | -0.248*** | 0.066 | -0.154* | -0.172 | -0.272** | 0.180 |
| Niveau de qualification moyen | -0.213** | 0.080 | 0.095 | -0.073 | -0.117** | -0.056 | 0.027 | -0.065 | 0.106 | -0.691*** |
| Niveau de qualification élevé | -0.209** | 0.134 | 0.192 | -0.246 | -0.147** | -0.116* | -0.069 | 0.039 | -0.085 | -1.045*** |
| 25-34 ans | -0.115 | -0.115 | 0.570** | -0.465 | 0.027 | 0.188* | 0.114 | -0.343 | -0.408* | -0.259 |
| 35-44 ans | -0.139 | -0.237* | -0.142 | -0.335 | -0.071 | 0.158 | -0.032 | -0.530** | -0.561*** | -0.303 |
| 45-54 ans | -0.039 | 0.186 | -0.241 | -0.368 | -0.052 | 0.229** | 0.223 | -0.158 | 0.012 | -0.280 |
| Plus de 54 ans | -0.081 | 0.138 | 0.242 | 0.11 | 0.204** | 0.522*** | 0.297 | 0.268 | 0.416** | -0.273 |

| | | | | | | | | | | |
|-------------------------|----------|----------|--------|-------|----------|-----------|----------|----------|----------|--------|
| Un ou plusieurs enfants | 0.392*** | 0.838*** | -0.056 | 0.057 | 0.341*** | -0.227*** | 0.643*** | 0.488*** | 0.605*** | -0.319 |
| Taille de l'échantillon | 4 663 | 6 378 | 2 248 | 1 504 | 16 401 | 21 259 | 4 913 | 3 292 | 7 688 | 1 555 |

Tableau d'annexe 3.B.4. Probabilité d'enregistrer une perte de revenus importante (plus de -20%) (suite)

| | Pologne | Portugal | République slovaque | Slovénie | Espagne | Suède | Suisse | Turquie | Royaume-Uni |
|---|----------|----------|---------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-------------|
| Une ou plusieurs transitions sur le marché du travail | 0.879*** | 0.515*** | 0.564*** | 1.106*** | 0.459*** | 0.467* | 0.430*** | 0.290*** | 0.442*** |
| Une ou plusieurs transitions d'ordre familial | 1.090*** | 0.880*** | 0.736*** | 1.456*** | 0.618*** | 1.284*** | 1.187*** | 0.574*** | 0.748*** |
| Femmes | -0.001 | -0.037 | -0.049 | 0.000 | -0.047 | -0.066 | 0.111** | -0.0701** | -0.056 |
| Était en couple l'année précédente | -0.116* | -0.052 | -0.070 | -0.355*** | -0.093 | -0.377** | -0.061 | -0.024 | 0.041 |
| Niveau de qualification moyen | -0.118 | -0.180** | -0.213* | -0.047 | -0.228*** | -0.024 | -0.229*** | -0.256*** | -0.012 |
| Niveau de qualification élevé | -0.113 | -0.033 | -0.110 | -0.283** | -0.416*** | 0.310 | -0.413*** | -0.448*** | -0.089 |
| 25-34 ans | 0.148 | -0.029 | 0.005 | 0.323** | 0.135 | -0.405 | -0.289** | -0.020 | 0.177 |
| 35-44 ans | -0.058 | -0.145 | 0.034 | 0.048 | 0.035 | -0.923*** | -0.397*** | -0.111* | -0.228 |
| 45-54 ans | 0.228** | -0.024 | 0.115 | 0.399*** | 0.121 | -0.970*** | -0.231** | -0.025 | -0.066 |
| Plus de 54 ans | 0.341*** | 0.192 | 0.034 | 0.532*** | 0.247** | -0.502* | 0.044 | -0.021 | 0.320* |
| Un ou plusieurs enfants | 0.449*** | 0.422*** | 0.664*** | 0.794*** | 0.569*** | 0.374** | -0.038 | 0.047 | 0.215** |
| Taille de l'échantillon | 14 069 | 6 446 | 7 304 | 9 492 | 11 238 | 2 831 | 11 885 | 31 396 | 4 644 |

Note : ***, ** et * : statistiquement significatif à 1 %, 5 % et 10 % respectivement.

Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2011-14), des CNEF (2008-13), de la CASEN pour le Chili (2006-09) et de la SILC pour la Turquie (2011-14).

Annexe 3.C. Estimations de la mobilité relative sur l'échelle des revenus

Tableau d'annexe 3.C.1. Probabilité de sortir du quintile le plus bas

Régression logistique fondée les changements de situation sur le marché du travail, les changements d'ordre familial et d'autres variables de contrôle

| | Australie | Autriche | Belgique | Chili | République tchèque | Danemark | Estonie | Finlande | France | Allemagne |
|---|-----------|-----------|-----------|-----------|--------------------|-----------|-----------|------------|-----------|-----------|
| Une ou plusieurs transitions sur le marché du travail | 0.529*** | 0.501*** | 0.248 | 0.429*** | 1.029*** | 0.023 | 0.605*** | 1.067*** | 0.536*** | 0.613*** |
| Une ou plusieurs transitions d'ordre familial | -0.072 | -0.808** | 0.302 | -0.199*** | -0.535 | 0.836** | -0.231 | 0.659*** | 0.328** | -0.335** |
| Femme | 0.134*** | 0.032 | 0.082 | 0.018 | 0.051 | 0.104 | 0.138 | 0.217* | 0.149** | 0.197*** |
| Était en couple l'année précédente | -0.654*** | -0.409*** | -0.918*** | -0.020 | -0.143 | -0.616** | -0.183 | -0.897*** | -0.831*** | -0.878*** |
| Niveau de qualification moyen | -0.279*** | -0.217 | -0.454** | -0.435*** | -0.098 | 0.344 | -0.025 | -0.193 | -0.258*** | -0.435*** |
| Niveau de qualification élevé | -0.820*** | -0.443** | -1.010*** | -1.086*** | -0.996*** | -0.780* | -0.413** | -0.849*** | -0.858*** | -1.289*** |
| 25-34 ans | -0.087 | 0.688** | 1.116*** | -0.168** | -0.209 | 0.110 | -0.470** | 0.470** | 0.275** | 0.528*** |
| 35-44 ans | -0.276*** | 0.076 | 1.294*** | -0.077 | -0.023 | -0.116 | -0.554** | 0.242 | 0.325** | 0.212 |
| 45-54 ans | -0.367*** | 0.008 | 0.959** | -0.196*** | 0.005 | -1.055* | -0.328 | -0.310 | 0.094 | -0.075 |
| Plus de 54 ans | 0.025 | -0.049 | 1.458*** | -0.371*** | -0.252 | -0.776 | -0.345 | -0.134 | -0.038 | 0.360** |
| Un ou plusieurs enfants | 0.398*** | 0.586*** | 0.349* | 0.038 | 0.357** | -0.486 | 0.197 | -0.032 | -0.015 | 0.484*** |
| Taille de l'échantillon | 33 684 | 4 420 | 4 393 | 29 026 | 6 604 | 3 995 | 5 442 | 9 135 | 21 006 | 24 138 |
| | Grèce | Hongrie | Islande | Irlande | Italie | Corée | Lettonie | Luxembourg | Pays-Bas | Norvège |
| Une ou plusieurs transitions sur le marché du travail | 0.913*** | 0.676*** | 0.888*** | 0.533** | 0.521*** | 0.140 | 1.025*** | 0.728** | 0.856*** | 0.790** |
| Une ou plusieurs transitions d'ordre familial | -0.115 | -0.398 | -0.829* | -0.788 | 0.008 | -0.115 | -0.159 | 0.097 | -0.194 | 0.200 |
| Femmes | -0.014 | 0.005 | 0.390* | 0.080 | 0.131* | 0.085 | 0.143 | -0.130 | 0.089 | 0.151 |
| Était en couple l'année précédente | 0.012 | -0.457*** | -0.975*** | -0.308 | -0.065 | -0.527*** | -0.717*** | 0.090 | -1.093*** | -1.252*** |

| | | | | | | | | | | |
|-------------------------------|-----------|-----------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|---------|
| Niveau de qualification moyen | -0.093 | -0.604*** | 0.133 | -0.584** | -0.504*** | -0.249*** | -0.377** | -0.318* | -0.352** | 0.650** |
| Niveau de qualification élevé | -0.615*** | -1.423*** | 0.029 | -1.074*** | -0.986*** | -0.805*** | -0.767*** | -0.838*** | -0.875*** | -0.189 |
| 25-34 ans | 0.141 | 0.285 | 0.903** | -0.560 | -0.086 | -0.231 | 0.218 | 0.488 | 1.036*** | 0.581 |
| 35-44 ans | -0.110 | 0.244 | 0.537 | -0.730* | -0.248 | -0.433*** | 0.453* | 0.134 | 0.888*** | 0.215 |
| 45-54 ans | -0.084 | 0.048 | -0.171 | -0.697* | -0.350** | -0.284* | 0.507* | 0.190 | 0.708** | 0.400 |
| Plus de 54 ans | -0.084 | 0.163 | 0.251 | -0.397 | -0.596*** | -0.166 | 0.666** | -0.496 | 0.606** | 0.020 |
| Un ou plusieurs enfants | -0.042 | 0.025 | 1.282*** | 0.377 | -0.002 | 0.330*** | 0.306** | 0.423** | 0.307* | 0.612** |
| Taille de l'échantillon | 4 663 | 6 378 | 2 248 | 1 504 | 16 401 | 21 259 | 4 913 | 3 292 | 7 688 | 1 555 |

Tableau d'annexe 3.C.2. Probabilité de sortir du quintile le plus bas (suite)

Régression logistique fondée les changements de situation sur le marché du travail, les changements d'ordre familial et d'autres variables de contrôle

| | Pologne | Portugal | République slovaque | Slovénie | Espagne | Suède | Suisse | Turquie | Royaume-Uni |
|---|-----------|-----------|---------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-------------|
| Une ou plusieurs transitions sur le marché du travail | 1.032*** | 0.761*** | 1.020*** | 0.665*** | 0.555*** | 0.613 | 0.416*** | 0.621*** | 0.681*** |
| Une ou plusieurs transitions d'ordre familial | 0.006 | -0.268 | 0.430 | 0.406* | -0.290 | 0.159 | 0.053 | -0.071 | -0.113 |
| Femmes | 0.028 | 0.198* | 0.141 | 0.104 | 0.128 | -0.161 | 0.116 | -0.063 | 0.068 |
| Était en couple l'année précédente | -0.111 | -0.601*** | -0.282** | -0.485*** | -0.179 | -1.375*** | -0.539*** | -0.236*** | -0.274** |
| Niveau de qualification moyen | -0.285*** | -0.672*** | -0.096 | -0.460*** | -0.499*** | -0.379 | -0.206 | -0.961*** | -0.548*** |
| Niveau de qualification élevé | -0.998*** | -1.429*** | -0.582*** | -1.631*** | -1.034*** | -0.261 | -1.020*** | -2.567*** | -0.687*** |
| 25-34 ans | 0.021 | -0.176 | -0.318 | 0.249 | -0.018 | 0.895** | 0.584*** | -0.257*** | -0.482* |
| 35-44 ans | 0.108 | -0.178 | 0.253 | 0.216 | -0.008 | 0.391 | 0.639*** | -0.219** | -0.796*** |
| 45-54 ans | 0.061 | -0.027 | 0.288 | 0.208 | -0.057 | -0.134 | 0.393** | -0.237** | -0.319 |
| Plus de 54 ans | -0.119 | -0.030 | -0.276 | 0.328 | -0.075 | -0.915* | 0.380* | -0.436*** | -0.047 |
| Un ou plusieurs enfants | 0.154* | 0.345*** | 0.273** | 0.347*** | -0.182* | 0.330 | 0.628*** | 0.912*** | 0.644*** |
| Taille de l'échantillon | 14 069 | 6 446 | 7 304 | 9 492 | 11 238 | 2 831 | 11 885 | 31 396 | 4 644 |

Note : ***, ** et * : statistiquement significatif à 1 %, 5 % et 10 % respectivement.

Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2011-14), des CNEF (2008-13), de la CASEN pour le Chili (2006-09) et de la SILC pour la Turquie (2011-14).

Tableau d'annexe 3.C.3. Probabilité d'entrer dans le quintile le plus bas

Régression logistique fondée les changements de situation sur le marché du travail, les changements d'ordre familial et d'autres variables de contrôle

| | Australie | Autriche | Belgique | Chili | République tchèque | Danemark | Estonie | Finlande | France | Allemagne |
|---|-----------|-----------|-----------|-----------|--------------------|-----------|-----------|------------|-----------|-----------|
| Une ou plusieurs transitions sur le marché du travail | 0.412*** | 0.152 | 0.938*** | 0.294*** | 0.906*** | 0.603 | 0.238 | 0.684*** | 0.176 | 0.680*** |
| Une ou plusieurs transitions d'ordre familial | 0.602*** | 1.599*** | 1.236*** | 0.297*** | 1.493*** | 0.311 | 0.802*** | 1.469*** | 1.243*** | 0.453*** |
| Femmes | 0.216*** | 0.165* | 0.230** | 0.0924*** | 0.131 | 0.118 | 0.088 | 0.181** | 0.161*** | 0.259*** |
| Était en couple l'année précédente | -0.479*** | -0.253* | -0.794*** | -0.129*** | -0.219 | -0.712*** | -0.192 | -0.363*** | -0.474*** | -0.660*** |
| Niveau de qualification moyen | -0.459*** | -0.644*** | -0.554*** | -0.459*** | -0.489*** | -0.182 | -0.289** | -0.149 | -0.509*** | -0.688*** |
| Niveau de qualification élevé | -1.137*** | -1.137*** | -1.217*** | -1.090*** | -1.533*** | -1.227*** | -0.830*** | -1.067*** | -1.326*** | -1.669*** |
| 25-34 ans | -0.155*** | 0.297 | 0.280 | -0.084 | 0.092 | 0.055 | -0.047 | -0.470*** | -0.050 | -0.024 |
| 35-44 ans | -0.213*** | -0.199 | 0.136 | 0.011 | -0.046 | -0.349 | -0.092 | -0.845*** | -0.191** | -0.461*** |
| 45-54 ans | -0.262*** | -0.230 | 0.112 | -0.108* | 0.230 | -1.076*** | 0.150 | -1.223*** | -0.327*** | -0.512*** |
| Plus de 54 ans | 0.247*** | -0.092 | 0.484** | -0.176*** | 0.417** | -0.812** | 0.323** | -0.828*** | -0.276*** | -0.085 |
| Un ou plusieurs enfants | 0.010 | 0.321*** | 0.283** | 0.166*** | 0.794*** | -0.452** | 0.196* | 0.020 | 0.409*** | 0.201*** |
| Taille de l'échantillon | 45 019 | 5 903 | 5 892 | 39 079 | 8 812 | 5 323 | 7 277 | 12 183 | 28 262 | 32 264 |
| | Grèce | Hongrie | Islande | Irlande | Italie | Corée | Lettonie | Luxembourg | Pays-Bas | Norvège |
| Une ou plusieurs transitions sur le marché du travail | 0.761*** | 0.374** | 0.307 | -0.324 | 0.492*** | 0.666*** | 0.496*** | 0.535* | 1.015*** | -0.418 |
| Une ou plusieurs transitions d'ordre familial | 0.592*** | 1.073*** | 0.829*** | 0.245 | 1.156*** | 0.313*** | 1.346*** | 0.570** | 1.482*** | 1.662*** |
| Femmes | 0.017 | 0.043 | 0.233 | 0.271* | 0.160*** | 0.034 | 0.236** | -0.010 | 0.095 | 0.249 |
| Était en couple l'année précédente | -0.479*** | -0.648*** | -0.498** | -0.114 | -0.377*** | -0.757*** | -0.614*** | -0.041 | -0.468*** | -0.527 |
| Niveau de qualification moyen | -0.461*** | -0.858*** | 0.164 | -0.569*** | -0.666*** | -0.416*** | -0.557*** | -0.564*** | -0.529*** | -0.800** |
| Niveau de qualification élevé | -1.266*** | -1.716*** | -0.277 | -1.170*** | -1.330*** | -1.074*** | -1.263*** | -1.225*** | -1.128*** | -1.344*** |
| 25-34 ans | -0.493*** | 0.279* | 0.884*** | -0.236 | -0.089 | -0.362*** | 0.225 | 0.610** | -0.036 | -0.085 |
| 35-44 ans | -0.441*** | -0.052 | 0.100 | -0.682** | -0.157* | -0.374*** | 0.270 | 0.007 | -0.104 | -0.749 |
| 45-54 ans | -0.390** | 0.136 | -0.779** | -0.200 | -0.298*** | -0.352*** | 0.710*** | 0.135 | -0.457*** | -0.391 |
| Plus de 54 ans | -0.468*** | 0.183 | -0.025 | -0.173 | -0.385*** | -0.080 | 0.769*** | -0.054 | -0.189 | -0.952 |
| Un ou plusieurs enfants | 0.389*** | 0.410*** | 0.285 | 0.405** | 0.390*** | 0.172*** | 0.441*** | 1.033*** | 0.225** | -0.395 |
| Taille de l'échantillon | 6 192 | 8 506 | 2 999 | 2 003 | 22 141 | 28 453 | 6 584 | 4 397 | 10 248 | 1 555 |

Tableau d'annexe 3.C.4. Probabilité d'entrer dans le quintile le plus bas (suite)

Régression logistique fondée les changements de situation sur le marché du travail, les changements d'ordre familial et d'autres variables de contrôle

| | Pologne | Portugal | République slovaque | Slovénie | Espagne | Suède | Suisse | Turquie | Royaume-Uni |
|---|-----------|-----------|---------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-------------|
| Une ou plusieurs transitions sur le marché du travail | 0.738*** | 0.661*** | 0.731*** | 0.972*** | 0.205* | 1.018*** | 0.386*** | -0.003 | 0.276 |
| Une ou plusieurs transitions d'ordre familial | 0.614*** | 1.010*** | 0.666** | 1.018*** | 0.431*** | 1.022*** | 0.524*** | 0.530*** | 0.497** |
| Femme | 0.060 | 0.128 | 0.145* | 0.153** | 0.021 | -0.035 | 0.184*** | -0.104*** | 0.136 |
| Était en couple l'année précédente | -0.250*** | -0.302** | -0.009 | -0.345*** | -0.257*** | -0.579** | -0.725*** | -0.184*** | -0.369*** |
| Niveau de qualification moyen | -0.547*** | -0.855*** | -0.610*** | -0.646*** | -0.717*** | -0.367 | -0.353*** | -1.153*** | -0.591*** |
| Niveau de qualification élevé | -1.493*** | -1.519*** | -1.191*** | -1.806*** | -1.308*** | -0.395 | -1.316*** | -2.725*** | -0.868*** |
| 25-34 ans | 0.320*** | -0.445*** | -0.121 | 0.397*** | 0.087 | -0.589** | 0.476*** | -0.176*** | -0.451** |
| 35-44 ans | 0.221** | -0.265* | 0.299** | 0.303** | -0.029 | -1.261*** | 0.304** | -0.298*** | -0.613*** |
| 45-54 ans | 0.392*** | -0.343** | 0.210 | 0.255* | -0.052 | -1.328*** | 0.106 | -0.470*** | -0.512*** |
| Plus de 54 ans | 0.350*** | -0.182 | 0.208 | 0.510*** | -0.218* | -1.607*** | 0.469*** | -0.565*** | -0.034 |
| Un ou plusieurs enfants | 0.483*** | 0.513*** | 0.631*** | 0.323*** | 0.509*** | -0.003 | 0.591*** | 1.017*** | 0.420*** |
| Taille de l'échantillon | 18 788 | 8 614 | 9 744 | 12 673 | 15 098 | 3 775 | 15 874 | 42 137 | 6 190 |

Note : ***, ** et * : statistiquement significatif à 1 %, 5 % et 10 % respectivement.

Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2011-14), des CNEF (2008-13), de la CASEN pour le Chili (2006-09) et de la SILC pour la Turquie (2011-14).

Tableau d'annexe 3.C.5. Probabilité de sortir du quintile le plus élevé

Régression logistique fondée les changements de situation sur le marché du travail, les changements d'ordre familial et d'autres variables de contrôle

| | Australie | Autriche | Belgique | Chili | République tchèque | Danemark | Estonie | Finlande | France | Allemagne |
|---|-----------|-----------|-----------|-----------|--------------------|-----------|-----------|------------|-----------|-----------|
| Une ou plusieurs transitions sur le marché du travail | 0.311*** | 0.642*** | -0.022 | -0.149** | 0.387* | -0.065 | 0.12 | 0.048 | -0.034 | 0.434*** |
| Une ou plusieurs transitions d'ordre familial | 0.773*** | 0.848*** | 0.146 | 0.634*** | 1.277*** | 0.614*** | 0.766*** | 0.632*** | 0.583*** | 0.964*** |
| Femmes | -0.073 | 0.084 | -0.048 | -0.046 | 0.01 | 0.013 | -0.184 | -0.094 | -0.049 | -0.033 |
| Était en couple l'année précédente | 0.400*** | 0.374** | 0.649*** | 0.292*** | 0.132 | 0.714*** | 0.553*** | 0.370** | 0.287*** | 0.370*** |
| Niveau de qualification moyen | 0.386*** | 0.465** | 0.645*** | 0.692*** | 0.422* | 0.313 | 0.571*** | 0.182 | 0.460*** | 0.685*** |
| Niveau de qualification élevé | 0.760*** | 0.444* | 1.127*** | 1.346*** | 0.819*** | 0.323 | 0.825*** | 0.231 | 0.749*** | 0.908*** |
| 25-34 ans | -0.181** | -0.951** | -0.349 | 0.121 | -0.222 | -0.912* | -0.337 | -0.314 | -0.847*** | -0.309** |
| 35-44 ans | -0.285*** | -0.634* | -0.309 | -0.170* | -0.722*** | -0.686 | -0.433* | -0.310 | -0.794*** | -0.589*** |
| 45-54 ans | -0.171** | -0.267 | -0.298 | 0.136 | -0.482* | -0.804* | -0.291 | 0.219 | -0.371*** | -0.280* |
| Plus de 54 ans | -0.054 | 0.208 | -0.277 | 0.272*** | -0.010 | -0.653 | -0.289 | 0.274 | -0.135 | -0.336** |
| Un ou plusieurs enfants | -0.618*** | 0.241 | -0.235 | -0.294*** | -0.110 | -0.136 | 0.336** | 0.584*** | -0.134 | -0.330*** |
| Taille de l'échantillon | 33 684 | 4 420 | 4 393 | 29 026 | 6 604 | 3 995 | 5 442 | 9 135 | 21 006 | 24 138 |
| | Grèce | Hongrie | Islande | Irlande | Italie | Corée | Lettonie | Luxembourg | Pays-Bas | Norvège |
| Une ou plusieurs transitions sur le marché du travail | 0.373* | -0.366* | 0.302 | -0.264 | 0.282** | 0.079 | -0.104 | 0.534* | 0.263 | 0.513 |
| Une ou plusieurs transitions d'ordre familial | 0.009 | 0.739*** | 0.954*** | 1.886*** | 0.665*** | 0.906*** | 0.815*** | 0.686** | 0.848*** | 0.926** |
| Femme | -0.104 | -0.003 | -0.020 | -0.072 | -0.074 | 0.042 | -0.134 | 0.066 | -0.015 | -0.041 |
| Était en couple l'année précédente | -0.046 | 0.251* | -0.138 | -0.075 | 0.046 | 0.547*** | 0.698*** | 0.014 | 0.195 | 0.641 |
| Niveau de qualification moyen | 0.373** | 1.375*** | 0.319 | 0.923* | 0.456*** | 0.224** | 0.299 | 0.352* | 0.103 | -0.889** |
| Niveau de qualification élevé | 0.832*** | 1.846*** | 0.426* | 1.352*** | 0.511*** | 0.628*** | 0.724*** | 0.697*** | 0.436*** | -0.641* |
| 25-34 ans | 0.287 | -0.242 | -0.686* | -1.454** | 0.113 | 0.254 | -0.234 | 0.109 | -1.272*** | -1.152 |
| 35-44 ans | 0.032 | -0.681*** | -1.061*** | -0.991 | 0.006 | 0.263 | -0.876*** | -0.072 | -0.942*** | -0.963 |
| 45-54 ans | 0.127 | -0.358* | -0.459 | -0.814 | 0.183 | 0.238 | -0.530* | 0.187 | -0.539* | -0.401 |
| Plus de 54 ans | 0.449 | -0.452** | -0.564 | 0.437 | 0.457*** | 0.438** | -0.373 | 0.765* | 0.341 | -0.158 |
| Un ou plusieurs enfants | 0.357** | 0.468*** | -0.172 | 0.601 | 0.009 | -0.685*** | 0.065 | 0.124 | 1.014*** | -0.176 |
| Taille de l'échantillon | 4 663 | 6 378 | 2 248 | 1 504 | 16 401 | 21 259 | 4 913 | 3 292 | 7 688 | 1 555 |

Tableau d'annexe 3.C.6. Probabilité de sortir du quintile le plus élevé (suite)

| | Pologne | Portugal | République slovaque | Slovénie | Espagne | Suède | Suisse | Turquie | Royaume-Uni |
|---|----------|----------|---------------------|----------|----------|----------|-----------|-----------|-------------|
| Une ou plusieurs transitions sur le marché du travail | 0.456*** | -0.400 | 0.249 | 0.244 | 0.328** | 0.309 | 0.297** | 0.185** | 0.212 |
| Une ou plusieurs transitions d'ordre familial | 1.100*** | 0.897*** | 0.526** | 1.438*** | 0.623*** | 1.021*** | 0.660*** | 0.287*** | 0.629*** |
| Femmes | -0.095 | -0.122 | -0.222** | -0.110 | -0.062 | 0.046 | 0.056 | -0.015 | -0.278** |
| Était en couple l'année précédente | 0.109 | 0.278* | -0.012 | 0.002 | 0.069 | 0.543** | 0.360*** | 0.014 | 0.441*** |
| Niveau de qualification moyen | 0.712*** | 0.668*** | 0.690*** | 0.493*** | 0.461*** | -0.275 | 0.227* | 0.530*** | 0.652*** |
| Niveau de qualification élevé | 1.253*** | 0.840*** | 1.028*** | 0.838*** | 0.555*** | -0.120 | 0.482*** | 0.273*** | 0.751*** |
| 25-34 ans | -0.080 | 0.443 | -0.119 | -0.093 | 0.259 | -0.274 | -0.638*** | 0.127 | 0.432 |
| 35-44 ans | -0.125 | -0.045 | -0.252 | -0.461** | 0.156 | -0.562 | -0.810*** | 0.133 | -0.157 |
| 45-54 ans | 0.200 | 0.276 | -0.173 | -0.032 | 0.277 | -0.298 | -0.654*** | 0.274** | 0.250 |
| Plus de 54 ans | 0.254 | 0.365 | -0.023 | -0.175 | 0.720*** | 0.193 | -0.580*** | 0.335*** | 0.398 |
| Un ou plusieurs enfants | -0.030 | 0.074 | 0.250** | 0.083 | 0.322*** | 0.398* | -0.797*** | -0.343*** | -0.084 |
| Taille de l'échantillon | 14 069 | 6 446 | 7 304 | 9 492 | 11 238 | 2 831 | 11 885 | 31 396 | 4 644 |

Note : ***, ** et * : statistiquement significatif à 1 %, 5 % et 10 % respectivement.

Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2011-14), des CNEF (2008-13), de la CASEN pour le Chili (2006-09) et de la SILC pour la Turquie (2011-14).

Tableau d'annexe 3.C.7. Probabilité d'entrer dans le quintile le plus élevé

Régression logistique fondée les changements de situation sur le marché du travail, les changements d'ordre familial et d'autres variables de contrôle

| | Australie | Autriche | Belgique | Chili | République tchèque | Danemark | Estonie | Finlande | France | Allemagne |
|---|-----------|-----------|-----------|-----------|--------------------|-----------|-----------|------------|------------|-----------|
| Une ou plusieurs transitions sur le marché du travail | 0.037 | -0.042 | -0.159 | -0.076 | 0.642*** | -0.197 | -0.024 | 0.332 | -0.144 | -0.051 |
| Une ou plusieurs transitions d'ordre familial | -0.227*** | -0.362 | -0.346 | -0.199*** | 0.13 | 0.352 | -0.007 | -0.036 | 0.123 | -0.249* |
| Femmes | -0.151*** | -0.026 | -0.144 | -0.0755** | -0.085 | -0.041 | -0.228*** | -0.160*** | -0.0927*** | -0.046 |
| Était en couple l'année précédente | 0.155*** | 0.438*** | 0.304** | 0.023 | 0.159 | 0.061 | 0.238* | 0.126 | 0.128* | -0.107* |
| Niveau de qualification moyen | 0.530*** | 0.648*** | 1.045*** | 0.816*** | 0.857*** | 0.575*** | 0.831*** | 0.13 | 0.531*** | 0.781*** |
| Niveau de qualification élevé | 1.172*** | 1.298*** | 1.783*** | 1.775*** | 1.784*** | 1.017*** | 1.395*** | 0.905*** | 1.400*** | 1.660*** |
| 25-34 ans | -0.033 | -0.576*** | -0.376* | 0.166*** | -0.086 | -0.666** | -0.050 | 0.145 | -0.805*** | -0.129 |
| 35-44 ans | -0.097 | -0.343* | -0.077 | -0.022 | -0.211 | -0.282 | -0.277* | 0.535*** | -0.470*** | 0.051 |
| 45-54 ans | 0.138** | 0.021 | 0.098 | 0.343*** | -0.116 | 0.199 | -0.334** | 0.914*** | -0.009 | 0.408*** |
| Plus de 54 ans | -0.141** | -0.023 | -0.341* | 0.405*** | -0.317** | -0.018 | -0.794*** | 0.516*** | 0.067 | 0.021 |
| Un ou plusieurs enfants | -0.745*** | -0.552*** | -0.486*** | -0.344*** | -0.937*** | -0.388*** | -0.370*** | -0.477*** | -0.426*** | -0.554*** |
| Taille de l'échantillon | 45 019 | 5 903 | 5 892 | 39 079 | 8 812 | 5 323 | 7 277 | 12 183 | 28 262 | 32 264 |
| | Grèce | Hongrie | Islande | Irlande | Italie | Corée | Lettonie | Luxembourg | Pays-Bas | Norvège |
| Une ou plusieurs transitions sur le marché du travail | 0.595*** | 0.328** | 0.460* | -0.625 | 0.252** | -0.058 | 0.101 | -0.155 | 0.289 | -0.922* |
| Une ou plusieurs transitions d'ordre familial | 0.309 | 0.113 | -0.147 | -0.794 | -0.055 | -0.106 | -0.205 | 0.327 | 0.160 | -0.392 |
| Femmes | -0.157* | -0.120 | -0.094 | -0.087 | -0.0877** | 0.0890** | -0.283*** | 0.087 | -0.092 | -0.069 |
| Était en couple l'année précédente | 0.107 | 0.146 | -0.003 | 0.428 | 0.161** | -0.025 | 0.342** | 0.057 | 0.278** | 0.671*** |
| Niveau de qualification moyen | 0.712*** | 1.557*** | 0.287* | 0.779** | 0.727*** | 0.501*** | 0.452** | 0.750*** | 0.477*** | 0.613** |
| Niveau de qualification élevé | 1.426*** | 2.323*** | 0.662*** | 1.815*** | 1.222*** | 1.183*** | 1.372*** | 1.609*** | 1.186*** | 0.813*** |
| 25-34 ans | 0.100 | -0.072 | -1.454*** | -0.566 | -0.237** | 0.388*** | -0.012 | -0.305 | -0.563*** | -0.204 |
| 35-44 ans | 0.018 | -0.238* | -0.985*** | -0.026 | -0.183** | 0.462*** | -0.351* | -0.103 | -0.106 | -0.445 |
| 45-54 ans | 0.314 | -0.071 | -0.333 | 0.040 | 0.138 | 0.655*** | -0.632*** | -0.034 | 0.006 | -0.101 |
| Plus de 54 ans | 0.411** | -0.344** | -0.455** | 0.018 | 0.299*** | 0.744*** | -0.544*** | 0.090 | -0.088 | -0.443 |
| Un ou plusieurs enfants | -0.260** | -0.176* | -0.179 | -0.879*** | -0.550*** | -0.524*** | -0.501*** | -0.723*** | -0.657*** | -0.140 |

| | | | | | | | | | | |
|-------------------------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|-------|-------|--------|-------|
| Taille de l'échantillon | 6 192 | 8 506 | 2 999 | 2 003 | 22 141 | 28 453 | 6 584 | 4 397 | 10 248 | 1 555 |
|-------------------------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|-------|-------|--------|-------|

Tableau d'annexe 3.C.8. Probabilité d'entrer dans le quintile le plus élevé (suite)

| | Pologne | Portugal | République slovaque | Slovénie | Espagne | Suède | Suisse | Turquie | Royaume-Uni |
|---|-----------|-----------|---------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-------------|
| Une ou plusieurs transitions sur le marché du travail | 0.280* | 0.062 | 0.674*** | 0.185 | -0.119 | -1.004* | 0.338*** | 0.214** | 0.248 |
| Une ou plusieurs transitions d'ordre familial | -0.115 | 0.196 | 0.460* | 0.047 | 0.610*** | 0.911*** | 0.209* | 0.169** | 0.611*** |
| Femmes | -0.180*** | -0.191** | -0.173*** | -0.201*** | -0.058 | -0.179 | -0.031 | 0.0678** | -0.310*** |
| Était en couple l'année précédente | 0.217** | -0.073 | 0.099 | -0.246** | -0.147 | -0.007 | -0.064 | -0.112* | 0.226* |
| Niveau de qualification moyen | 0.789*** | 1.105*** | 0.662*** | 0.772*** | 0.805*** | -0.038 | 0.240** | 0.912*** | 0.774*** |
| Niveau de qualification élevé | 1.777*** | 1.815*** | 1.021*** | 1.834*** | 1.434*** | 0.679*** | 0.848*** | 1.514*** | 1.157*** |
| 25-34 ans | -0.163 | 0.061 | 0.008 | -0.333*** | -0.165 | -0.166 | -0.478*** | 0.202*** | 0.152 |
| 35-44 ans | -0.124 | 0.225 | -0.429*** | -0.441*** | -0.142 | 0.340 | -0.362*** | 0.278*** | 0.055 |
| 45-54 ans | 0.071 | 0.573*** | -0.222** | -0.031 | 0.148 | 0.792*** | -0.209** | 0.497*** | 0.261 |
| Plus de 54 ans | -0.179 | 0.563*** | -0.491*** | -0.470*** | 0.379*** | 0.866*** | -0.374*** | 0.355*** | 0.072 |
| Un ou plusieurs enfants | -0.277*** | -0.582*** | -0.695*** | -0.407*** | -0.482*** | -0.471*** | -1.084*** | -0.673*** | -0.558*** |
| Taille de l'échantillon | 18 788 | 8 614 | 9 744 | 12 673 | 15 098 | 3 775 | 15 874 | 42 137 | 6 190 |

Note : ***, ** et * : statistiquement significatif à 1 %, 5 % et 10 % respectivement.

Source : Calculs effectués par l'OCDE à partir de l'EU-SILC (2011-14), des CNEF (2008-13), de la CASEN pour le Chili (2006-09) et de la SILC pour la Turquie (2011-14).

Annexe 3.D. Décomposition des changements de revenus suivant les composantes des revenus et l'effet de la taille du ménage

La mobilité des revenus est définie au niveau individuel. Les événements liés au marché du travail et à la famille ont un impact soit sur les composantes des revenus du ménage (du fait, par exemple, d'un changement du niveau de participation à la vie active) soit sur l'échelle d'équivalence, qui ajuste les revenus du ménage en fonction de la taille de celui-ci pour tenir compte des économies d'échelle (dans l'éventualité d'un changement de taille du ménage, par exemple suite à un divorce ou une naissance). Le changement des revenus disponibles d'un ménage se décompose donc en deux éléments : le changement des composantes des revenus et l'effet de la taille du ménage.

La principale variable de revenus est le revenu disponible équivalent Y_t , défini comme le ratio entre les revenus du ménage I_t et l'échelle d'équivalence (racine carrée de la taille du ménage N_t). Les revenus du ménage sont définis comme la somme des revenus marchands (revenus d'activité individuels des personnes qui travaillent et revenus du capital) et la somme des impôts et transferts (y compris les transferts entre ménages) :

$$I_t = MK_t + T_t = IND_t + OTHER_{IND_t} + T_t \quad (1)$$

où $Y_t = \frac{I_t}{\sqrt{N_t}}$.

Le taux de croissance des revenus individuels est défini comme suit :

$$\frac{\Delta I_t}{I_t} = \frac{\Delta MK_t}{MK_t} + \frac{\Delta T_t}{T_t} = \frac{\Delta IND_t}{IND_t} + \frac{\Delta OTHER_{IND_t}}{OTHER_{IND_t}} + \frac{\Delta T_t}{T_t} \quad (2)$$

Dès lors, le changement des revenus disponibles peut être décomposé selon la méthode d'Accardo (2015) et d'Alves et Martins (2014) :

$$\frac{\Delta Y_t}{Y_t} = \frac{\Delta I_t}{I_t} - \frac{\Delta N_t}{N_t} \quad (3)$$

Les centiles supérieur et inférieur du changement des revenus sont tronqués pour éviter les valeurs aberrantes.

La moyenne OCDE de la part des différentes composantes des revenus dans le changement total des revenus est obtenue en calculant la moyenne de chaque composante dans les différents pays de l'OCDE.



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), « Le temps, c'est de l'argent : quels sont les déterminants de la mobilité des revenus », dans *A Broken Social Elevator? How to Promote Social Mobility*, Éditions OCDE, Paris.

DOI: <https://doi.org/10.1787/88870a83-fr>

Cet ouvrage est publié sous la responsabilité du Secrétaire général de l'OCDE. Les opinions et les arguments exprimés ici ne reflètent pas nécessairement les vues officielles des pays membres de l'OCDE.

Ce document et toute carte 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.

Vous êtes autorisés à copier, télécharger ou imprimer du contenu OCDE pour votre utilisation personnelle. Vous pouvez inclure des extraits des publications, des bases de données et produits multimédia de l'OCDE dans vos documents, présentations, blogs, sites Internet et matériel d'enseignement, sous réserve de faire mention de la source OCDE et du copyright. Les demandes pour usage public ou commercial ou de traduction devront être adressées à rights@oecd.org. Les demandes d'autorisation de photocopier une partie de ce contenu à des fins publiques ou commerciales peuvent être obtenues auprès du Copyright Clearance Center (CCC) info@copyright.com ou du Centre français d'exploitation du droit de copie (CFC) contact@cfcopies.com.