

Chapitre 5. Incidence du milieu parental sur les perspectives d'avenir des jeunes enfants : transmission de l'état de santé et du niveau d'études

Le présent chapitre examine la mobilité intergénérationnelle en matière de santé et d'éducation. La première partie s'intéresse à l'influence des caractéristiques socioéconomiques des parents sur l'état de santé de leurs enfants, et analyse la reproduction intergénérationnelle de l'état de santé perçu et des comportements en matière de santé. Elle compare l'état de santé des parents et d'autres déterminants de la santé des enfants. La deuxième partie porte sur la mobilité intergénérationnelle dans l'éducation. Elle analyse la mobilité ascendante et descendante du niveau d'études des enfants par rapport à celui de leurs parents, et examine les mouvements d'un niveau de formation à un autre en fonction du niveau d'études des parents. Enfin, elle évalue l'impact du milieu parental, des comportements individuels et des divers effets liés aux établissements et aux politiques des établissements sur les résultats scolaires.

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 hausse des inégalités constatée au cours des trois dernières décennies fait craindre un impact de plus en plus important du milieu parental sur le devenir des enfants, et une perpétuation des inégalités de génération en génération. De nombreuses personnes estiment que les possibilités d'ascension sociale se sont restreintes au fil du temps, et se montrent inquiètes quant aux perspectives d'avenir de la prochaine génération, parce qu'elles sont convaincues que la mobilité sociale est au point mort. Cela pose la question de savoir dans quelle mesure le contexte dans lequel évoluent les jeunes enfants, notamment les inégalités en matière d'éducation et de santé, freine la réussite à l'âge adulte. La hausse des rendements perçus de l'éducation et de la santé pourrait bien continuer à accentuer les inégalités entre les enfants issus de ménages favorisés et ceux issus de ménages défavorisés, les ménages les plus favorisés investissant davantage dans la qualité de l'éducation et la prise en charge de la santé de leurs enfants. Le présent chapitre examine la mobilité intergénérationnelle en matière de santé et d'éducation.

Les principaux résultats sont les suivants :

1. La santé et les comportements en matière de santé dépendent considérablement de l'état de santé et de la situation socioéconomique des parents :
 - La situation socioéconomique des parents, leur mode de vie et leurs comportements en matière de santé ont un impact sur la probabilité que leurs enfants souffrent de problèmes de santé. Le risque de souffrir d'une maladie chronique est inférieur de 13 % lorsque les parents sont aisés. La santé durant l'enfance a également un impact durable sur la santé à l'âge adulte. Les affections chroniques survenant pendant l'enfance augmentent de 5.5 % le risque de mauvaise santé à l'âge adulte.
 - C'est au Danemark que la reproduction intergénérationnelle de l'état de santé perçue est la plus faible, et en Estonie qu'elle est la plus élevée. La corrélation s'échelonne de 0.13 à 0.34.
 - Des parents en mauvaise santé accroissent le risque de mauvaise santé perçue. Le fait d'appartenir au quintile le plus pauvre ou de ne pas avoir suivi d'études constitue néanmoins une meilleure variable explicative d'un mauvais état de santé que la mauvaise santé des parents, mais l'état de santé parental compte davantage que la situation familiale (divorce ou veuvage). Lorsque l'on tient compte de l'hétérogénéité individuelle, la mauvaise santé des parents contribue moins à expliquer le mauvais état de santé des enfants qu'un changement de statut marital, comme un divorce, ou le vieillissement.
 - Le tabagisme des parents accroît de 8 % le risque que les enfants fument. La consommation d'alcool par les parents durant l'enfance est également associée à un plus grand risque de consommation d'alcool par leurs enfants à l'âge adulte (5 % pour les hommes et 4 % pour les femmes). Le tabagisme des parents a davantage d'impact que plusieurs variables sociodémographiques, comme l'appartenance au quintile le plus pauvre ou un faible niveau d'études.
2. La mobilité absolue en matière d'éducation (qui indique dans quelle mesure les enfants s'en sortent mieux que leurs parents) d'une génération à l'autre est importante, mais la mobilité relative demeure préoccupante :

- La mobilité sociale absolue en matière d'éducation est considérable, 50 % des enfants adultes n'ayant pas le même niveau d'études que leurs parents. La mobilité ascendante est beaucoup plus fréquente (39 %) que la mobilité descendante (11 %). C'est en Finlande et en Corée qu'elle est la plus importante. Dans le même temps, la mobilité absolue des dernières générations en matière d'éducation a diminué, passant de 41 à 33 %.
- La mobilité relative en matière d'éducation demeure préoccupante, car elle montre que les chances d'un individu d'avoir un meilleur niveau d'études que ses parents dépendent toujours de la position de ses parents sur l'échelle sociale. Il existe un phénomène de « plafond adhérent » en matière d'éducation. En effet, 63 % des individus dont les parents sont très instruits obtiennent un diplôme de l'enseignement supérieur et sont protégés du déclassement en termes de niveau d'études. Seuls 7 % des personnes dont les parents sont titulaires d'un diplôme universitaire n'ont qu'un niveau primaire, contre 42 % des personnes dont les parents n'ont pas dépassé le premier cycle de l'enseignement secondaire.
- La reproduction intergénérationnelle a diminué au niveau du premier cycle de l'enseignement secondaire : 47 % des individus dont les parents avaient un niveau d'instruction inférieur au deuxième cycle de l'enseignement secondaire ne dépassaient pas le niveau d'études de leurs parents en 1950, contre seulement 35 % en 1985, ce qui a ouvert des perspectives de mobilité sociale. Dans le même temps, les chances de mobilité relative vers l'enseignement supérieur ont stagné à 15 % pour les personnes nées après 1975.
- Les caractéristiques familiales individuelles et les effets-établissement contribuent fortement à expliquer la variation des résultats aux tests du PISA. Dans le même temps, les effets-établissement sont imputables à la sélection des meilleurs élèves au sein des établissements, qui découle en partie d'un choix parental, en partie d'un choix des établissements, mais aussi des politiques d'orientation ou d'autres politiques des établissements.
- Le comportement individuel – comme la motivation et la confiance en ses propres capacités – et les ressources scolaires ont une influence sur la résilience des élèves, c'est-à-dire la capacité des élèves défavorisés à se hisser au rang des meilleurs.

Les inégalités en matière de santé persistent dans la plupart des pays de l'OCDE, notamment en raison des caractéristiques et des comportements de santé transmis aux enfants par les parents. En outre, la santé a un impact sur la reproduction intergénérationnelle des inégalités dans d'autres dimensions. Une bonne santé améliore la productivité des individus et peut accroître les revenus futurs, alors qu'une mauvaise santé nuit à la productivité, ce qui conduit à des inégalités en termes de salaires et d'accumulation de richesse. La plupart des études soulignent que les inégalités apparaissent dès la naissance, voire avant, et décrivent dans quelle mesure des interventions en période prénatale peuvent changer la donne et avoir un impact à long terme sur les résultats ultérieurs.

Par ailleurs, certaines données donnent à penser que de fortes inégalités entravent la capacité des individus issus de milieux économiques défavorisés à investir dans leur capital humain, en termes de niveau d'instruction, mais plus important encore en termes de qualité de l'éducation. L'ampleur de la reproduction du niveau d'études et des résultats scolaires d'une génération à l'autre est vraisemblablement corrélée au degré de

transmission des caractéristiques parentales, à l'efficacité de l'investissement dans le capital humain des enfants, au rendement du capital humain en termes de salaires, et à la progressivité de l'investissement public dans le capital humain des enfants (Solon, 2004). Heckman (2007) souligne l'importance de l'investissement dans le capital humain et le rôle des politiques publiques au tout début de la vie pour corriger les facteurs défavorables que les individus héritent de leurs parents.

La première partie du présent chapitre examine la dimension de la mobilité sociale en rapport avec la santé. Elle tente d'abord de déterminer l'impact de la situation socioéconomique des parents durant l'enfance sur la santé des enfants. Elle présente ensuite les corrélations intergénérationnelles en termes de santé perçue¹ et de risques de consommation d'alcool et de tabagisme. Elle compare l'impact de la santé parentale et celui d'autres facteurs sur la santé des enfants. La deuxième partie présente des estimations de la mobilité absolue (pourcentage d'enfants ayant un niveau d'études différent de celui de leurs parents) et de la mobilité relative en matière d'éducation (examen des mouvements d'un niveau de formation à un autre en fonction du niveau d'études des parents). Enfin, la dernière partie évalue l'impact relatif des comportements individuels, du milieu parental et des variables des politiques des établissements d'enseignement, comme les ressources, les pratiques d'enseignement ou la sélection, entre autres, sur les résultats scolaires.

5.1. Dans quelle mesure les parents influencent-ils l'état de santé de leurs enfants et leurs comportements dans ce domaine ?

La présente section se concentre sur l'impact des premières expériences de l'enfant sur la mobilité intergénérationnelle, et notamment sur l'influence des parents sur la santé des jeunes enfants. Elle examine ensuite le lien entre la santé pendant la petite enfance et les résultats ultérieurs, puis l'ampleur de la reproduction de l'état de santé et des comportements en matière de santé des parents chez les enfants. Bien que les inégalités en matière de santé soient une source de préoccupation croissante, les données relatives à la transmission intergénérationnelle de la santé sont encore rares. Des données récentes montrent que la période prénatale et la petite enfance contribuent grandement à façonner les capacités qui affectent les individus tout au long de leur vie, et donnent à penser que les inégalités commencent dès la grossesse (Heckman, 2007 ; Aizer et Currie, 2014). Selon Currie (2009), il existe des preuves concluantes que la santé des enfants est liée à la situation socioéconomique des parents. En outre, la santé est un mécanisme de transmission potentiellement important dans la corrélation intergénérationnelle du revenu et de l'éducation, parce que la santé pendant l'enfance est un déterminant à la fois du niveau d'études et de la santé à l'âge adulte, qui ont eux-mêmes un impact sur les possibilités d'emploi et les salaires des adultes².

5.1.1. Impact du milieu parental sur la santé des jeunes enfants

Les caractéristiques de santé, les comportements en matière de santé et la situation socioéconomique des parents influencent la santé des enfants avant même leur naissance. Tout d'abord, les parents transmettent leur propre capital santé à leurs enfants par voie biologique. Les mères issues de ménages défavorisés sont plus susceptibles d'avoir un impact négatif sur la santé de leurs enfants car elles sont en moins bonne santé du fait de leur plus grande exposition aux maladies contagieuses et de leur mauvaise alimentation. Ensuite, les comportements en matière de santé des parents pendant la grossesse (alimentation, tabagisme, consommation d'alcool, prise en charge prénatale,

exposition aux toxines) affectent les enfants par le biais de la « programmation fœtale ». Il s'agit du processus par lequel un stimulus se produisant durant une période critique du développement (in utero) a des effets durables ou à vie, qui peuvent rester latents de nombreuses années (Barker, 1995). Ces facteurs parentaux influencent les risques d'accouchement prématuré, de faible poids et de maladie chronique à la naissance, et le poids de naissance est lui-même lié aux résultats scolaires. Ensuite, les difficultés économiques de la famille peuvent contribuer à dégrader la santé physique et mentale des enfants. Les familles pauvres sont plus susceptibles de vivre à proximité de sources de pollution, en raison du coût inférieur du logement. Un lien a été établi entre l'exposition à des facteurs environnementaux néfastes, comme la pollution, la violence et le stress, et la mauvaise santé des nourrissons (voir Encadré 5.1). D'après une étude récente, la surface cérébrale des enfants issus de familles à bas revenu présente des différences avec celle des enfants issus de familles à haut revenu (Noble et al., 2015).

Les disparités en termes de santé à la naissance n'auraient qu'un impact limité si les parents étaient capables de les compenser par des investissements ; en réalité, ces disparités se renforcent souvent après la naissance. Une situation familiale difficile compromet la capacité à fournir une alimentation correcte, à respecter le calendrier vaccinal et à accéder à des soins de santé adaptés aux enfants, alors que les parents plus aisés continuent d'investir dans la santé de leurs enfants. En outre, les expériences à l'origine d'un stress chronique et les comportements liés à la santé ont également un impact sur la transmission des maladies non contagieuses. Le milieu parental influence les comportements en matière de santé, les parents plus instruits étant plus susceptibles d'avoir une influence positive sur leurs enfants en évitant les comportements néfastes pour la santé comme le tabagisme et la consommation d'alcool (Cutler et Lleras-Muney, 2010 ; Sassi, 2015). Les parents ont également un impact indirect sur les comportements en matière de santé de leurs enfants lorsque leur mauvais état de santé se traduit par une réduction du nombre d'heures travaillées au sein du ménage et une baisse du revenu familial. En outre, des données issues de programmes de supplémentation alimentaire mettent en évidence que l'investissement prénatal et l'investissement postnatal peuvent être complémentaires, l'investissement postnatal risquant par exemple d'être moins efficace pour les enfants nés avec un poids inférieur à un certain seuil (Aizer et Currie, 2014). Dans le même temps, les enfants nés en mauvaise santé dans des familles plus instruites sont davantage capables de surmonter leurs problèmes de santé initiaux que les enfants nés dans des familles moins instruites. Les études examinant le lien entre la situation socioéconomique des mères et la santé de leurs enfants ont confirmé l'importance de l'éducation maternelle (Strauss et Thomas, 1998, pour les pays en développement ; Currie et Moretti, 2003, pour les États-Unis).

Encadré 5.1. Déterminants du poids de naissance

Le poids de naissance est influencé par divers facteurs, comme des facteurs environnementaux et les comportements en matière de santé pendant la grossesse. D'après plusieurs études examinant des expériences en situation réelle menées aux États-Unis et aux Pays-Bas, l'exposition in utero à la grippe ou à la famine a un impact négatif sur le poids de naissance et accroît les risques d'invalidité à l'âge adulte (Aizer et Currie, 2014 ; Scholte, van den Berg et Lindeboom, 2012). De même, certaines études ont observé un impact de l'exposition prénatale à la pollution. D'autres études ont mis en évidence l'impact du comportement maternel pendant la grossesse, notamment du tabagisme et de la consommation d'alcool, et de la prise en charge prénatale en termes de poids de naissance ou de naissance à terme, par le biais d'essais contrôlés randomisés ou de comparaisons au sein d'une même fratrie (Currie, 2009 ; Sassi, 2015). Aux États-Unis et au Royaume-Uni, il a également été constaté que le niveau d'études de la mère a un impact sur le poids de naissance (Currie et Moretti, 2003 ; Chevalier et O'Sullivan, 2007). Des études ont montré que l'extension de l'assurance maladie réduit fortement les risques de faible poids à la naissance et de mortalité infantile. Les résultats du Canada montrent l'importance de certains comportements maternels, comme le tabagisme pendant la grossesse et les modes de vie familiaux, mais ne confirme pas un effet indépendant de la situation socioéconomique, bien qu'elle puisse être corrélée à d'autres variables.

Tableau 5.1. Effets du milieu parental et effets prénataux sur la santé à la naissance au Canada

	Poids de naissance (en grammes)	
	Coefficient	Écart-type bootstrap
Sexe féminin	-0.121***	(0.010)
Âge de la mère à la naissance		
Moins de 20 ans	-0.017	(0.024)
20-24 ans	-0.015	(0.012)
Plus de 35 ans	-0.014	(0.014)
Parité (ordre de naissance)		
Premier enfant	-0.144***	(0.011)
Troisième enfant et au-delà	0.030	(0.014)
Âge gestationnel (en semaine)	0.165***	(0.003)
Naissance multiple (jumeaux, triplés...)	-0.480***	(0.028)
Suivi prénatal	0.024	(0.016)
Complications pendant la grossesse	0.028**	(0.011)
Tabagisme de la mère pendant la grossesse	-0.185***	(0.013)
Consommation d'alcool par la mère pendant la grossesse	-0.005	(0.015)
Statut socioéconomique défavorisé	0.006	(0.014)
Famille biparentale	0.111**	(0.048)
Mère salariée	0.014	(0.009)
Résidence dans une zone rurale	-0.007	(0.011)
Constante	-2.849***	(0.125)
Taille de l'échantillon	41,158	
R au carré	0.414	
Variables indicatrices : race/origine ethnique	Oui	
Variables indicatrices : province	Oui	
Variables indicatrices : cohorte de naissance	Oui	

Note : estimation par la méthode MCO à partir de données regroupées en utilisant des poids d'échantillonnage et des poids bootstrap de l'ENLEJ fournis par Statistique Canada. ***, **, * : statistiquement significatif aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

Source : estimations de l'OCDE fondées sur les cycles 5 à 8 de l'ENLEJ.

Des chercheurs avaient déjà étudié les effets d'une mauvaise alimentation (Lumey, 1998), de la pollution (Currie et Walker, 2011) et des infections (Schwandt, 2014) sur l'issue des grossesses. L'exposition in utero à la grippe est liée à une dégradation de la santé des nouveau-nés et des résultats à long terme. Lorsqu'elles donnent naissance à leurs propres enfants, les mères très exposées aux maladies au moment de leur naissance ont plus de risques que les autres femmes d'accoucher d'un enfant de faible poids et de souffrir de diabète (Smeeding, 2015). Des études quasi-expérimentales de catastrophes naturelles (Glyn et al., 2001 ; Torche, 2011), d'actes inattendus de violence extrême (Eskenazi et al., 2007 ; Mansour et Rees, 2012) ou d'événements tragiques comme la perte d'un parent (Black et al., 2014 ; Persson et Rossin-Slater, 2014) ont montré qu'il existe un lien de cause à effet entre le stress psychologique et le poids de naissance.

Une série d'études a mis en évidence l'importance des corrélations intergénérationnelles en matière de poids de naissance (Black et al., 2005; Currie et Moretti, 2007 ; Currie, 2011) – une mesure anthropométrique de la santé moins exposée aux erreurs de mesure et au biais de souvenir que les mesures autodéclarées. Emanuel et al. (1992), en s'appuyant sur la *British Birth Cohort Study* de 1958, ont observé une corrélation positive entre le poids de naissance des nourrissons et celui de leurs parents. Conley et Bennett (2000) utilisent des données de panel des États-Unis (PSID) et appliquent des effets fixes au niveau des grand-mères afin de prendre en compte des facteurs familiaux non observables pour estimer l'héritabilité du poids de naissance. Ils observent qu'un enfant dont la mère est née avec un faible poids a 6.6 fois plus de risques d'avoir un faible poids à la naissance qu'un enfant dont la mère n'est pas née avec un faible poids. Currie et Moretti (2007) tentent de répondre à la même question sur la base d'actes de naissance californiens, et mettent en évidence une forte corrélation intergénérationnelle de la santé, à savoir que les femmes nées avec un faible poids ont plus de risques de donner naissance à des enfants de faible poids, un effet plus marqué si ces femmes vivent dans un quartier pauvre. De fait, les enfants ne sont pas seulement affectés par l'état de santé actuel de la mère, mais plutôt par sa santé à long terme, caractérisée par son faible poids de naissance, qui accroît le risque que ses enfants naissent eux-mêmes avec un faible poids (Currie et Moretti, 2007). Currie et Moretti (2007) estiment une corrélation intergénérationnelle moyenne de 0.17, ce qui signifie qu'une hausse de 100 g du poids de naissance d'une mère est associée à une hausse de 17 g du poids de naissance de ses enfants. D'après les estimations de Black, Devereux et Salvanes (2005), qui tentent de quantifier l'impact de la santé à la naissance sur les résultats à l'âge adulte, une hausse de 7.5 % du poids de naissance d'une personne se traduirait par une hausse de 1.1 % du poids de naissance de ses enfants en Norvège.

5.1.1.1. Données des enquêtes de santé

La situation socioéconomique, le mode de vie et les comportements en matière de santé des parents³ permettent de prédire les problèmes de santé des enfants. Le Tableau 5.2 montre dans quelle mesure, dans 13 pays européens de l'OCDE et au Canada, un environnement socioéconomique favorable et un comportement positif des parents en matière de santé sont associés à une meilleure santé pendant l'enfance, alors que la malnutrition est particulièrement préjudiciable. La santé pendant l'enfance est mesurée par plusieurs questions relatives à l'état de santé des répondants vers l'âge de 10 ans⁴.

La propriété du logement à la naissance, en particulier, est corrélée positivement à un bon ou un très bon état de santé déclaré, et à un plus faible risque de maladie chronique (sauf au Canada), d'absentéisme scolaire pour raisons de santé, et d'hospitalisation.

L'absence du père est associée à une moins bonne santé perçue, et en Europe à un risque plus élevé d'affections chroniques et d'hospitalisation. Au Canada, l'emploi du père est associé négativement à une mauvaise santé pendant l'enfance.

En outre, l'analyse des pays européens donne des résultats conformes aux publications précédentes relatives à l'impact de la faim (Angelini et Mierau, 2012), qui est une bonne variable explicative de la mauvaise santé durant l'enfance. Alors que la malnutrition a un

impact sur la santé immédiate, le fait d'avoir déjà souffert de la faim affecte également l'état de santé perçue et les hospitalisations.

Enfin, les comportements en matière de santé des parents, comme une consommation excessive d'alcool, pèsent sur l'ensemble des variables de santé dans les pays européens. D'autre part, un suivi médical régulier est associé à un moindre risque de problèmes de santé.

**Tableau 5.2. Impact du milieu parental et socioéconomique sur la santé des enfants :
Moyenne des pays européens**

		Mauvaise santé	Maladie chronique	Absentéisme scolaire	Hospitalisation
Sexe féminin		0.016***	0.030***	0.009**	-0.003
Âge de la mère à la naissance	30-39 ans	-0.002	0.007	0.016**	0.009
	40-49 ans	0.000	0.016**	0.031***	0.014**
	Plus de 49 ans	-0.004	0.023***	0.030***	0.023***
Situation socioéconomique des parents	Propriété du logement à la naissance	-0.016***	-0.024***	-0.013***	-0.009**
	Résidence dans une zone rurale à la naissance	-0.009**	-0.007	-0.023***	-0.012***
	Nombre de pièces du logement à l'âge de 10 ans	-0.001	-0.004	-0.007	-0.012***
	Profession du père	-0.003	-0.005	0.007	0.010**
Absence des parents	Père	0.027***	0.018**	0.009	0.017***
	Mère	-0.011	0.015	0.011	0.002
Faim	Entre 0 et 2 ans	0.050**	0.036	-0.002	0.022
	Entre 3 et 9 ans	0.098***	0.039***	0.040***	0.000
Comportements en matière de santé des parents	Consommation excessive d'alcool	0.038***	0.044***	0.024***	0.028***
	Administration de tous les vaccins	0.007	-0.003	0.012	0.009
	Suivi médical régulier	-0.001	-0.037***	-0.038***	-0.014*
Constante		0.068***	0.069***	0.109***	0.058***
Taille de l'échantillon		21 940	21 940	21 890	21 922
R au carré		0.016	0.014	0.020	0.014

Tableau 5.3. Impact du milieu parental et socioéconomique sur la santé des enfants : Canada

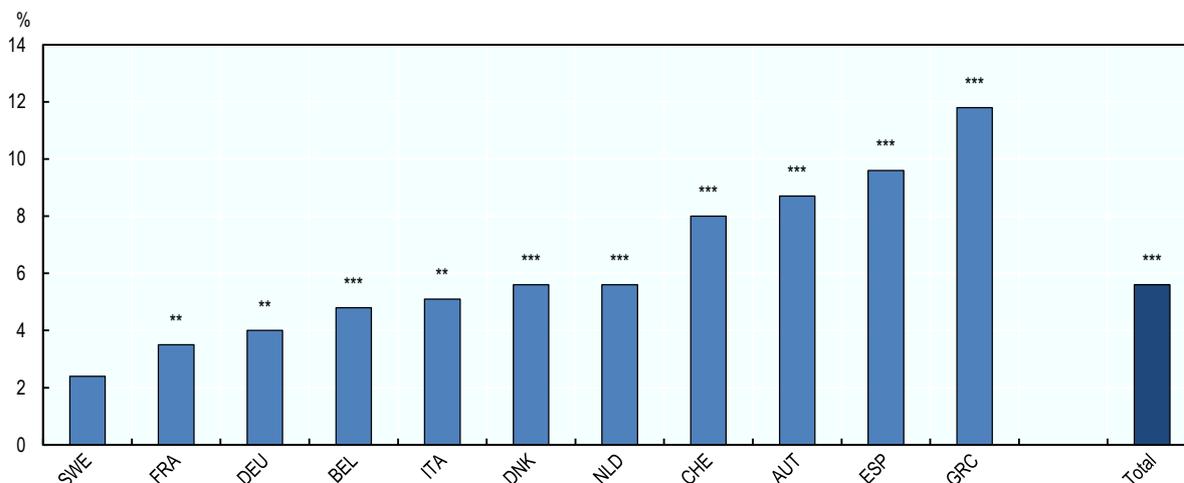
		Mauvaise santé	Maladie chronique	Absentéisme scolaire
Sexe féminin		-0.002	-0,047***	-0.001
Immigré		0.004	-0.026 ***	0,003
Situation socioéconomique des parents	Propriété du logement à la naissance	-0.010 ***	-0.008	-0,011 ***
	Résidence dans une zone rurale à la naissance	-0.004 **	-0.032 ***	-0.004
	Nombre de pièces du logement à l'âge de 10 ans	0.000	0.001	0,000
	Au moins 25 livres à la maison	-0.003	0.016***	0,000
	Père occupant un emploi	-0.016 **	-0.038*	-0,028 ***
Absence des parents	Père	0.001	-0.027 *	-0,018 **
	Mère	-0.023***	-0.042	-0,013
Niveau d'études de la mère	Faible	0.002	-0.039	-0.010
	Moyen	0.013 *	-0.001	0,005
Niveau d'études du père	Faible	0.009	0.018	0,014
	Moyen	-0.016 **	-0.019	-0.014
Comportements en matière de santé des parents	Consommation excessive d'alcool	-0.003	-0.002	-0,008 *
Constante		0.039 ***	0.358 ***	0,056 ***
Taille de l'échantillon		69 978	69 978	46 747

R au carré	0.005	0.030	0.009
Variables : race/origine ethnique	Oui	Oui	Oui
Variables : province	Oui	Oui	Oui
Variables : cohorte de naissance	Oui	Oui	Oui

Note : les résultats indiquent les risques de mauvaise santé perçue à l'âge de 10 ans, de maladie chronique à l'âge de 10 ans, l'absentéisme scolaire pendant un mois pour des raisons de santé ou l'hospitalisation à l'âge de 10 ans). Estimation à partir de données regroupées en utilisant des poids d'échantillonnage et des poids bootstrap de l'ENLEJ, fournis par Statistique Canada

Source : estimations fondées sur l'enquête SHARELIFE (2008/9) pour 13 pays (Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, France, Italie, Grèce, Pays-Bas, Pologne, République tchèque, Suède et Suisse) ; pour le Canada, cycles 5 à 8 de l'ENLEJ et enfants âgés de 0 à 15 ans (4 à 15 ans pour la dernière colonne), selon les données fournies par Statistique Canada.

La bonne santé durant la petite enfance a un impact durable sur la santé à l'âge adulte. D'après Case et Paxson (2008), la santé prénatale et infantile semble avoir des effets directs sur la santé et la situation économique à un âge moyen : en tenant compte du niveau d'études, de la situation socioéconomique et de la santé au début de l'âge adulte, ils observent que les marqueurs de la santé prénatale et infantile sont de bonnes variables explicatives de l'état de santé et de la situation économique à l'âge de 42 ans. En outre, une mauvaise santé durant l'enfance freine la réussite économique plus tard au cours de la vie, parce que les enfants qui ont des problèmes de santé sont généralement moins instruits que les autres : ils peuvent présenter de plus grandes difficultés d'apprentissage et quitter l'école plus tôt. Une analyse portant sur 11 pays de l'OCDE montre que le fait de souffrir d'une maladie chronique durant l'enfance augmente de risque de déclarer des problèmes de santé à l'âge adulte dans tous les pays (sauf en Suède), même après la prise en compte des caractéristiques sociodémographiques comme l'éducation, la situation professionnelle, le statut marital, l'âge et le quintile de richesse (Graphique 5.1). Le coefficient le plus élevé d'impact de la santé pendant la petite enfance est enregistré dans certains pays d'Europe du Sud, comme la Grèce et l'Espagne, et il est plus faible en France. La santé infantile a plus d'impact que certaines autres variables sociodémographiques et du marché du travail à l'âge adulte, mais joue un rôle moins important qu'un faible niveau d'instruction. En outre, le fait d'avoir plus de 75 ans augmente le risque d'être en mauvaise santé dans l'ensemble des pays étudiés.

Graphique 5.1. Impact de la santé durant la petite enfance sur l'état de santé perçu à l'âge adulte

Note : les résultats indiquent la probabilité de se percevoir en mauvaise ou en moyenne santé à l'âge adulte, selon que les individus ont déclaré souffrir d'une affection chronique à l'âge de 10 ans. Les affections chroniques incluent le diabète ou l'hyperglycémie, les troubles cardiaques, les maux de tête ou migraines sévères, les crises d'épilepsie, les troubles émotionnels, nerveux ou psychiatriques, les affections néoplasiques et d'autres pathologies graves. Les estimations sont tirées d'un modèle de probabilité limitée. Pour plus de détails, voir le Tableau d'annexe 5.A.1. ***, **, * : statistiquement significatif aux seuils de 1 % et 5 %, respectivement.

Source : estimations de l'OCDE fondées sur l'enquête SHARELIFE (2008/9).

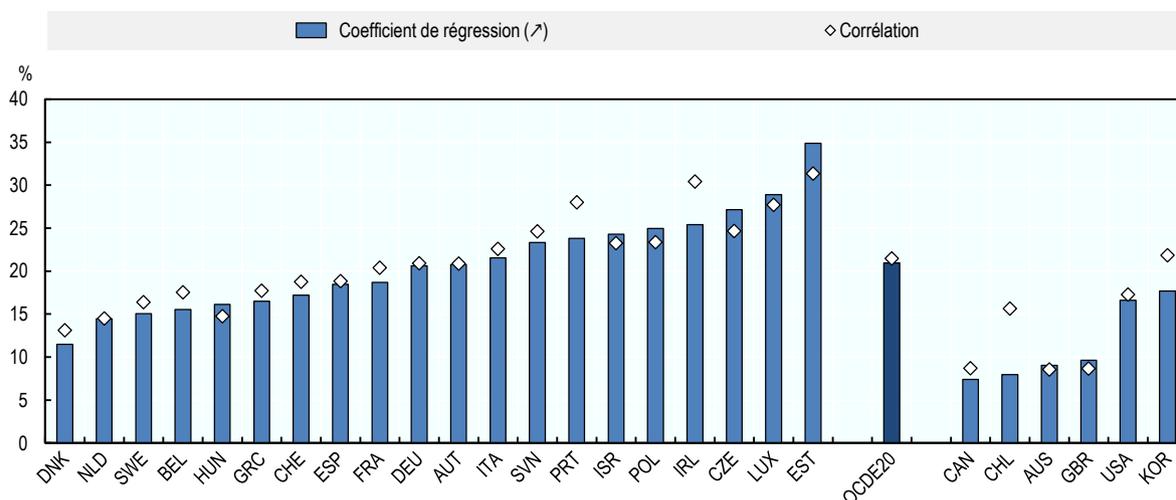
StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970948>

5.1.2. Mobilité intergénérationnelle de l'état de santé des adultes

Le Graphique 5.2 présente la reproduction intergénérationnelle de la santé à l'aide de coefficients de régression de l'état de santé perçu des parents et des enfants dans 26 pays de l'OCDE, sur la base de la dernière année disponible (voir Encadré 5.1 pour l'estimation détaillée). Les données étant insuffisantes, rares sont les études à avoir examiné l'ampleur de la mobilité intergénérationnelle de la santé : la plupart des enquêtes qui recueillent des informations sur la santé des enfants ne disposent pas d'informations sur la santé des parents. L'état de santé perçu est mesuré par une variable comprise entre 1 et 5, où 1 correspond à un excellent état de santé et 5 à un mauvais état de santé (le score moyen est de 3), et il est évalué par les répondants, qui évaluent également l'état de santé de leurs parents. Si la mobilité était parfaite, la corrélation entre l'état de santé des parents et celui des enfants serait égale à zéro, alors que 1 indiquerait une absence totale de mobilité. L'état de santé des parents a un impact limité sur la santé des enfants dans l'ensemble des pays ; la corrélation entre l'état de santé perçu des parents et celui des enfants s'échelonne de 0.11 au Danemark à 0.35 en Estonie, ce qui signifie que la mobilité de l'état de santé est très importante d'une génération à l'autre, par rapport aux indicateurs de reproduction des salaires entre les générations, par exemple. Les pays nordiques enregistrent le niveau le plus élevé de mobilité intergénérationnelle de l'état de santé au sein de l'échantillon, alors que les pays méditerranéens, l'Allemagne et l'Autriche se situent à un niveau intermédiaire, et l'Irlande, la République tchèque et l'Estonie enregistrent la plus faible mobilité. Pour ce qui est des pays dont les estimations

concernent une autre tranche d'âge (voir note du Graphique 5.2), le Canada enregistre un degré plus élevé de mobilité de l'état de santé, alors que la Corée enregistre un niveau inférieur.

Graphique 5.2. Corrélation entre l'état de santé perçu des parents et des enfants



Note : dans les pays européens, à l'exception du Royaume-Uni, les estimations concernent les adultes de plus de 45 ans. Pour l'Australie, la Corée, les États-Unis et le Royaume-Uni, les résultats se rapportent aux individus âgés de 16 ans ou plus, et ne sont donc pas strictement comparables avec ceux des autres pays. De même, les estimations du Canada concernent les jeunes âgés de 18 à 25 ans. Pour le Chili, les calculs sont effectués pour les parents cohabitant avec leurs enfants, et à partir d'une mesure autoévaluée sur une échelle de sept points au lieu de cinq comme dans les autres pays. Les comparaisons doivent donc être effectuées avec circonspection. Les estimations se rapportent à une régression sur l'état de santé perçu des enfants en tant que fonction de l'état de santé perçu des parents, sans variables supplémentaires. La corrélation est le coefficient de régression de la régression multiplié par l'écart-type de la mesure de la santé des parents, puis divisé par l'écart-type de la mesure de la santé des enfants.

Source : estimations de l'OCDE fondées sur l'enquête SHARE pour les pays européens, à l'exception du Royaume-Uni ; pour l'Australie, la Corée, les États-Unis et le Royaume-Uni, les résultats sont fondés sur le CNEF ; pour le Canada, les estimations sont fondées sur les cycles 1 à 8 de l'ENLEJ ; pour le Chili, les estimations sont fondées sur l'enquête CASEN de 2015.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933970967>

Quelle influence la santé des parents a-t-elle sur l'état de santé perçu par rapport à d'autres déterminants ? Les individus ont 8 % de risques en plus d'être en mauvaise santé si l'un de leurs parents est en mauvaise ou moyenne santé, 8.5 % si la mère est décédée et 6 % si le père est décédé (voir Tableau 5.3, colonne 1). À titre de comparaison, un âge supérieur à 70 ans accroît les risques de mauvaise santé de 10 % (pour les 70-74 ans), et un âge supérieur à 80 ans les accroît de 28 %. Une fois le niveau d'études des parents et les variables démographiques des enfants prises en compte (colonne 2), la mauvaise santé des parents accroît encore le risque d'être soi-même en mauvaise santé de 7 %, et de 6 % si des variables socioéconomiques supplémentaires sont prises en compte (colonne 3). La mauvaise santé des parents est une variable explicative de la mauvaise santé plus importante que le divorce ou le veuvage, mais légèrement moins importante que l'appartenance au quintile le plus pauvre ou le fait de n'avoir aucune instruction.

Tableau 5.4. Déterminants des risques de mauvaise santé

		Risques de mauvaise santé perçue		
		Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Mauvaise santé des parents		0.077***	0.070***	0.061***
Événements de la vie	Mère décédée	0.085***	0.081***	0.061***
	Père décédé	0.059***	0.053***	0.037***
Niveau d'études de la mère	Faible		0.020***	-0.003
	Moyen		0.009	0.017
Niveau d'études du père	Faible		0.048***	0.014**
	Moyen		-0.033***	-0.012
Sexe féminin			0.044***	0.026***
Immigré			0.057***	0.034***
Statut marital	Jamais marié		0.053***	0.018**
	Divorcé		0.051***	0.016**
	Veuf		0.034***	0.011
Quintile de richesse	Premier quintile			0.077***
	Deuxième quintile			0.023***
	Quatrième quintile			-0.027***
	Cinquième quintile			-0.043***
Éducation (CITE-97)	CITE 0			0.169***
	CITE 1			0.088***
	CITE 2			0.027***
	CITE 4			-0.029***
	CITE 5			-0.041***
	CITE 6			-0.032
Situation au regard de l'emploi	Salarié			-0.076***
	Chômeur			0.024*
	Affection de longue durée/invalidité			0.412***
Groupe d'âge	60-64 ans	0.022***	0.021***	-0.001
	65-69 ans	0.042***	0.035***	0.008
	70-74 ans	0.108***	0.091***	0.054***
	75-79 ans	0.178***	0.149***	0.099***
	Plus de 80 ans	0.277***	0.238***	0.175***
Constante		0.104***	-0.006	0.118***
Taille de l'échantillon		104,482	75,497	74,900
R au carré		0.090	0.093	0.150

Note : les estimations sont des coefficients fondés sur un modèle de probabilité limitée pour la mauvaise santé évaluée pour un groupe d'années et 11 pays européens (Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, France, Grèce, Italie, Pays-Bas, Suède et Suisse). ***, **, * : statistiquement significatif aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

Source : estimations de l'OCDE fondées sur les vagues 1 à 5 de l'enquête SHARE.

La probabilité d'être en mauvaise ou moyenne santé si l'un des parents est en mauvaise santé est divisée par deux une fois l'hétérogénéité individuelle prise en compte, mais demeure importante (Graphique 5.3). Les enquêtes qui suivent les individus dans le temps, comme l'enquête SHARE, permettent de déterminer si la corrélation entre la santé des parents et celle des enfants est imputable à l'hétérogénéité individuelle non observable corrélée à la fois à la santé des parents et à celle des enfants (comme les

caractéristiques génétiques communes avec le parent), ainsi qu'à la causalité inverse (si la santé des parents affecte celle des enfants ou l'inverse). En outre, le biais d'autodéclaration qui survient lorsque les informations de santé relatives aux parents et aux enfants sont déclarées par la même personne (les déclarations des parents relatives à la santé de leurs enfants peuvent être influencées par leur propre état de santé et inversement) peut fausser les estimations de la corrélation intergénérationnelle de la santé fondées sur des indicateurs de santé autodéclarés. Par exemple, une étude menée en Australie a mis en évidence qu'une fois prise en compte l'endogénéité potentielle de la santé mentale maternelle, la santé maternelle n'a aucun impact sur la santé des enfants (Le et Nguyen, 2015). Une fois prise en compte l'hétérogénéité non observée, pour 11 pays de l'OCDE en moyenne, les risques de mauvaise santé augmentent de 3 % si l'un des parents est également en mauvaise ou moyenne santé, contre 6 % pour les hommes ou 7 % pour les femmes si l'hétérogénéité non observée n'est pas prise en compte. Le veuvage, d'autre part, est associé à une hausse de 4.5 % du risque de mauvaise santé pour les femmes, l'impact n'étant pas significatif pour les hommes. Le vieillissement demeure la principale variable explicative de la mauvaise santé.

Les études ont également mis en évidence une hausse du risque de souffrir de certaines pathologies si les parents en sont également atteints. Kim et al. (2015) rapportent des corrélations entre la santé (mesurée par l'état de santé général ou les AVQ) des parents indonésiens et celle de leurs premiers-nés adultes. Ils observent que ces corrélations de santé persistent même après la prise en compte de la situation socioéconomique des répondants, et qu'elles sont plus élevées dans les régions plus pauvres, ce qui montre l'importance des politiques de santé dans les régions moins développées. Thompson (2014) estime la corrélation des mêmes affections chroniques spécifiques entre les parents et leurs jeunes enfants, adoptés ou non. Dans le cas des affections chroniques comme l'asthme, les migraines sévères, le diabète et la rhinite allergique, on observe que les enfants dont l'un des parents présente un problème de santé ont au moins deux fois plus de risques de souffrir de la même affection (Thompson, 2014). Pour ces affections chroniques, l'ampleur de la transmission génétique s'avère modeste, ne représentant qu'environ 20 à 30 % des corrélations intergénérationnelles de référence. Il a également été démontré que la santé mentale est corrélée d'une génération à l'autre : au Royaume-Uni, la corrélation intergénérationnelle de la santé mentale est d'environ 0.2, et les risques de se sentir déprimé sont supérieurs de 63 % chez les enfants dont les mères ont déclaré les mêmes symptômes 20 ans auparavant (Johnston et al., 2013).

Le Graphique 5.4 montre que l'impact de l'état de santé perçu et de la mortalité d'un parent sur les risques de maladie chronique, d'obésité ou de restriction des activités de la vie quotidienne (AVQ) dans les pays européens est faible par rapport à celui d'autres variables démographiques et comportementales⁵. La sédentarité et le vieillissement affectent considérablement la santé. Toutefois, les risques de présenter plus de deux affections chroniques si l'un des parents est en mauvaise santé augmentent également de 4 % pour les hommes et de 5 % pour les femmes. Dans le même temps, l'état de santé perçu d'un parent n'a pas d'effet significatif sur le risque de souffrir d'obésité et de perdre la capacité d'accomplir plus d'une AVQ chez les hommes, et augmente ce risque de 2 et 1 % respectivement chez les femmes.

Encadré 5.2. Spécification empirique de la transmission intergénérationnelle des inégalités en matière de santé

La santé est un paramètre multidimensionnel difficile à représenter avec un indicateur unique, et il est encore plus difficile de définir un indicateur valable à la fois pour les personnes âgées et les jeunes adultes. L'état de santé perçu est utilisé comme variable représentative de l'état de santé général des parents et des enfants (d'autres indicateurs sont utilisés pour un ensemble restreint de pays).

La variable dépendante est ramenée à un indicateur binaire de mauvaise santé, une variable indicatrice de mauvaise santé si l'individu déclare être en « moyenne » ou « mauvaise santé » lors de l'enquête (l'analyse de sensibilité a été réalisée uniquement sur la base de la « mauvaise santé »). Un modèle de probabilité linéaire est utilisé et estimé en regroupant les quatre vagues de l'enquête SHARE :

$$H_{ijt}^{enfant} = \alpha + \beta_1 X^{parents} + \beta_2 H_{ijt}^{parents} + \beta_3 Age + \beta_4 Z_{ijt}^{enfant} + u_i + \epsilon_{ijt}$$

où H représente la mauvaise santé et X inclut des variables parentales, comme la question de savoir si les parents sont déjà décédés et leur niveau d'instruction pour l'individu i , le pays j et la période t . Z représente deux variables individuelles supplémentaires. Le coefficient de régression correspond au coefficient β_2 . À titre de comparaison, la corrélation entre la santé des parents et celle des enfants est également calculée comme suit :

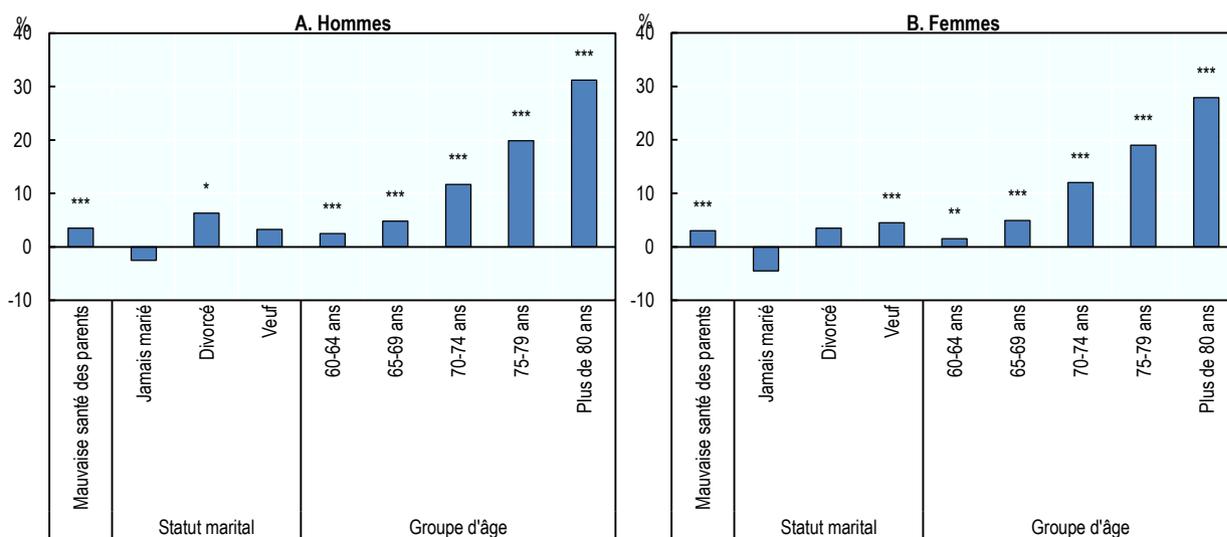
$$Corr(Santé^{parents}, Santé^{enfant}) = \hat{\beta} \frac{SD(Santé^{parents})}{SD(Santé^{enfant})}$$

où SD est l'écart type pour l'individu i dans le pays j . La principale réserve que l'on peut émettre concernant le recours à l'état de santé perçu est que l'interprétation de cet item varie au niveau individuel, en fonction du référent utilisé par le répondant. L'état de santé perçu risque de pâtir d'un biais de déclaration, notamment dans une étude internationale, en raison de discordances dues aux normes culturelles, au statut social individuel et aux antécédents médicaux, ainsi qu'aux différences d'évaluation d'une pathologie clinique donnée. Par conséquent, des individus affichant le même état de santé selon des critères objectifs peuvent livrer des autoévaluations très différentes. En particulier, selon les travaux déjà publiés, les femmes et les pauvres sont plus susceptibles de se déclarer en mauvaise santé que les hommes et les personnes à haut revenu (Hernandez-Quevedo et al., 2004) et la population des États-Unis se déclare généralement en meilleure santé (Banks et Smith, 2012), mais l'ampleur du biais de déclaration dans les mesures des disparités en matière de santé n'est pas énorme (Bago d'Uva et al., 2011). L'estimation prend donc en compte les variables suivantes : sexe, naissance à l'étranger ou dans le pays, statut marital, niveau d'études, situation professionnelle, quintile de richesse, et variables indicatrices par tranche d'âge (intervalles de cinq ans sauf pour les personnes âgées de moins de 60 ans ou de plus de 80 ans), ainsi que le niveau d'études des parents. L'état de santé se dégrade naturellement au cours de la vie, et il est important d'inclure des variables d'âge. β représente l'effet marginal associé à chaque variable.

En outre, l'impact de la santé des parents sur celle des enfants risque de pâtir d'un biais de sélection, la variable relative à la santé parentale étant disponible uniquement pour les personnes en vie. Seuls 9 % des pères et 23 % des mères sont encore en vie, 15 % des pères en vie se déclarant en mauvaise santé, contre 16.5 % des mères. Une variable indicatrice visant à tenir compte du fait que les parents sont en vie est incluse pour corriger ce biais.

Dans le même temps, l'état de santé perçu est une mesure subjective influencée par des effets fixes individuels immuables dans le temps, comme la génétique. L'estimation des données de panel est donc réalisée à l'aide d'un modèle à effets fixes tenant compte des caractéristiques individuelles non observables immuables dans le temps (u_i). Cela doit en principe produire des estimations plus précises qu'une simple régression, qui ne tient pas compte de l'hétérogénéité individuelle. Toutefois, les facteurs individuels non observés variables dans le temps pourraient être corrélés à la fois à la santé mentale maternelle et à la santé des enfants, ce qui biaiserait les estimations.

Graphique 5.3. Risques de mauvaise santé, en tenant compte des effets fixes individuels

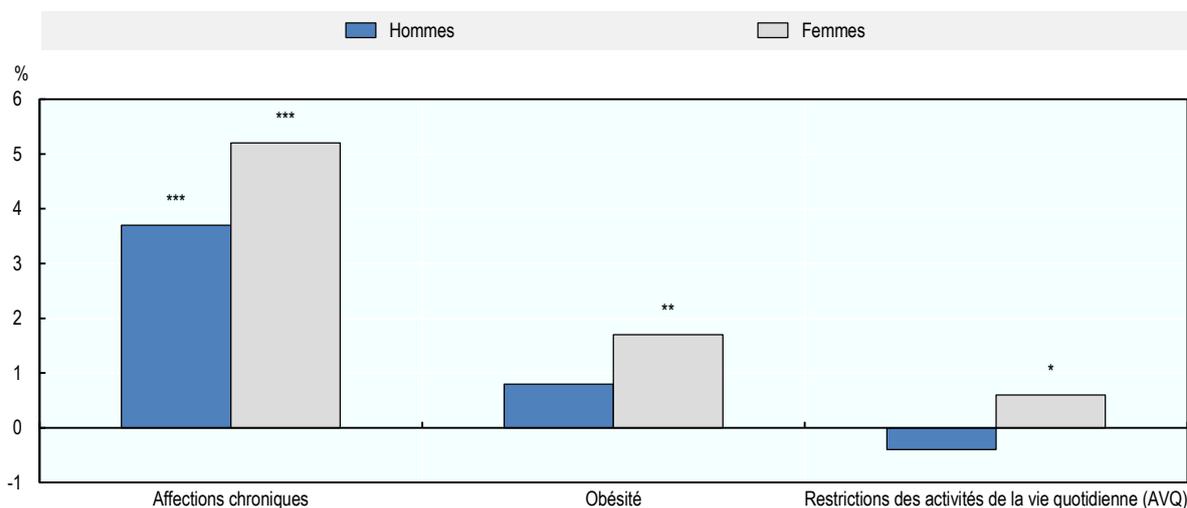


Note : estimations fondées sur un modèle de probabilité limitée pour la mauvaise santé évaluée, et un modèle sur données de panel utilisant les effets fixes individuels, tous deux faisant la distinction entre hommes et femmes et portant sur 11 pays européens (Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, France, Grèce, Italie, Pays-Bas, Suède et Suisse). Pour plus de détails, voir le Tableau d'annexe 5.A.2. ***, **, * : statistiquement significatif aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

Source : estimations de l'OCDE fondées sur les vagues 1 à 5 de l'enquête SHARE.

StatLink <https://doi.org/10.1787/888933970986>

Graphique 5.4. Impact de la santé parentale sur les autres mesures de la santé



Note : les estimations sont des coefficients fondés sur un modèle de probabilité limitée pour un groupe d'années et 11 pays (Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, France, Grèce, Italie, Pays-Bas, Suède et Suisse). Pour plus de détails, voir le Tableau d'annexe 5.A.3. ***, **, * : statistiquement significatif aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

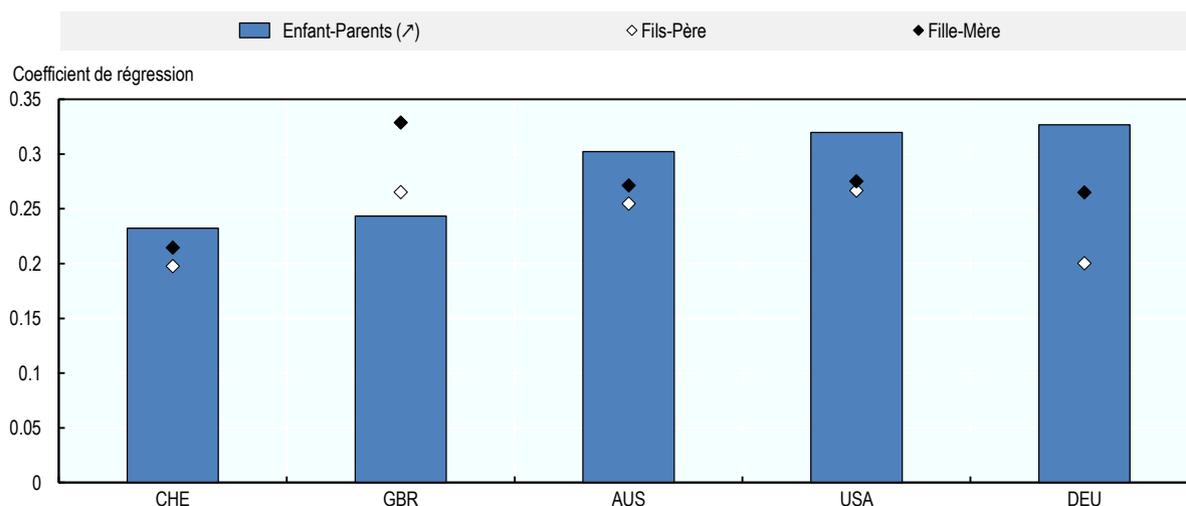
Source : estimations de l'OCDE fondées sur les vagues 1 à 5 de l'enquête SHARE.

StatLink <https://doi.org/10.1787/888933971005>

5.1.3. Comportement lié à la santé d'une génération à l'autre

D'aucuns avancent que l'obésité est l'affection liée au mode de vie la plus fortement influencée par l'héritage génétique (Cutler et al., 2003). Plusieurs études ont mis en évidence l'importance de la composante génétique en comparant les enfants naturels et adoptés comptant deux, un ou aucun parent obèse, notamment les études de Sacerdote (2004) et Stunkard et al. (1981). Ces dernières ont montré que les enfants naturels ont beaucoup plus de risques de ressembler à leurs parents que les enfants adoptés en termes de poids corporel. Les études portant sur les jumeaux (voir par ex. Maes et al. (1997)) sont parvenues aux mêmes conclusions en comparant les corrélations des jumeaux monozygotes et celles des jumeaux dizygotes (et des autres frères et sœurs). L'analyse ci-dessous utilise l'indice de masse corporelle (IMC) pour comprendre comme l'épidémie croissante d'obésité se diffuse d'une génération à l'autre. Le Graphique 5.5 donne à penser que la reproduction de l'IMC entre les parents et les enfants est supérieure à la reproduction estimée de l'état de santé perçue évoquée plus haut, avec une corrélation entre l'IMC des parents et celui des enfants comprise entre 0.23 et 0.33⁶. Dans l'ensemble des pays, la corrélation entre mère et fille est généralement plus forte qu'entre père et fils.

Graphique 5.5. Corrélation entre l'indice de masse corporelle des parents et celui des enfants



Note : les estimations se rapportent au coefficient de régression de l'indice de masse corporelle des enfants en tant que fonction de l'indice de masse corporelle des parents, sans variables supplémentaires.

Source : estimations de l'OCDE s'appuyant sur le CNEF, fondé sur les enquêtes HILDA pour l'Australie, GSOEP pour l'Allemagne, SHP pour la Suisse, BHPS pour le Royaume-Uni et PSID pour les États-Unis.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933971024>

Au-delà de l'influence génétique des parents, les choix de mode de vie conduisant au surpoids et à l'obésité, notamment ceux en rapport avec l'alimentation et l'activité physique, sont généralement partagés par les membres d'une même famille. De précédents travaux de l'OCDE ont montré que jusqu'à 50 % de la variation globale des comportements liés à la santé, comme la consommation de fruits et de légumes et l'activité physique, peut être déterminée par les différences entre les ménages, une part qui passe à environ un tiers lorsqu'il s'agit de la consommation de matières grasses. Ces résultats confirment donc que des facteurs génétiques et environnementaux contribuent à expliquer la prévalence du surpoids et de l'obésité au sein des ménages. Des

environnements obésogènes semblent avoir encouragé les individus, notamment ceux qui sont culturellement et socialement vulnérables, à adopter des modes de vie moins sains, et ceux génétiquement prédisposés se sont généralement retrouvés en surpoids ou obèses (Sassi et al., 2009).

Les modes de vie particuliers des enfants sont fortement influencés par le comportement de leurs parents, et ces influences peuvent perdurer au cours de leur vie adulte, après qu'ils ont quitté le foyer parental (Liefbroer et Elzinga, 2012). En particulier, des études montrent que le tabagisme des parents et celui des enfants sont corrélés (Wickrama et al., 1999 ; Vandewater et al., 2014). En utilisant comme outils des indicateurs de classe sociale et de profession des grands-parents des adolescents, une étude menée au Royaume-Uni a montré qu'en matière de tabagisme, les filles semblent imiter leur mère, alors que les garçons semblent imiter leur père (Loureiro et al., 2006). Le tabagisme des parents, passé ou actuel, est une variable explicative plus importante du tabagisme des enfants que la déscolarisation (Bantle et Haisken-DeNew, 2002). L'influence observée du tabagisme parental sur les décisions des jeunes en la matière peut s'expliquer par le fait que les enfants prennent modèle sur leurs parents, qu'ils ont facilement accès au tabac au sein du foyer, ou que les mises en garde relatives aux dangers du tabagisme sont moins crédibles lorsqu'elles sont formulées par des parents fumeurs. Toutefois, elle pourrait également être due à d'autres facteurs familiaux non observés communs aux parents et à leurs enfants, comme des comportements vis-à-vis du risque, des taux de préférence temporelle, et en dernier lieu, des traits génétiques identiques. Certains travaux récents donnent à penser que les préférences temporelles jouent un rôle, puisque les fils et filles de mères fumeuses ont un horizon de planification plus court (Brown et van der Pol, 2014).

De même, des études médicales et psychologiques ont montré que la consommation d'alcool par les enfants est souvent corrélée positivement au niveau de consommation d'alcool des parents ou à leur comportement vis-à-vis de l'alcool, par ex. Ennett et Bauman (1991), et Yu (2003). Comme pour le tabac, certains auteurs observent que la transmission des habitudes de consommation d'alcool semble être plus efficace entre les parents et les enfants du même sexe (Yu et Perrine, 1997 ; Van Gundy, 2002). L'effet de la consommation quotidienne d'alcool par les parents – par rapport à des parents qui ne boivent pas – sur les habitudes ultérieures des enfants en la matière augmente considérablement dans tous les quantiles de la distribution de la consommation d'alcool (Schmidt et Taubman, 2010).

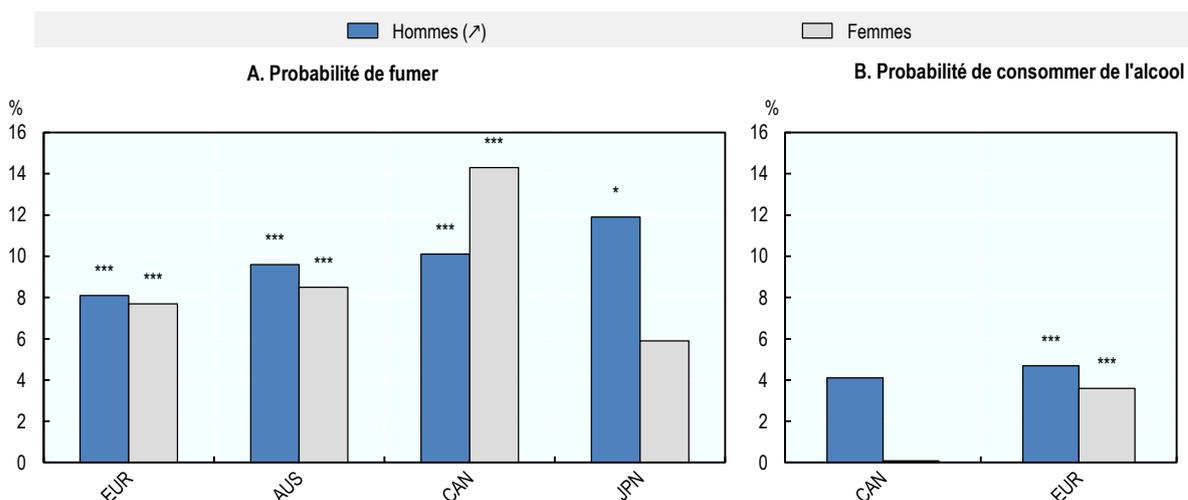
Des résultats similaires sont observés dans un certain nombre de pays de l'OCDE. Le Graphique 5.6 présente les probabilités en matière de consommation d'alcool ou de tabagisme⁷ sur la base de facteurs démographiques et de la consommation d'alcool ou de tabac par les parents lorsque leur enfant était âgé de 14 ans. Pour les adultes des pays européens, le risque de fumer est supérieur de 8 % pour les hommes et les femmes si l'un de leurs parents fumait lorsqu'ils étaient jeunes. Pour les hommes, il s'agit de la variable explicative la plus importante, qui accroît beaucoup plus la probabilité de fumer que le fait d'appartenir au quintile le plus pauvre. Pour les femmes, le tabagisme des parents a le même impact sur la hausse du risque de tabagisme que le fait d'être titulaire d'un diplôme de l'enseignement supérieur. En Australie et au Canada, le tabagisme des parents est également associé à un risque accru de tabagisme des enfants (bien que l'échantillon inclue des jeunes qui sont probablement plus influencés par leurs parents), et le risque est plus élevé pour les femmes au Canada, alors qu'il l'est davantage pour les hommes en Australie. Au Japon, le tabagisme des parents est corrélé à un risque accru de tabagisme chez les hommes, mais pas chez les femmes, bien que de précédentes études menées au

Japon aient mis en évidence un impact chez les hommes comme chez les femmes (Yamada, 2010 ; Osaki, 2005). Pour l'ensemble des pays, le fait d'avoir un niveau d'études inférieur à l'enseignement secondaire augmente le risque de tabagisme chez les femmes (pour les hommes en Europe et au Canada).

En ce qui concerne la consommation d'alcool, l'influence parentale est moindre que pour le tabagisme ou, dans le cas du Canada, non significative. Dans les pays européens, la consommation d'alcool par les parents pendant les années d'enfance est associée à une hausse de 5 % du risque que leurs fils boivent de l'alcool, et d'un peu moins de 4 % lorsqu'il s'agit de leurs filles. Le chômage est un autre facteur de risque important pour les hommes – mais pas pour les femmes – en Europe, et est associé à une hausse de 5.5 % du risque de consommer de l'alcool. Comme pour le tabagisme, l'enseignement supérieur accroît généralement le risque de consommer de l'alcool pour les femmes en Europe, mais dans une moindre mesure que le fait d'avoir des parents qui boivent.

Graphique 5.6. Corrélations intergénérationnelles des comportements de santé

Probabilité de fumer ou de boire lorsque les parents fumaient ou buvaient lorsque leur enfant était âgé de 14 ans



Note : « Europe » se rapporte à 11 pays : Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, France, Grèce, Italie, Pays-Bas, Suède et Suisse. Pour plus de détails, voir le Tableau d'annexe 5.A.4. ***, * : statistiquement significatif aux seuils de 1 % et 10 %, respectivement.

Source : estimations de l'OCDE fondées sur les vagues 1 à 5 de l'enquête SHARE pour les pays européens. Pour le Canada, estimations fondées sur les cycles 5 à 8 de l'ENLEJ et les enfants âgés de 0 à 15 ans. Pour l'Australie, estimations fondées sur les vagues 9 et 13 de l'enquête HILDA. Pour le Japon, estimations fondées sur les vagues 2009, 2011 et 2012 de l'enquête JHPS.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933971043>

5.2. Quel degré de mobilité intergénérationnelle existe-t-il en matière de formation dans les pays de l'OCDE ?

Cette partie décrit dans quelle mesure les parents qui ont un niveau d'études plus élevé ont des enfants qui sont eux-mêmes plus instruits, et comment la situation varie d'un pays à l'autre. L'écart qui existe en matière d'éducation entre l'élève le plus défavorisé et l'élève le moins défavorisé (en termes de milieu familial et de situation socio-

économique), mesuré par les résultats d'évaluation, peut équivaloir à plus de trois années de scolarité supplémentaire. Outre le milieu familial cependant, de nombreux autres facteurs jouent également sur les résultats, et ces facteurs sont très différents d'un pays à l'autre. D'où l'importance des politiques éducatives pour réduire les inégalités dans le domaine de l'éducation.

5.2.1. La mobilité absolue en matière de formation est relativement importante, mais elle se réduit au fil du temps

Le degré de mobilité intergénérationnelle en matière de formation est élevé lorsqu'on considère la mobilité absolue, c'est-à-dire lorsqu'on mesure le pourcentage d'adultes ayant un niveau d'études différent de celui de leurs parents. La mobilité absolue tient uniquement compte de la différence de niveau des adultes par rapport à leurs parents, sans considération pour le sens de l'évolution. Dans les différents pays, environ la moitié des adultes non scolarisés (25-64 ans) a un niveau de formation différent de celui des parents, la mobilité ascendante étant largement plus fréquente (39 %) que la mobilité descendante (11 %) (Graphique 5.7). C'est en Finlande et en Corée, où plus de 55 % des adultes non scolarisés ont fait de plus longues études que leurs parents, que les taux de mobilité intergénérationnelle ascendante absolue en matière de formation sont les plus élevés. Dans certains pays tels que l'Allemagne, l'Autriche, l'Espagne, les États-Unis, l'Italie, la Pologne, la République slovaque et la République tchèque, la mobilité absolue est moindre : plus de 50 % des adultes non scolarisés ont le même niveau d'instruction que leurs parents. En Allemagne, en Autriche, en Pologne, en République slovaque, en République tchèque et en Slovénie, la mobilité ascendante limitée peut s'expliquer par le fait que l'enseignement secondaire de deuxième cycle et l'enseignement post-secondaire non supérieur continuent de jouer un rôle relativement important et permettent d'acquérir des qualifications reconnues sur le marché du travail. La mobilité descendante s'observe davantage dans les pays nordiques, en Allemagne, en Estonie, en Autriche et aux États-Unis, avec un pourcentage de plus de 15 % d'adultes ayant un niveau d'études inférieur à celui de leurs parents.

Des travaux analogues menés dans les économies émergentes font ressortir des niveaux de mobilité absolue supérieurs à la moyenne de l'OCDE, à l'exception de l'Indonésie, lorsque sont pris en compte les mêmes trois niveaux d'études que pour les pays de l'OCDE. La mobilité absolue dans les économies émergentes est calculée en se fondant sur les mêmes définitions que pour les pays de l'OCDE et en s'appuyant sur les enquêtes IFLS pour l'Indonésie, NIDS pour l'Afrique du Sud et LIS pour la Chine et l'Inde. En Chine, 55 % des enfants ont un niveau de formation différent de celui de leurs parents, et près de 50 % connaissent une mobilité ascendante. En incluant l'évolution d'un niveau d'instruction nul à un niveau d'instruction primaire ou secondaire de premier cycle, on obtient des niveaux de mobilité intergénérationnelle absolue élevés en Afrique du Sud. En effet, 61 % des enfants connaissent une mobilité ascendante, contre moins de 5 % une mobilité descendante (Girdwood et Leibbrandt, 2009). La mobilité intergénérationnelle en matière de formation est plus faible en Indonésie, où 49 % des enfants ont le même niveau d'instruction que leurs parents et 42 % connaissent une mobilité ascendante.

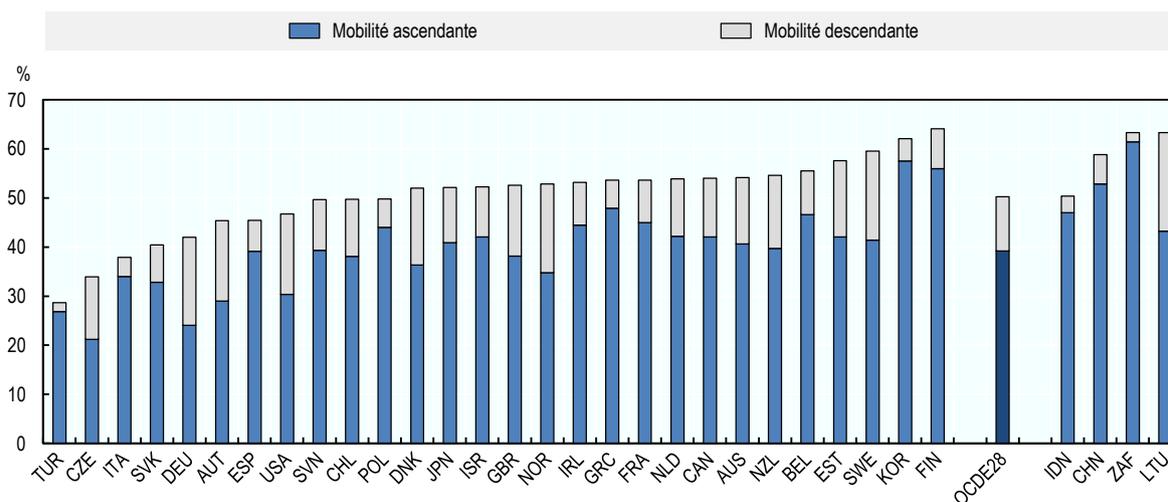
La mobilité ascendante absolue est globalement la même pour les femmes et les hommes, mais elle varie d'un pays à l'autre (OCDE, 2014). En moyenne, dans les pays de l'OCDE, le degré de mobilité ascendante absolue dans le domaine de l'éducation est assez semblable pour les femmes et les hommes (38 % et 40 % respectivement). Dans quelques pays, la mobilité ascendante est plus élevée pour les femmes (en Estonie, en Finlande, en Irlande, en Pologne et en Suède), tandis que dans d'autres, c'est l'inverse

(Autriche, Allemagne, Japon, Pays-Bas). Dans l'ensemble, la mobilité ascendante est plus ou moins la même quel que soit le parent – mère ou père – qui est le plus diplômé. En moyenne, 35 % des adultes dont la mère est titulaire d'un diplôme du deuxième cycle du secondaire mais le père, non, sont diplômés de l'enseignement supérieur, tandis que dans la zone OCDE, la mobilité ascendante est légèrement moindre (33 %) chez les adultes dont le père est titulaire d'un diplôme du deuxième cycle du secondaire mais la mère, non. Pour autant, les différences ne sont pas statistiquement significatives (OCDE, 2016).

En moyenne, la mobilité ascendante absolue en matière de formation s'est réduite dans les pays de l'OCDE au cours des trente dernières années, ce qui tend à indiquer que le développement de l'éducation ne s'est pas encore traduit par la mise en place d'un système plus inclusif. La mobilité globale, établie à 48 %, est légèrement inférieure pour la cohorte la plus jeune, à savoir les personnes âgées de 25 à 34 ans, par rapport aux cohortes plus âgées (52 % pour les 45-54 ans). La mobilité ascendante des 25-34 ans, à 33 %, est sensiblement inférieure aux 41 % des 55-64 ans. La mobilité descendante en matière de formation est passée de 9 % pour les 55-64 ans à 15 % pour les 25-34 ans. Au cours des 30 dernières années, les pays de l'OCDE ont presque tous connu un relèvement important du niveau d'instruction de leurs populations et le développement de l'éducation explique probablement la tendance à la baisse de la mobilité ascendante. Avec l'augmentation de la proportion d'adultes dont les parents ont fait des études supérieures, les jeunes adultes sont moins nombreux à connaître une mobilité ascendante en matière de formation. C'est pourquoi, en moyenne, la part de jeunes adultes ayant un niveau d'instruction supérieur à celui de leurs parents se rétrécit lorsqu'on compare trois grands niveaux d'études. Toutefois, l'examen détaillé des taux de diplômés de l'enseignement supérieur révèle l'existence possible d'une tendance à la hausse de la mobilité absolue dans le domaine de l'éducation (OCDE, 2016).

Graphique 5.7. Mobilité absolue en matière de formation, dernière année disponible

Pourcentage des adultes de 25 à 64 ans non scolarisés ayant un niveau d'études supérieur (mobilité ascendante) ou inférieur (mobilité descendante) à celui de leurs parents

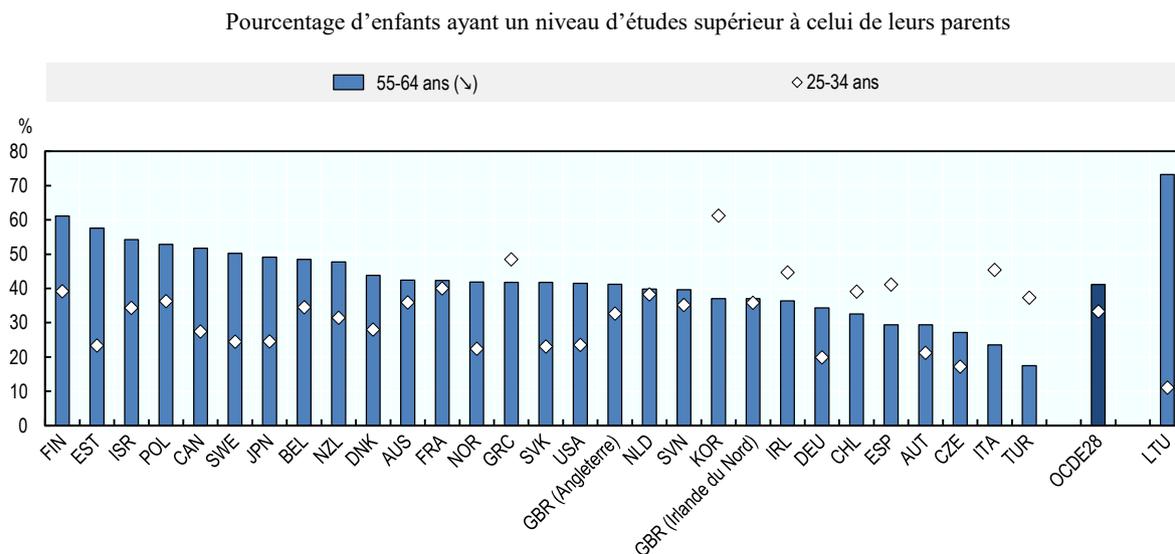


Note : la dernière année disponible est 2015 pour le Chili, la Grèce, Israël, la Nouvelle-Zélande, la Slovaquie et la Turquie et 2012 pour les autres pays. Les données relatives à la Belgique concernent la Flandre et les données relatives au Royaume-Uni concernent l'Angleterre et l'Irlande du Nord.

Source : *Regards sur l'éducation* (2014) et PIAAC 2015 pour le Chili, la Grèce, Israël, la Nouvelle-Zélande, la Slovénie et la Turquie. Calculs de l'OCDE fondés sur des données tirées des enquêtes LIS pour la Chine, IFLS pour l'Indonésie et NIDS pour l'Afrique du Sud.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933971062>

Graphique 5.8. Mobilité ascendante en matière de formation chez les 55-64 ans et les 25-34 ans



Note : la dernière année disponible est 2015 pour le Chili, la Grèce, Israël, la Nouvelle-Zélande, la Slovénie et la Turquie et 2012 pour les autres pays. Les données relatives à la Belgique concernent la Flandre.

Source : calculs de l'OCDE fondés sur des données du PIAAC.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933971081>

5.2.2. La mobilité relative en matière de formation demeure source de préoccupation

L'approche présentée dans la partie précédente part du principe que la formation des parents a un impact linéaire et monotone sur la génération suivante ; elle propose une mesure moyenne globale du degré de mobilité, sans toutefois renseigner sur le sens de l'évolution suivie par les enfants par rapport au niveau d'instruction initial de leurs parents. La mobilité relative s'intéresse à la question de savoir si les adultes qui ont un niveau d'éducation élevé ou faible ont eu des parents dont le niveau d'éducation était également élevé ou faible. C'est lorsqu'on compare le niveau d'études probable selon le niveau d'instruction des parents que la transmission intergénérationnelle du niveau de formation est la plus visible (Graphique 5.9). La probabilité de faire des études supérieures s'établit à plus de 60 % pour les personnes ayant au moins un parent diplômé de l'enseignement supérieur, tandis que la probabilité d'avoir le même niveau d'instruction que ses parents se situe à 41 % pour ceux dont les parents ont fait des études secondaires de deuxième cycle et à 42 % pour ceux dont les parents ont un niveau d'instruction inférieur. Lorsqu'on examine les taux de diplômés de l'enseignement supérieur de manière plus approfondie, les résultats sont encore plus frappants. La probabilité d'obtenir au minimum un Master lorsque ses parents ne sont pas allés au-delà du premier cycle du secondaire ne dépasse pas 2 % ; cette probabilité est presque

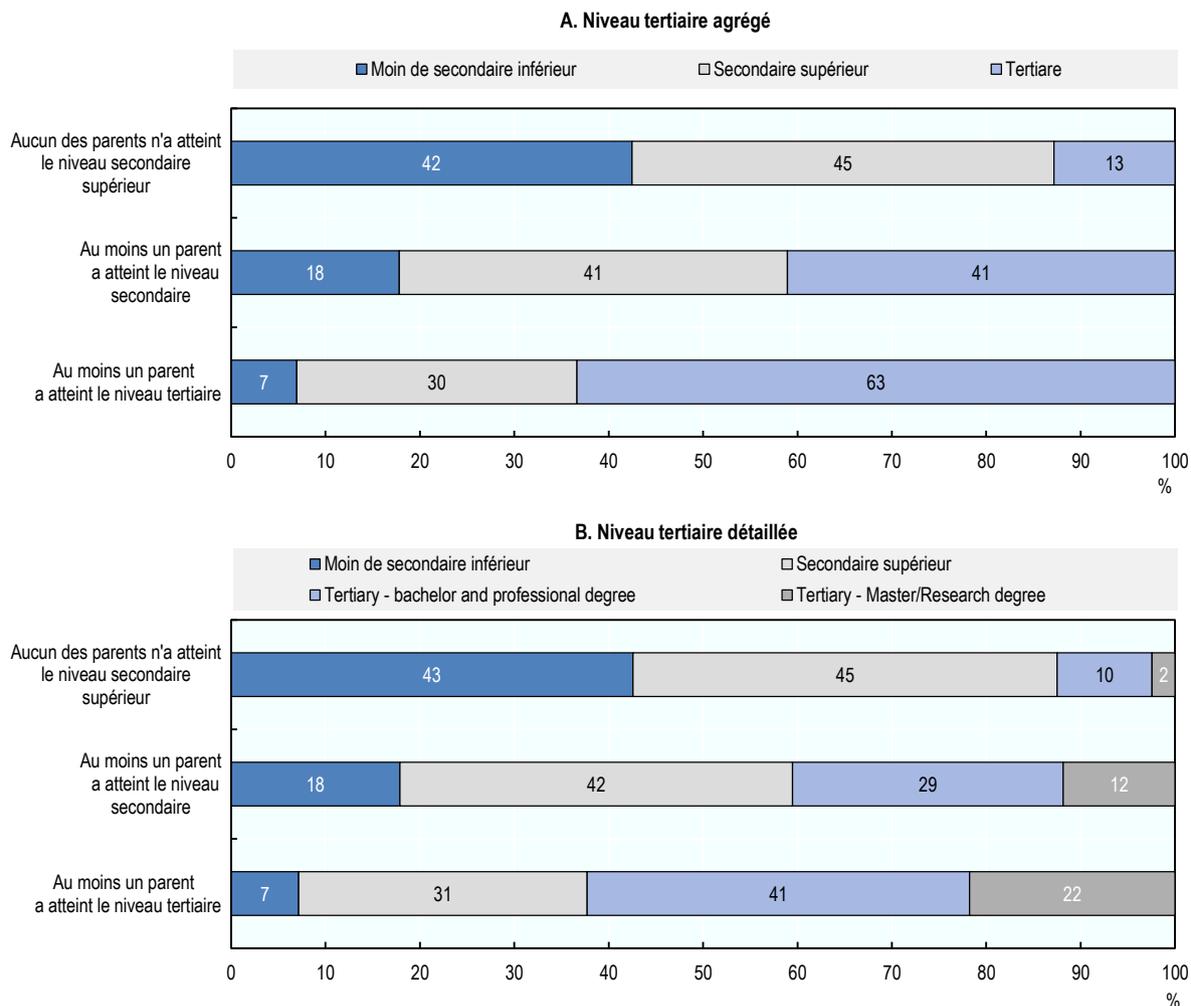
multipliée par quatre lorsque les parents ont fait des études secondaires de deuxième cycle et par sept lorsqu'ils sont allés à l'université (Graphique 5.9, partie B).

Ce constat montre d'une part que les personnes dont les parents sont moins instruits ont de plus grandes chances de connaître une mobilité ascendante, mais avec des chances limitées d'obtenir un diplôme de l'enseignement supérieur (plancher adhérent) et de l'autre, que les personnes dont les parents ont fait des études supérieures ont moins de risques de connaître une mobilité descendante (plafond adhérent). Si les enfants dont les parents n'ont pas fait d'études secondaires de deuxième cycle ont seulement 13 % de chances d'aller à l'université, leurs chances seraient multipliées par quatre si au moins un de leurs parents était diplômé de l'enseignement supérieur. Les enfants issus de familles instruites semblent protégés contre l'abandon scolaire au niveau du premier cycle du secondaire ou avant. En effet, ils ont six fois moins de risques de quitter l'école à ce niveau par rapport aux élèves dont les parents ont un niveau d'éducation inférieur.

Si ces plancher et plafond adhérents se retrouvent dans la plupart des pays pour lesquels on dispose de données, les variations du niveau d'études des enfants de même milieu familial sont considérables d'un pays à l'autre (Graphique 5.10). Ainsi, en Italie et en Turquie, une personne dont les parents n'ont pas fait d'études secondaires de deuxième cycle est dix fois plus susceptible de ne pas dépasser ce niveau d'instruction que de suivre des études supérieures, tandis qu'au Canada, cette même personne a plus de chances de faire des études supérieures que de rester au même niveau de formation que ses parents. Dans l'ensemble, les personnes dont aucun des parents n'a un niveau d'instruction élevé sont davantage susceptibles de ne pas poursuivre d'études au-delà du premier cycle du secondaire en Turquie, en Europe du Sud, au Royaume-Uni et aux Pays-Bas. La persistance d'un niveau d'études supérieur est également moins probable dans certains pays nordiques et en Autriche, où la proportion d'enfants qui poursuivent des études supérieures, comme l'ont fait leurs parents, est plus réduite que dans d'autres pays.

Dans les économies émergentes, on observe une persistance similaire aux deux bouts de l'échelle de l'éducation. Ce phénomène est particulièrement marquant en Indonésie et en Afrique du Sud chez les enfants dont les parents sont peu instruits : 70 % de ces enfants ne dépassent pas le niveau d'études de leurs parents. En Indonésie, on observe une mobilité intergénérationnelle parmi les personnes qui ont fait des études secondaires de deuxième cycle : 38 % d'entre elles ont le même niveau d'instruction que leurs parents, avec des chances presque égales de faire des études plus longues ou plus courtes. En Chine, la persistance au sommet de l'échelle de l'éducation est moindre qu'en Indonésie : à peine plus de 51 % des enfants dont les parents sont diplômés de l'enseignement supérieur atteignent ce même niveau d'études, tandis que 44 % des personnes dont les parents ne sont pas allés au-delà du premier cycle du secondaire ou du primaire ont le même niveau d'instruction que leurs parents.

Graphique 5.9. Niveau d'études probable selon le niveau d'instruction des parents, moyenne de l'OCDE



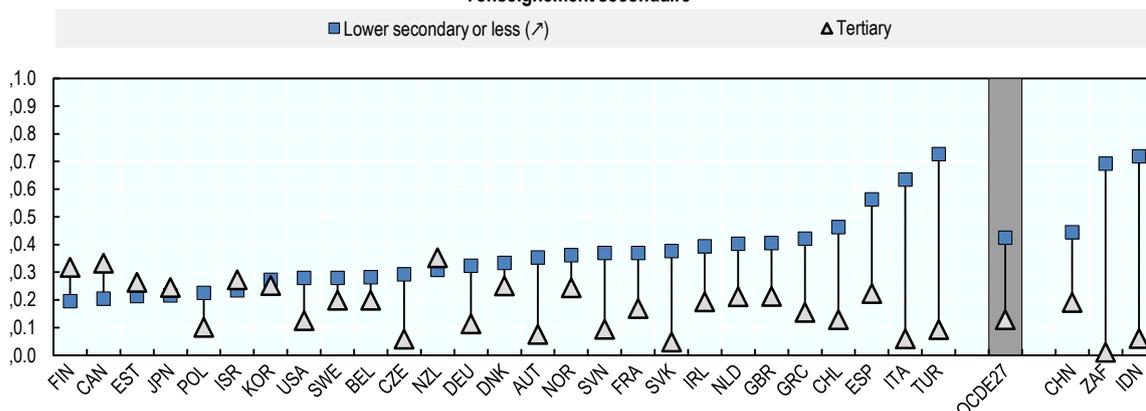
Note : la moyenne de l'OCDE est basée sur 27 pays dans la partie A (Allemagne, Autriche, Flandre [Belgique], Canada, Chili, Corée, Danemark, Espagne, Estonie, États-Unis, Finlande, France, Grèce, Irlande, Italie, Israël, Japon, Norvège, Nouvelle-Zélande, Pays-Bas, Pologne, République slovaque, République tchèque, Slovaquie, Suède, Turquie et Angleterre et Irlande du Nord [Royaume-Uni]) et sur 26 pays dans la partie B (Allemagne, Autriche, Flandre [Belgique], Canada, Chili, Corée, Danemark, Espagne, États-Unis, Estonie, Finlande, France, Grèce, Irlande, Italie, Israël, Japon, Norvège, Nouvelle-Zélande, Pays-Bas, Pologne, République slovaque, République tchèque, Slovaquie, Suède et Turquie).

Source : calculs de l'OCDE fondés sur des données du PIAAC 2012 et du PIAAC 2015.

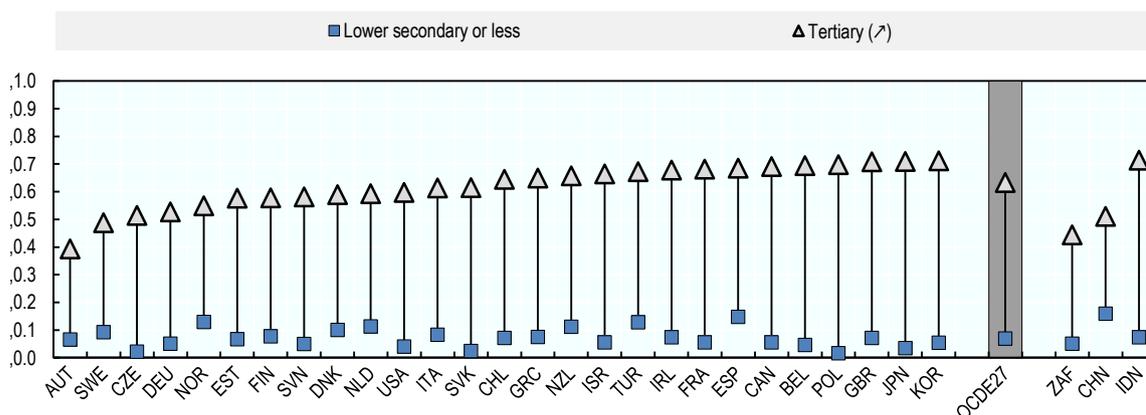
StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933971100>

Graphique 5.10. Plancher adhérent en bas et plafond adhérent en haut

A. Probabilité d'obtention le niveau de scolarité si aucun des parents n'a atteint le deuxième cycle de l'enseignement secondaire



B. Probabilité d'atteindre le niveau de scolarité si au moins un des parents a terminé ses études supérieures



Source : calculs de l'OCDE fondés sur des données du PIAAC 2012 et du PIAAC 2015 et s'appuyant sur des données tirées des enquêtes LIS pour la Chine, IFLS pour l'Indonésie et NIDS pour l'Afrique du Sud.

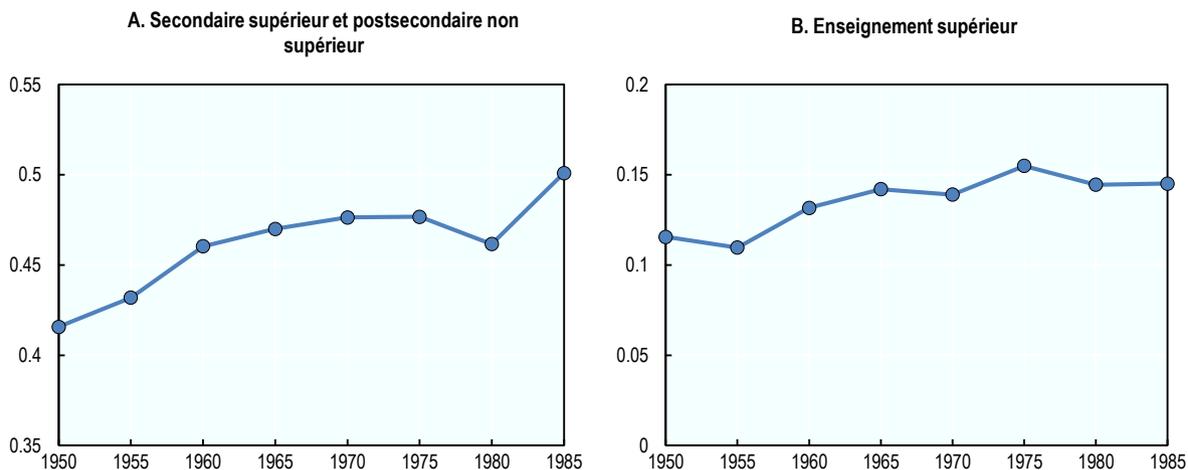
StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933971119>

Au cours de la deuxième moitié du XX^e siècle, la probabilité globale de connaître une mobilité ascendante s'est sensiblement accrue pour les personnes ayant des parents peu instruits (Graphique 5.11). Cette augmentation est allée de pair avec une probabilité moindre de ne pas obtenir de diplôme du deuxième cycle du secondaire. Toutefois, la ventilation des différents niveaux d'études vient nuancer cette affirmation. Au niveau du deuxième cycle du secondaire, l'accroissement de la mobilité a été important pour les personnes nées entre 1950 et 1970, puis de nouveau pour celles nées dans les années 1980. La tendance à la hausse du taux de diplômés de l'enseignement supérieur est bien moins prononcée, et elle est concentrée au niveau des personnes nées entre 1955 et 1975, avec une stagnation à partir de 1975. On observe également une stagnation de la mobilité ascendante vers les études supérieures pour les personnes ayant des parents diplômés du deuxième cycle du secondaire : ce phénomène ne s'explique donc pas par une réduction, au fil du temps, du nombre d'enfants issus de parents n'ayant pas fait d'études

secondaires de deuxième cycle, mais pourrait plutôt être lié à la difficulté qu'ont les systèmes éducatifs à tirer plus qu'un simple pourcentage de la population vers l'enseignement supérieur, alors que les élèves perdent toute motivation au secondaire, quittent précocement l'école ou décident de ne pas poursuivre leurs études.

Les pays de l'OCDE affichent des tendances très variées en termes de probabilité de connaître une mobilité ascendante pour les enfants dont les parents ont un niveau d'instruction correspondant au premier cycle du secondaire. Trois groupes de pays se dégagent à cet égard. Dans le premier, qui comprend la Belgique, le Canada, le Danemark et l'Espagne, la probabilité de faire des études supérieures lorsque les parents sont peu instruits a considérablement baissé pour les cohortes les plus jeunes. Dans ce groupe de pays, la persistance d'un niveau d'éducation inférieur au deuxième cycle du secondaire a diminué jusqu'en 1970, pour ensuite connaître un rebond qui a coïncidé avec la baisse de la mobilité ascendante vers les études supérieures. À l'inverse, dans un autre groupe composé notamment de la France, de la Grèce, de la Corée et de la Turquie, la probabilité d'obtenir un diplôme de l'enseignement supérieur ne cesse de s'accroître pour les personnes ayant des parents peu instruits. Dans ces pays, la persistance d'un niveau d'éducation inférieur au premier cycle du secondaire était élevée dans les années 1950 mais a été divisée de plus de moitié dans les décennies précédant les années 1980, tandis que la probabilité de connaître une mobilité ascendante vers les études supérieures a été multipliée par deux. La probabilité de connaître une mobilité ascendante est relativement stable pour les cohortes du troisième groupe de pays, parmi lesquels figurent la Norvège et la Suède (voir en annexe le Graphique d'annexe 5.A.1.). Dans certains de ces pays, cette stabilité s'explique par le fait que les taux de mobilité ascendante vers les études supérieures étaient déjà élevés dans les années 1950 (20 % ou plus) par rapport à d'autres pays.

Graphique 5.11. Niveau d'études probable lorsqu'aucun des parents n'a atteint le deuxième cycle du secondaire, par année de naissance, moyenne de l'OCDE



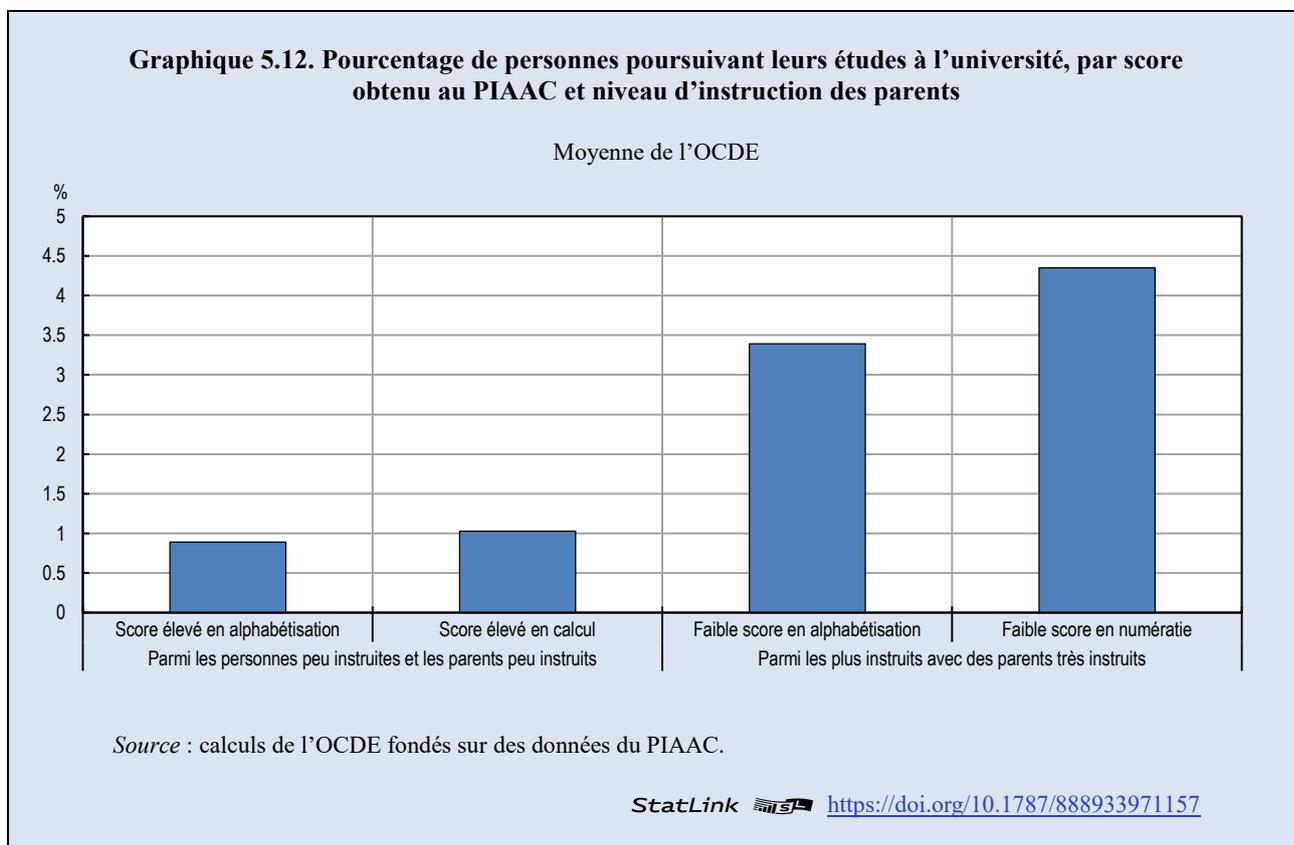
Source : calculs de l'OCDE fondés sur des données du PIAAC 2012 et du PIAAC 2015.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933971138>

Encadré 5.3. Les parents aisés ont la possibilité de protéger leurs enfants, mêmes si ceux-ci ont un faible niveau de compétences

Les parents instruits et aisés sont davantage à même d'aider leurs enfants à réussir, quelles que soient les compétences et les aptitudes de ces derniers. Une étude américaine s'est attachée à comprendre pourquoi les personnes nées dans des familles riches semblent en quelque sorte protégées contre la mobilité descendante, même quand leur capacité cognitive aurait laissé penser qu'elles occuperaient une position socio-économique inférieure, ce qui démontre l'existence d'une « monopolisation des opportunités » ou d'un « plancher de verre » (Reeves et Howard, 2014). L'étude américaine montre que les écarts de revenus mis au jour par les résultats des évaluations cognitives apparaissent très tôt et persistent, mais aussi que les personnes dont les parents perçoivent des revenus élevés ont bien plus de chances de grimper dans l'échelle sociale, quand bien même leurs compétences cognitives sont peu développées, en particulier parce que leurs parents veillent à ce qu'elles poursuivent leurs études à l'université. Une étude analogue menée au Royaume-Uni montre qu'à l'âge de 42 ans, les personnes de milieux modestes ayant dans leur enfance obtenu de bons résultats aux tests de quotient intellectuel (QI) ont plus de mal à traduire ce fort potentiel initial en réussite professionnelle (c'est-à-dire en revenus plus élevés et en postes de haut niveau). En revanche, les enfants issus de familles riches ayant pourtant obtenu de mauvais résultats à l'âge de cinq ans réussissent mieux, professionnellement, que ce qui aurait pu être attendu (McKnight, 2015). Les solides liens sociaux noués par les parents influent de manière importante sur le premier emploi des jeunes (Kramarz et Skans, 2014). Les familles favorisées sont en mesure de protéger leurs enfants qui, à un jeune âge, ont obtenu de mauvais résultats aux tests cognitifs contre la mobilité descendante. Les enfants semblent profiter du niveau supérieur de formation de leurs parents et ont la possibilité d'améliorer leurs compétences cognitives (en particulier en mathématiques) avant l'âge de 10 ans ; ils développent en outre des compétences sociales et émotionnelles supérieures du fait qu'ils sont en mesure de trouver une place dans des établissements d'enseignement secondaire publics ou privés, et ont plus de chances d'obtenir un diplôme.

Les informations tirées des données du PIAAC relatives aux compétences en littératie et en numératie permettent d'évaluer le degré d'une telle « monopolisation des opportunités » dans les pays de l'OCDE. Les résultats montrent qu'en moyenne, les personnes dont les parents ont un niveau d'éducation élevé obtiennent de meilleurs scores au PIAAC que ceux dont les parents sont peu instruits. Si 25 % des personnes dont les parents ont un niveau d'éducation inférieur au deuxième cycle du secondaire se placent en bas de l'échelle en termes de résultats en littératie, ce chiffre s'établit à seulement 5 % pour les personnes dont les parents sont titulaires d'un diplôme de l'enseignement supérieur ; pour les résultats les plus élevés, c'est l'inverse. L'influence de la formation des parents sur les résultats d'évaluation de leurs enfants est plus marquée dans le domaine du calcul : 30 % des personnes ayant obtenu les moins bons résultats en numératie ont un parent peu instruit. Parallèlement, ceux qui sont issus de milieux favorisés ont généralement plus de chances d'avoir un niveau d'éducation élevé que ce que les évaluations des compétences cognitives laisseraient augurer. Environ 4.5 % des personnes ayant obtenu de faibles résultats en numératie et 3.5 % des personnes ayant obtenu de faibles résultats en littératie poursuivent leurs études à l'université, comme leurs parents. Ce constat confirme ce qui a été souligné précédemment, à savoir que les enfants de ménages aisés bénéficient de multiples avantages qui leur offrent des chances de faire des études supérieures et, par la suite, de percevoir des revenus élevés. Ainsi, les parents aisés disposent de plusieurs moyens de garantir l'obtention d'un diplôme à leurs enfants, quand bien même ceux-ci rencontrent des difficultés à l'école. Par exemple, ils peuvent les inscrire dans des établissements d'enseignement privés ou leur faire suivre des cours particuliers, même si leurs propres compétences ne sont pas très développées. Cette situation pourrait largement expliquer pourquoi la mobilité descendante est relativement rare au sommet de l'échelle. En revanche, il est bien plus improbable que les personnes qui obtiennent de bons résultats aux tests mais qui sont issues d'un milieu peu instruit parviennent à réaliser pleinement leur potentiel et poursuivent des études supérieures (1 % seulement).



Dans quelle mesure une année d'études supplémentaire des parents se traduit-elle par un niveau d'instruction plus élevé pour les enfants ?

L'analyse qui précède ne rend pas bien compte de la proportionnalité des répercussions du niveau de formation des parents sur les résultats scolaires des enfants, ni de la mesure dans laquelle l'investissement dans l'allongement de la scolarité des parents se traduit par un niveau supérieur d'instruction chez les enfants. Une approche consiste à mesurer l'association intergénérationnelle en termes d'années d'études (voir Encadré 5.4). Le Graphique 5.13 présente cette association dans 28 pays de l'OCDE et dans quelques économies émergentes, pour l'année la plus récente pour laquelle on dispose de données. Dans le cas d'une mobilité parfaite, la corrélation entre la formation des parents et celle des enfants serait de valeur zéro, tandis que la valeur 1 indiquerait une absence totale de mobilité. Le niveau d'éducation des parents a des répercussions importantes sur celui des enfants dans tous les pays : une année d'études supplémentaire des parents est associée à un peu moins de 0.5 année d'études supplémentaire pour les enfants.

Parmi les pays examinés, c'est dans les économies émergentes, à l'exception de la Chine, que la mobilité intergénérationnelle est la plus faible. Elle est également très faible dans certains pays d'Europe du sud-est, au Royaume-Uni, en Allemagne et en République tchèque. Si les études antérieures ont établi que la persistance atteignait un niveau maximum dans les pays d'Amérique latine (Hertz et al., 2007 ; Daude et Robano, 2015), l'analyse présentée ici montre que l'association est bien plus forte en Indonésie, en Inde et en Afrique du Sud qu'au Chili et au Mexique. Parallèlement, le Chili affiche également un niveau élevé de persistance intergénérationnelle dans le domaine de l'éducation lorsque celle-ci est mesurée avec la corrélation. Si l'on se concentre sur les pays européens, ce constat fait écho aux conclusions de Scheenbaum (2014), qui montre que

dans l'Union européenne, ce sont les pays nordiques qui affichent les taux de persistance les plus faibles, et les pays d'Europe du Sud et de l'Est les taux de persistance les plus élevés (traduisant donc une mobilité moindre). Outre les pays nordiques, la mobilité en matière de formation est forte en Corée, en Australie, en Chine, aux États-Unis et au Canada.

La persistance intergénérationnelle du niveau d'éducation, en termes d'année de scolarité, a diminué pour les cohortes les plus jeunes (voir le Graphique 5.13, Partie B). Lorsqu'on compare les coefficients de régression et les corrélations pour ce groupe d'âge (30-55 ans) avec les estimations initiales, qui englobent les personnes âgées jusqu'à 90 ans, il s'avère que, dans la majorité des pays, ces coefficients et ces corrélations sont moins élevés chez les 30-55 ans. Dans les pays d'Europe du Sud, en Afrique du Sud et au Chili tout particulièrement, on observe une diminution importante de l'association intergénérationnelle au niveau du groupe d'âge le plus jeune. Il s'agit de trois régions où les possibilités en matière de formation se sont considérablement multipliées pour les cohortes nées entre les années 1930 et le début des années 1980. Dans les pays d'Europe du Sud, les jeunes cohortes affichent des taux d'association bien plus proches de la moyenne des pays de l'OCDE, tandis que la persistance intergénérationnelle chez les générations plus âgées se rapproche de celle aujourd'hui observée dans les économies émergentes. On observe également une diminution de la persistance intergénérationnelle dans les pays anglophones, nordiques et asiatiques, à l'exception de l'Islande, dont les niveaux ne changent pas, et de l'Inde, qui enregistre une augmentation. Dans les pays d'Europe de l'Est et d'Europe centrale, l'examen des jeunes cohortes révèle même une tendance à la hausse de cette association en République tchèque, en Allemagne et en Suisse.

Encadré 5.4. Évaluer l'hérédité en termes d'éducation

Afin d'examiner le degré de corrélation entre la formation des parents et celle des enfants, l'instruction est mesurée en termes d'années de scolarité, concept qui a l'avantage d'être dénué d'ambiguïté. Les travaux de recherche sont nombreux qui s'intéressent à la transmission intergénérationnelle de l'éducation. En effet, ce domaine pose moins de problèmes en termes de mesure que d'autres résultats (les revenus par exemple). Black et Devereux (2010) précisent que, contrairement aux revenus ou à l'activité professionnelle, le fait d'être en situation de non-emploi n'entre pas en ligne de compte. Ils soulignent également qu'il se pose moins de problèmes d'exactitude quant au niveau précis d'éducation et qu'il n'est pas non plus nécessaire d'examiner les résultats tout au long de la vie ou à mi-carrière puisque vers 25 ans, les personnes ont tendance à avoir terminé leurs études. Plusieurs études comparatives tendent à indiquer que la persistance intergénérationnelle atteint son taux le plus bas dans les pays nordiques et son taux le plus élevé en Amérique du Sud (Chevalier et al., 2009 ; Hertz et al., 2007).

La persistance intergénérationnelle en matière de formation peut être mesurée à l'aide du coefficient et de la corrélation donnés par les formules suivantes :

$$\text{AnnéesEd}_{ij}^{\text{enfant}} = \alpha + \beta \text{AnnéesEd}_{ij}^{\text{parents}} + \epsilon_{ij} \quad (1)$$

$$\text{Corr}(\text{AnnéesEd}^{\text{parents}}, \text{AnnéesEd}^{\text{enfant}}) = \hat{\beta} \frac{SD(\text{AnnéesEd}^{\text{parents}})}{SD(\text{AnnéesEd}^{\text{enfant}})}$$

où *AnnéesEd* représente les années de scolarité, *Corr* correspond à la corrélation entre les années de scolarité des parents et les années de scolarité des enfants, *SD* est l'écart type pour l'individu *i* dans le pays *j* et ϵ est le terme d'erreur.

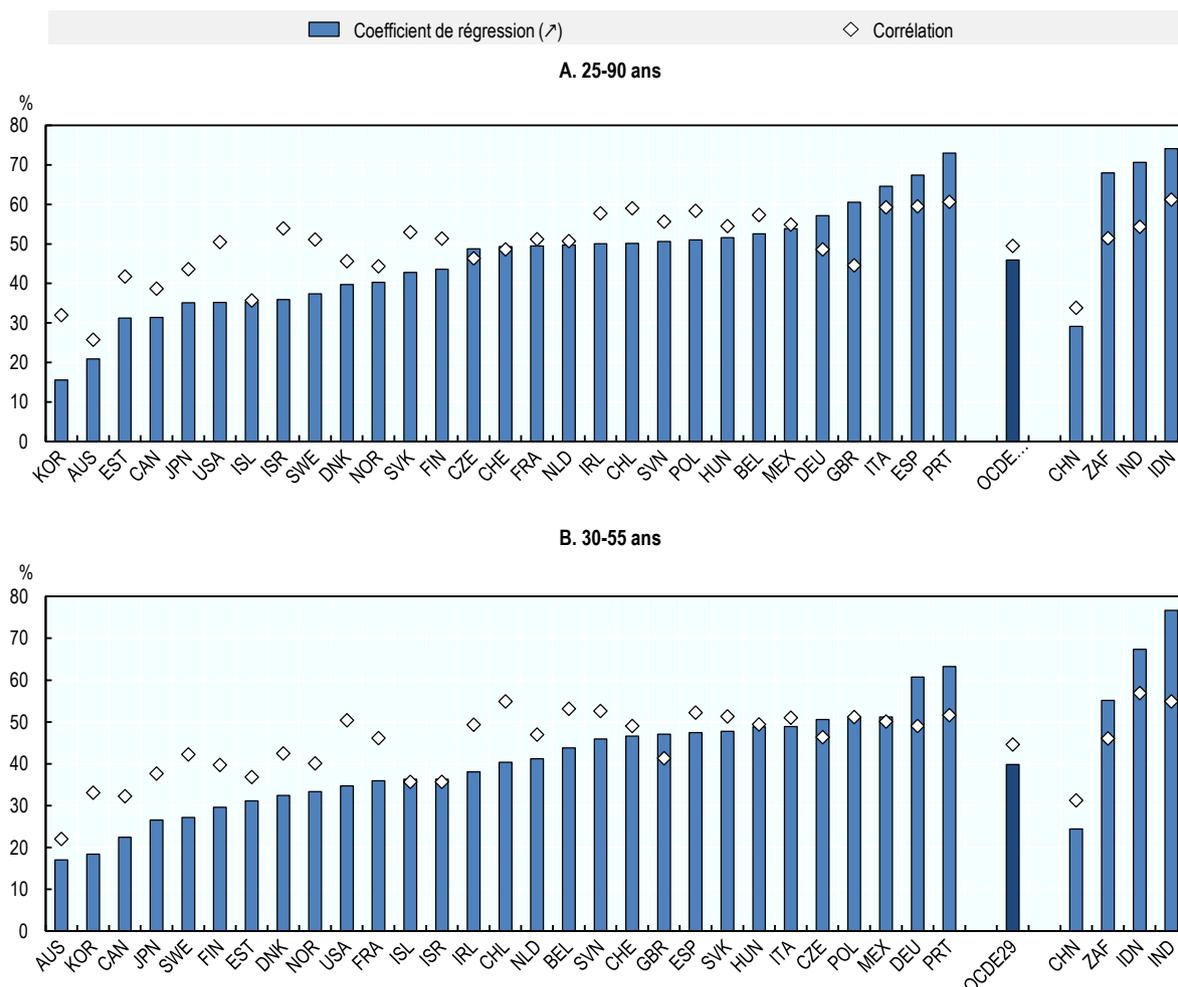
Étant donné ces formules, la mobilité intergénérationnelle en matière de formation peut être considérée comme $1 - \beta$. Quand on mesure la persistance intergénérationnelle en matière de formation avec la corrélation plutôt qu'avec le coefficient de régression, cette persistance tend à être plus faible quand la variance de la formation des parents est inférieure à celle de la formation des enfants, et inversement.

Une mise en garde s'impose néanmoins. En effet, les niveaux d'études peuvent être codés en termes d'années d'instruction ; or, certaines enquêtes peuvent ne pas mesurer ces niveaux avec une grande précision, en particulier en ce qui concerne les parents. Des informations imprécises en ce qui concerne les parents peuvent également compromettre la qualité et la fiabilité de la mesure du niveau d'éducation, qui est parfois mesuré de manière approximative seulement. Dans certains pays, les parents n'ont pas forcément reçu d'éducation formelle et se voient tous attribuer la valeur zéro. Par ailleurs, Hertz et al. (2007) mettent en exergue le problème de l'absence de réponse concernant l'éducation des parents, avec des taux supérieurs de données manquantes pour les cohortes plus âgées, mais aucune méthodologie appropriée n'est évoquée dans la littérature en vue de remédier à ce biais de mémorisation. Le niveau d'études des parents est mesuré comme la moyenne des années d'instruction des mères et des pères ou comme la formation de l'un des parents si les données relatives à l'autre parent manquent.

Estimer l'équation (1) par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) soulève un problème de biais potentiel à la hausse lorsque la transmission de capacités et d'autres caractéristiques par les parents à leurs enfants est forte. Étant donné qu'il peut y avoir d'autres variables omises telles que le lieu géographique, la « race » ou le statut en matière d'immigration, on estimera des régressions avec des facteurs supplémentaires pour vérifier la robustesse des données. Toutefois, certaines caractéristiques non observables telles que la motivation ne peuvent pas être neutralisées, à moins de disposer de données de panel.

Les enquêtes suivantes ont été utilisées : ESS pour les pays européens, CNEF pour l'Australie, l'Allemagne, la Corée et les États-Unis, CASEN pour le Chili, LIS pour la Chine et l'Inde, IFLS pour l'Indonésie, JPHS pour le Japon, ENIGH pour le Mexique et NIDS pour l'Afrique du Sud. Les informations concernent uniquement les adultes de plus de 25 ans et de moins de 90 ans.

Graphique 5.13. Persistance intergénérationnelle du niveau d'études

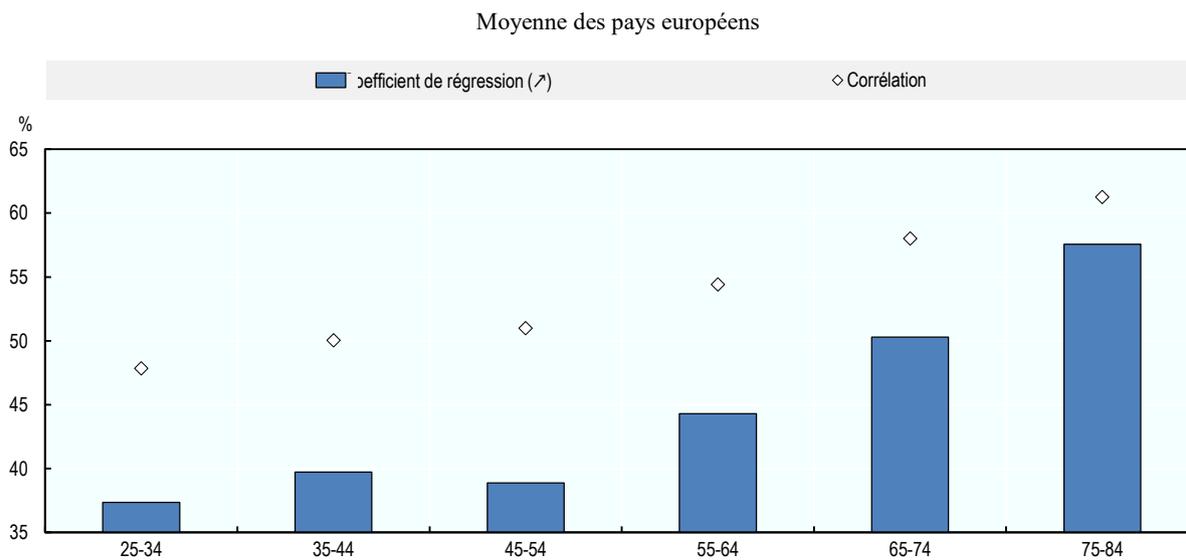


Note : la persistance est définie comme le coefficient de régression et la corrélation entre les années de scolarité des parents et les années de scolarité des enfants (voir Encadré 2.1).

Source : calculs de l'OCDE fondés sur des données tirées des enquêtes EES pour les pays européens, CNEF pour l'Australie, l'Allemagne, la Corée et les États-Unis, CASEN pour le Chili, LIS pour la Chine et l'Inde, IFLS pour l'Indonésie, JPSH pour le Japon, ENIGH pour le Mexique et NIDS pour l'Afrique du Sud.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933971176>

Les tendances de l'association moyenne entre les années d'études des parents et les années d'études des enfants dans les pays européens montrent que la persistance du niveau d'éducation a diminué chez les jeunes générations. Les coefficients de régression comme les corrélations (Graphique 5.14) montrent que pour les personnes âgées de plus de 65 ans, une année supplémentaire de scolarité des parents est associée à au moins un semestre de scolarité supplémentaire pour leurs enfants, tandis que pour les personnes âgées de moins de 44 ans, l'association s'établit à 0.37 pour les 25-34 ans et à 0.40 pour les 35-44 ans.

Graphique 5.14. Persistance intergénérationnelle du niveau d'études, par groupe d'âge

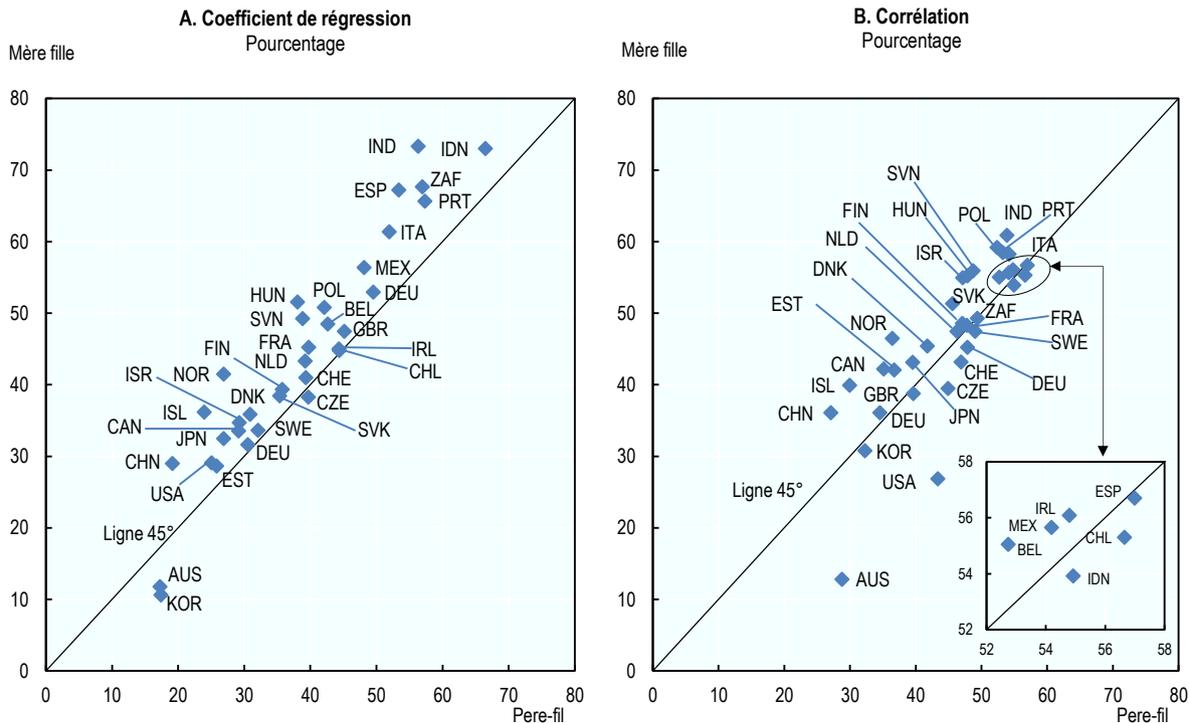
Note : la persistance est définie comme le coefficient de régression et la corrélation entre les années de scolarité des parents et les années de scolarité des enfants (voir Encadré 2.1).

Source : Calculs de l'OCDE fondés sur des données tirées de l'ESS.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933971195>

La persistance du niveau d'éducation a tendance à être plus forte entre les mères et les filles qu'entre les pères et les fils (Graphique 5.15), en particulier en Europe du Sud, en Hongrie, en Islande, en Norvège, en Slovénie et dans les économies émergentes. Les pays où, au contraire, la corrélation entre la formation des pères et celle des fils est bien plus forte englobent l'Australie, la Corée et la Suisse. Par ailleurs, la formation des pères a tendance à être plus déterminante pour celle des fils et la formation des mères, plus déterminante pour celle des filles. Dans l'ensemble des pays, à l'exception de l'Amérique latine, de certains pays nordiques et anglophones (le Danemark, l'Irlande, la Norvège et le Royaume-Uni) et d'Israël, la corrélation entre la formation des mères et le niveau d'études des fils est moins forte que celle observée entre les pères et les fils (résultats non présentés). Les exceptions se multiplient lorsqu'on compare l'influence de la formation des pères et des mères sur le niveau d'instruction des filles : dans plusieurs pays, dont l'Allemagne, les pays asiatiques, Israël et le Royaume-Uni, l'influence de la formation des pères sur le niveau d'instruction des filles est la même que celle des mères, et dans certaines économies émergentes ainsi qu'en Europe continentale, la corrélation entre le niveau d'éducation des pères et celui des filles est légèrement plus étroite qu'entre le niveau d'éducation des mères et celui des filles.

Graphique 5.15. Persistance intergénérationnelle du niveau d'études, par sexe



Note : les élasticités et les corrélations entre les parents et les enfants sont mesurées en termes d'années de scolarité (voir Encadré 2.1).

Source : calculs de l'OCDE fondés sur des données tirées des enquêtes ESS pour les pays européens, CNEF pour l'Australie, l'Allemagne, la Corée et les États-Unis, CASEN pour le Chili, LIS pour la Chine et l'Inde, IFLS pour l'Indonésie, JPHS pour le Japon, ENIGH pour le Mexique et NIDS pour l'Afrique du Sud.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933971214>

Encadré 5.5. Existe-t-il une relation de causalité entre une scolarité plus longue des parents et la durée de scolarité des enfants ?

Dans la mesure où l'éducation des parents (et non d'autres facteurs tels que le revenu ou les compétences, cognitives ou autres) détermine les résultats des enfants, les interventions destinées à élever le niveau d'instruction des parents peu instruits devraient faire partie intégrante de toute politique visant à renforcer la mobilité sociale. Il peut arriver que les estimations relatives à la transmission intergénérationnelle du niveau d'études ne reflètent pas de manière adéquate l'influence de la formation des parents en raison de caractéristiques héritées non observées qui influencent directement les résultats des enfants. Afin d'évaluer s'il existe un lien de causalité entre l'allongement de la scolarité des parents et le niveau d'instruction des enfants, trois types de méthodes ont été appliquées : la comparaison entre jumeaux (Behrman et Rosenzweig, 2002), la comparaison avec les enfants adoptés (Sacerdote, 2002 ; Bjorklund et al., 2007) et le recours à des méthodes à variable opérationnelle, en particulier les réformes de la scolarité. Les études sur les jumeaux comparent le rôle que la formation des parents joue dans l'instruction des enfants par type de fratrie, notamment les « vrais » jumeaux (monozygotes) et les « faux » jumeaux (dizygotes), les frères et sœurs « de sang », les demi-frères et sœurs et les frères et sœurs adoptés, qu'ils aient été élevés ensemble ou séparément, afin de faire la distinction entre l'inné et l'acquis. Une approche analogue a été adoptée pour les enfants adoptés. Si les études initiales consacrées aux enfants adoptés montrent que l'élasticité de l'éducation maternelle est moindre pour les enfants adoptés que pour les enfants biologiques (Sacerdote, 2007), les conclusions tirées en comparant les informations relatives aux parents adoptifs et aux parents biologiques tendent à indiquer que les facteurs environnementaux mais aussi génétiques ont une importance pour le niveau d'éducation (Bjorklund et Savanes, 2011). Les constats qui s'appuient sur la variation des années de scolarité à la faveur de l'évolution de la législation relative à la scolarité obligatoire montrent que l'amélioration du niveau d'instruction des parents entraîne une amélioration du niveau de formation des enfants (Chevalier et al., 2009 ; Oreopoulous et al., 2006 ; Carneiro et al., 2007 ; Maurin et al., 2008), à l'exception de Black et al. (2005) et Holmlund et al. (2011).

La démarche adoptée ici se fonde sur une étude comparative qui a examiné l'évolution des lois relatives à la scolarité obligatoire en tant qu'instrument d'éducation des parents dans plusieurs pays européens (Stella, 2013), auxquels ont été ajoutés trois autres pays de l'OCDE (la Grèce, l'Espagne et la Suisse). L'analyse s'appuie sur l'ensemble de données du premier cycle de l'enquête SHARE (2004), qui prend en compte les années d'études des parents et des enfants. L'échantillon est restreint aux personnes mariées ou vivant maritalement, aux cohortes de parents nés entre 1920 et 1956 – les répondants – et aux premiers-nés. Le cadre est le suivant :

$$\text{Années}Ed_{ij}^{\text{enfant}} = \alpha + \beta \text{Années}Ed_{ij}^{\text{parents}} + \gamma X_{ij} + \tau^{\text{parents}} + \tau^{\text{enfant}} + \eta_j + \epsilon_{ij}^{\text{parents}}$$

où X se rapporte au sexe des enfants et à la taille du ménage, observés pour l'enfant i dans le pays j , et η_j correspond aux effets fixes pour le pays et τ aux effets fixes pour les cohortes de naissances des parents et des enfants, afin de neutraliser les tendances des cohortes en matière d'éducation. On effectue l'estimation en appliquant une méthode à variable opérationnelle, où les années d'instruction des parents sont instrumentées par le nombre d'années de scolarité obligatoire, tel qu'imposé par la loi. Pour calculer ce dernier, on utilise une régression des doubles moindres carrés (DMC), dont la première étape est donnée par :

$$\widehat{\text{Années}Ed}_{ij}^{\text{parents}} = \alpha + \delta \text{Reform}_{ij}^{\text{parents}} + \pi X_{ij} + \phi^{\text{parents}} + \phi^{\text{enfant}} + \sigma_j + \nu_{ij}^{\text{parent}}$$

Les résultats montrent qu'il existe une relation de causalité entre l'éducation des parents et celle des enfants. Une année d'études supplémentaire des parents à la faveur de la réforme scolaire entraîne 0.3 année de scolarité supplémentaire pour les enfants.

Tableau 5.5. Influence du niveau d'éducation des parents sur celui des enfants

	MCO		DMC	
Niveau d'éducation des parents	0.296***	0.297***	0.304***	0.305***
Femmes		-0.239***		-0.200***
Taille du ménage		-0.199***		-0.191***
Taille de l'échantillon	7 970	7 970	7 970	7 970
R ²	0.275	0.290	0.301	0.308

Note : estimations fondées sur une régression en panel des années d'études des enfants par rapport aux années d'études des parents dans 11 pays européens (Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, France, Grèce, Italie, Pays-Bas, Suède et Suisse). Les résultats renvoient à la fois aux estimations par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et aux estimations par la méthode des doubles moindres carrés (DMC), où les années d'instruction des parents sont instrumentées par le nombre d'années de scolarité obligatoire, tel qu'imposé par la loi à l'adoption d'une réforme. *** : statistiquement significatif à partir de 1 %.

Source : estimations de l'OCDE fondées sur des données du premier cycle de l'enquête SHARE.

5.3. Facteurs de mobilité intergénérationnelle de l'éducation

La présente section met l'accent sur les inégalités en matière de possibilités de formation à l'école pour les personnes issues de milieux socioéconomiques différents, qui sont l'un des principaux moteurs de la mobilité sociale intergénérationnelle. Les inégalités devant les possibilités de formation existent dès la naissance. Par exemple, seul 1.7 % des élèves de 15 ans du quartile inférieur de l'indice de statut socioéconomique déclaraient avoir suivi plus d'une année d'éducation pré-primaire en 2012 en Turquie, contre 27.9 % au Chili et 28.4 % en Pologne (OCDE, 2016). Les disparités en termes de capacité des familles à soutenir leurs enfants (notamment en les inscrivant dans de bons établissements) continuent de se traduire par des différences de résultats entre les enfants. Un fossé apparaît dès l'âge de quatre ou cinq ans en matière d'apprentissage. Aux États-Unis, les enfants de parents peu instruits (deuxième cycle de l'enseignement secondaire ou moins) affichent un retard considérable en lecture et en mathématiques par rapport aux enfants dont les parents sont très instruits (enseignement supérieur ou au-delà). Un schéma similaire est observé en Australie, au Canada et au Royaume-Uni, mais à un bien moindre degré.

En ce qui concerne la mobilité éducative, il est important de déterminer si les politiques d'éducation et les établissements scolaires jouent un rôle dans l'amplification ou l'atténuation de la transmission des désavantages d'une génération à l'autre. Le niveau d'études peut être influencé non seulement par le milieu parental, mais également par le comportement des parents et l'investissement en temps, le comportement de l'élève, ainsi que les effets-établissement et/ou des pairs, et une série de caractéristiques des établissements et des enseignants et de politiques publiques. Si les caractéristiques des parents et des élèves sont les principaux déterminants des résultats scolaires, les interventions des pouvoirs publics sont moins susceptibles d'améliorer la mobilité éducative. Si l'établissement fréquenté fait une différence, la modification des ressources scolaires, des pratiques de gestion et d'enseignement est une piste majeure pour améliorer les résultats scolaires des plus désavantagés. D'autre part, si les pairs ou les caractéristiques socioéconomiques des établissements scolaires comptent davantage, la ségrégation pourrait devenir le principal cheval de bataille des pouvoirs publics. Certaines

politiques et pratiques peuvent amplifier le rôle du milieu parental, alors que d'autres peuvent le minimiser. Certains pays ont mieux réussi que d'autres à atténuer l'impact des inégalités de revenu sur la mobilité intergénérationnelle par le biais de facteurs autres que la situation socioéconomique des parents, ce qui prouve qu'il existe une importante marge d'intervention pour venir en aide aux élèves défavorisés.

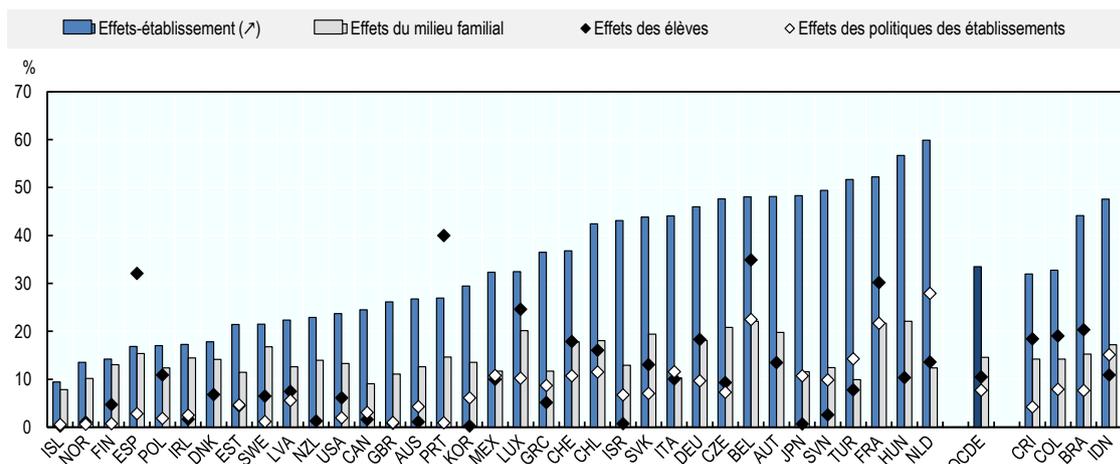
5.3.1. Qu'est-ce qui compte le plus pour les résultats des élèves : les effets-établissement ou le milieu parental ?

Le Graphique 5.11 montre le pourcentage de variance⁹ des résultats aux tests du Programme international pour le suivi des acquis des élèves¹⁰ (PISA) au sein d'un pays, qui s'explique par chacun de ces facteurs :

- effets individuels des élèves
- milieu familial
- effets-établissement (qui montrent l'impact de la fréquentation d'établissements différents) ; et
- effets des politiques des établissements (qui mettent en évidence les politiques spécifiques en termes de ressources et de qualité).

En moyenne dans les pays de l'OCDE, le milieu familial des élèves¹¹ explique 14 % de la variation des résultats des élèves en mathématiques. Des résultats similaires sont observés dans les autres domaines d'évaluation où, en moyenne dans les pays de l'OCDE, 11.9 % de la variation des résultats en lecture et 13.0 % de la variation des résultats en science sont imputables au milieu familial (OCDE, 2016). Dans certains pays comme la France, la Hongrie et la Belgique, le milieu familial explique au moins 20 % de cette variabilité. À l'inverse, dans d'autres pays de l'OCDE comme le Canada et l'Islande, le milieu familial des élèves explique moins de 10 % de la variation de leurs résultats en mathématiques. À titre de comparaison, les caractéristiques des élèves (sexe, âge et classe)¹² expliquent une part plus restreinte de la variation des résultats aux tests (11 %), sauf en Belgique, en Espagne, en France et au Portugal, où elles expliquent au moins 20 % de cette variation.

Dans le même temps, ces caractéristiques individuelles ou familiales contribuent généralement moins à expliquer la variation des résultats aux tests que les effets-établissement. Une part considérable de la variation des résultats aux tests au sein des pays – 33 % – dépend de l'établissement fréquenté, et les effets-établissement sont le principal facteur explicatif dans 21 pays de l'OCDE sur 35, et quatre économies émergentes¹³. Il existe certaines exceptions, comme l'Espagne et le Portugal, où les effets de l'élève et de la famille sont les principales variables explicatives des variations des résultats. Les effets-établissement sont généralement importants dans les pays qui mettent en place une orientation précoce, comme l'Allemagne ou les Pays-Bas, mais le sont également dans les pays qui n'ont pas recours à cette orientation précoce.

Graphique 5.16. Décomposition de la variance des résultats aux tests

Note : ce graphique représente la part de la variation des résultats aux tests du PISA en mathématiques expliquée suite à une régression des résultats aux tests en tant que fonction des variables milieu familial, niveau de l'élève et niveau de l'établissement. Les effets de l'élève se rapportent au sexe, à l'âge et au niveau scolaire. Le milieu familial se rapporte à l'indice SES, au statut au regard de l'immigration, à la langue parlée à la maison, au fait de vivre ou non avec ses deux parents. Les effets-établissement constituent une variable indicatrice spécifique à chaque établissement. La politique de l'établissement se rapporte à la qualité des ressources éducatives, aux activités extrascolaires créatives, au taux d'encadrement et à l'indice de regroupement par aptitudes entre les classes de mathématiques.

Source : calculs de l'OCDE fondés sur PISA 2015.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933971233>

Il existe deux raisons pour lesquelles les résultats aux tests varient en fonction de l'établissement fréquenté par les élèves. La première raison est la sélection des élèves possédant les mêmes aptitudes au sein des mêmes établissements, découlant des politiques nationales en matière d'orientation, des politiques d'admission des établissements ou du comportement des parents/élèves ou des enseignants. Deuxième raison : les pratiques/politiques éducatives au niveau de l'établissement, qui ont un impact sur les résultats des élèves, les « bons établissements » améliorant davantage les résultats des élèves aux tests que les « mauvais établissements ». En ce sens, les facteurs scolaires peuvent influencer l'impact du milieu familial, l'accentuer, ou au contraire, réduire les écarts. Étant donné que seul un petit pourcentage de la variation des résultats aux tests s'explique par les politiques des établissements comme la taille des classes, les ressources et d'autres politiques (8 % en moyenne), la sélection (« effet des élèves » dans le Graphique 5.16) semble être un déterminant beaucoup plus important des effets-établissement que les politiques spécifiques des établissements.

Différents mécanismes influencent la sélection des élèves possédant des aptitudes similaires ou issus du même milieu dans le même établissement : l'orientation, les politiques d'admission, le choix des parents et le lieu de résidence. Un mécanisme de sélection important est l'orientation précoce et le regroupement par aptitudes, qui peuvent perpétuer les inégalités éducatives entre les établissements. Ces pratiques souvent très coûteuses s'avèrent inefficaces pour améliorer les résultats scolaires. En particulier, les élèves défavorisés risquent plus que les autres d'être orientés vers des filières non classiques, comme les programmes d'enseignement et de formation professionnels. Plusieurs études montrent que l'orientation précoce augmente les inégalités en matière de

résultats scolaires et renforce l'impact du milieu familial sur ces résultats (Hanushek et Wössmann, 2006 ; Causa et Chapuis, 2009). De précédents travaux de l'OCDE (Causa et Chapuis, 2009) sur ce sujet montrent qu'une orientation précoce accroît la ségrégation socioéconomique entre les établissements. Des politiques d'admission sélectives sont une autre source importante de variation des résultats scolaires entre les établissements. Les établissements plus sélectifs ont de meilleurs élèves dont les résultats varient moins (Freeman et Viarengo, 2014), mais la concurrence entre les établissements peut conduire à des pratiques sélectives et renforcer la ségrégation (Burgess et al., 2007). Enfin, les effets-établissement peuvent également être liés à l'autosélection des élèves ou des familles en raison de la ségrégation résidentielle, et au lien entre la qualité de l'établissement dans un quartier résidentiel et le revenu/patrimoine et le logement d'une famille. Les résultats des études suivant les individus dans le temps montrent que la raison pour laquelle les enfants défavorisés obtiennent de moins bons résultats que leurs pairs plus aisés semble être liée au moins en partie au fait qu'ils ne fréquentent pas les mêmes établissements secondaires (Crawford et al., 2017). Dans l'ensemble des pays, il est clairement avantageux de fréquenter une école dont les élèves sont issus, en moyenne, de milieux socioéconomiques plus favorisés (Causa et Chapuis, 2009).

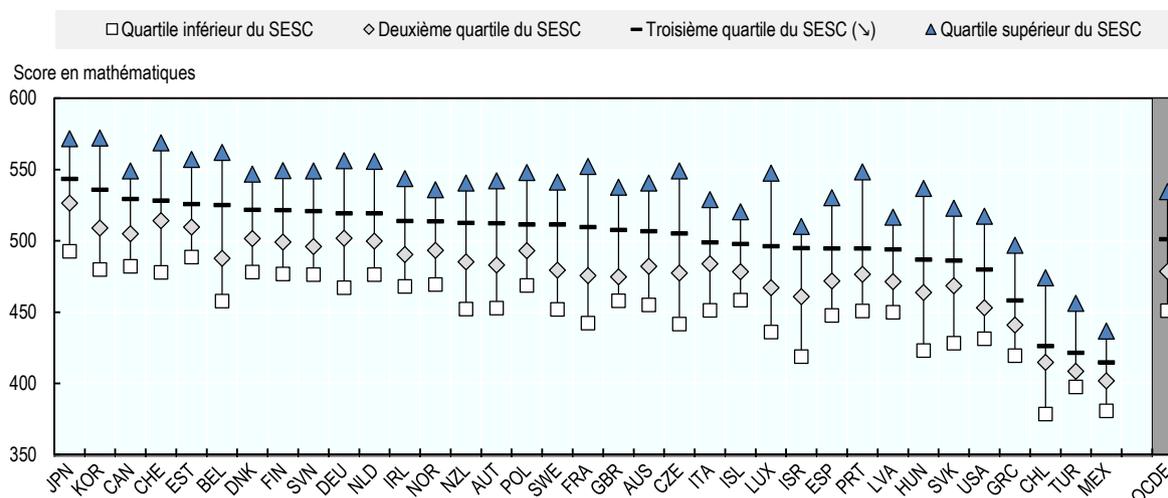
D'autres politiques éducatives, comme l'accessibilité de l'éducation et de l'accueil des jeunes enfants et la formation professionnelle, ont également un impact sur les possibilités de mobilité dans l'éducation. L'inscription dans une filière professionnelle est également associée à un impact accru du milieu socioéconomique d'un établissement sur les résultats d'un élève, et à un impact moindre du milieu familial (Causa et Chapuis, 2009). Une plus forte fréquentation des établissements d'accueil des jeunes enfants est associée à une plus grande équité dans le domaine de l'éducation, c'est-à-dire à une corrélation moindre entre le milieu socioéconomique des parents et les résultats scolaires. Chevalier et al. (2009) ont observé que la reproduction intergénérationnelle de l'éducation est plus importante dans les pays où le rendement de l'éducation est meilleur, et plus faible dans les pays qui consacrent davantage de ressources publiques à l'éducation, ce qui signifie que des systèmes éducatifs égalitaires sont associés à une plus grande mobilité intergénérationnelle. Toutefois, cela contredit quelque peu les résultats précédents de Checchi et al. (1996) concernant les États-Unis et l'Italie, qui ont mis en avant l'hypothèse selon laquelle des systèmes éducatifs égalitaires, à l'instar du système italien – qui sont financés par des ressources publiques, centralisés et offrent le même enseignement à tous les élèves – abaissent le rendement de l'éducation, tandis que des systèmes décentralisés et non standardisés comme ceux des États-Unis augmentent l'attractivité et le rendement des investissements dans le capital humain.

5.3.2. Quelle part de la variation des résultats en fonction du milieu parental s'explique par les politiques des établissements ?

Tous pays confondus, les enfants de 15 ans issus d'un milieu défavorisé obtiennent un score moyen de 451 aux tests PISA en mathématiques, alors que ceux dont les parents sont diplômés de l'enseignement supérieur obtiennent 535, ce qui équivaut à plus de trois années de scolarité supplémentaires. Dans le même temps, les pays affichant des scores moyens similaires peuvent enregistrer en réalité des écarts très différents entre les résultats des familles défavorisées et ceux des familles plus aisées, ce qui montre à quel point les politiques éducatives peuvent contribuer à accentuer ou à réduire les différences en termes d'éducation. Par exemple, la France – par rapport à la Suède et au Royaume-Uni – ou l'Allemagne – par rapport à la Slovénie et aux Pays-Bas – enregistrent des scores moyens similaires à ceux des autres pays de leur groupe, mais des disparités

beaucoup plus importantes entre les résultats des élèves issus de milieux défavorisés et ceux des élèves issus de milieux favorisés (Graphique 5.17).

Graphique 5.17. Résultats en mathématiques en fonction de la situation socioéconomique des parents, 2015



Note : SESC se rapporte à l'indice PISA de statut économique, social et culturel.

Source : PISA 2015.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933971252>

Une décomposition des facteurs à l'origine de ces écarts de résultats en fonction de la situation socioéconomique des parents montre que la qualité des établissements compte davantage que les caractéristiques individuelles et l'engagement des parents. La partie A du Graphique 5.18 montre qu'en moyenne, un tiers de l'écart entre les résultats des élèves favorisés et ceux des élèves défavorisés est imputable aux différentes caractéristiques de l'individu (13 %), de la famille (3 %) et de l'établissement (17 %). La partie B montre qu'au sein de la variable expliquée, les ressources éducatives, la taille et l'autonomie de l'établissement semblent être les facteurs qui contribuent le plus à expliquer les écarts de résultats. L'impact des ressources des établissements sur l'équité, à savoir la réduction de l'écart entre les résultats scolaires en fonction du milieu parental, est mitigé et controversé, certaines études évoquant des résultats non significatifs de la hausse des dépenses d'éducation en faveur des plus défavorisés (Wobmann et al., 2007), alors que d'autres donnent à penser que cela ne contribue pas à améliorer l'équité en termes de résultats scolaires (Leuven et al., 2007).

Ici, les dépenses au titre des ressources et de la qualité sont représentées par l'indice des ressources scientifiques, ce qui explique en moyenne 26 % de l'écart imputable aux politiques des établissements. La taille des établissements et le taux d'encadrement ont un impact sur l'écart de résultats. En ce qui concerne les enseignants, malgré quelques exceptions notables, les pays de l'OCDE tentent d'attribuer au minimum le même, si ce n'est un plus grand nombre d'enseignants par élève aux établissements défavorisés par rapport aux établissements plus favorisés. Cela dit, les établissements défavorisés déclarent toujours avoir de grandes difficultés à attirer les enseignants qualifiés. En d'autres termes, dans les établissements désavantagés, des ressources supplémentaires ne sont pas nécessairement synonymes de ressources de meilleure qualité. Les incitations

monétaires visant les enseignants peuvent avoir un impact important sur les résultats des élèves, et si elles peuvent cibler les établissements ou les élèves défavorisés, elles peuvent également contribuer à promouvoir l'équité (Lavy et Schlosser, 2004). L'autonomie des établissements en termes de programmes, d'embauches et de salaires est également associée à des meilleurs résultats des élèves en moyenne (Hanushek et al., 2013), mais son impact sur l'équité est controversé, certaines études observant qu'elle renforce l'impact du milieu parental (Amermuller, 2005), alors que d'autres donnent à penser que l'autonomie des établissements ne nuit pas à l'équité des résultats des élèves (Wobmann et al., 2007). Les résultats de la décomposition montrent que 11 % de la partie expliquée de l'écart de résultats sont dus aux différences de responsabilité en matière de programme scolaire et de ressources.

Encadré 5.6. Décomposition de la variation des résultats aux tests du PISA

Les résultats observés sont modélisés comme suit :

$$Test_{ij} = \beta_0 + \beta_1 A_{ij} + \beta_2 F_{ij} + \beta_3 S_{ij} + \beta_4 I_{ij} + \epsilon_{ij}$$

où $Test$ est le résultat observé au test PISA en mathématiques de l'élève i dans le pays j , A est un vecteur des caractéristiques individuelles, F est un vecteur des ressources des parents, S est un vecteur des ressources liées aux établissements, et I est un vecteur des caractéristiques institutionnelles de l'établissement (comme l'orientation précoce).

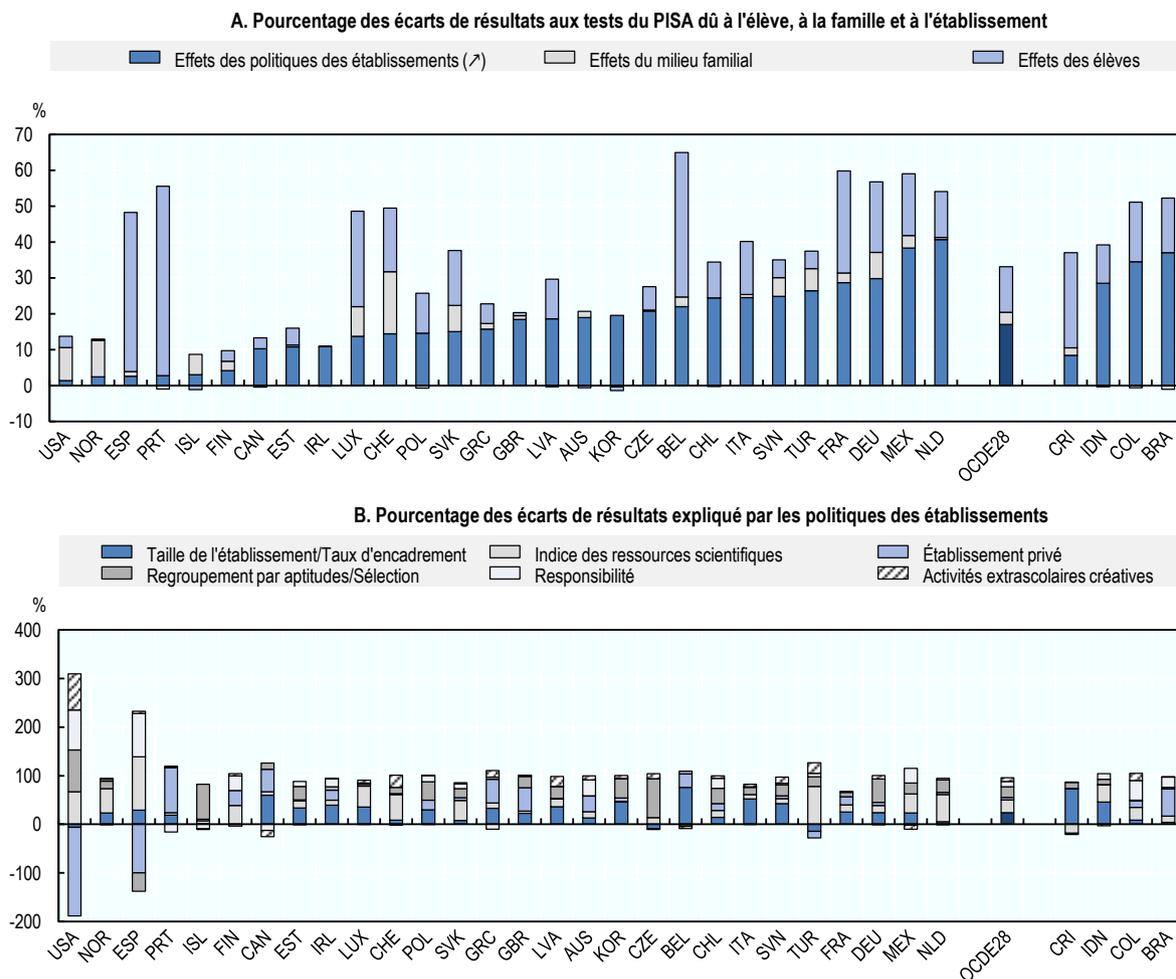
Les déterminants des écarts entre les résultats des élèves des quartiles supérieur et inférieur de l'indice SESC sont décomposés selon la méthode Oaxaca-Blinder, de manière que l'écart entre les résultats scolaires de chacun puisse être exprimé comme suit :

$$\overline{Test}_t - \overline{Test}_b = (\overline{Z}_t - \overline{Z}_b)\beta + \overline{Z}_t(\beta_t - \beta_b) + (\overline{\epsilon}_t - \overline{\epsilon}_b)$$

où t et b correspondent aux élèves des quartiles supérieur et inférieur de l'indice SESC, respectivement. Le premier terme à droite correspond à la part de l'écart de résultats scolaires imputable aux caractéristiques observées des individus, des établissements et des enseignants, c'est-à-dire au nombre d'élèves du quartile inférieur qui obtiendraient des résultats différents s'ils présentaient les mêmes caractéristiques individuelles et scolaires que les élèves du quartile supérieur de l'indice SESC. Le second terme, l'effet de rendement, montre dans quelle mesure les élèves présentant un faible SESC obtiendraient de meilleurs résultats s'ils bénéficiaient du même processus de production de la scolarité étant donné les caractéristiques qui sont les leurs.

L'analyse de décomposition met en évidence d'autres caractéristiques des établissements et des systèmes, particulièrement importantes dans certains pays. Par exemple, l'existence d'activités extrascolaires dans les établissements est également un facteur de différences socioéconomiques en matière de résultats. L'existence d'activités extrascolaires créatives dans les établissements semble être un facteur important aux États-Unis, en Suisse et en Turquie, par exemple. Le fait que les élèves avantagés sur le plan socioéconomique fréquentent une école privée contribue à plus de 40 % des écarts expliqués dans des pays comme la Grèce, le Canada et le Brésil. Le regroupement par aptitudes et les critères de sélection des écoles contribuent à 22 % des écarts expliqués entre les élèves en fonction du milieu socioéconomique.

Graphique 5.18. Quelles politiques des établissements expliquent l'écart entre les résultats des élèves en fonction de leur milieu ?



Note : pour la partie A, le total des pourcentages n'atteint pas 100 % en raison d'une partie résiduelle ou inexpliquée. La sélection dépend de la fréquence à laquelle l'admission des élèves dans les établissements est fondée sur leur dossier scolaire, notamment des tests de niveau (jamais, parfois et toujours). La variable « regroupement par aptitudes » indique si les élèves sont regroupés sur la base de tests standardisés et mis au point par les enseignants. La variable « responsabilité » s'appuie sur les informations déclarées par les directeurs des établissements quant au niveau de responsabilité des enseignants, du principal, du conseil d'administration de l'établissement, des autorités éducatives régionales ou locales, des autorités nationales, ou de plusieurs d'entre eux, dans l'allocation des ressources aux écoles (nomination et révocation des enseignants ; détermination des salaires initiaux et des augmentations des enseignants ; et formulation des budgets des établissements et répartition de ces budgets au sein des établissements) et le programme scolaire (choix des manuels ; choix des cours proposés ; détermination du contenu de ces cours). L'indice de ressources scientifiques indique le nombre de questions ci-après auxquelles le principal de l'établissement a répondu par l'affirmative au sujet du département de sciences de son établissement : « par rapport à d'autres départements, notre département de sciences est bien équipé » ; « lorsque nous bénéficions de ressources supplémentaires, une part importante est consacrée à l'amélioration de l'enseignement des sciences » ; « les enseignants en sciences compte parmi les membres du personnel les plus instruits » ; « par rapport à des établissements similaires, nous possédons un laboratoire bien équipé » ; « le matériel réservé aux travaux pratiques en sciences est en bon état » ; « nous avons suffisamment de matériel de laboratoire pour que toutes les classes puissent l'utiliser régulièrement » ; « nous avons du personnel de laboratoire supplémentaire qui participe à l'enseignement des sciences » ; et « notre établissement consacre des ressources supplémentaires à la modernisation de ses équipements scientifiques ». L'indice des activités extrascolaires créatives à l'école est la somme des principales réponses à des questions relatives à l'offre de l'établissement : fanfare, orchestre ou chorale ; pièce de théâtre ou comédie musicale ; et club artistique ou activités artistiques (les valeurs de l'indice varient de 0 à 3, et chaque réponse est affectée d'un même coefficient de pondération). Les pays de la partie B sont classés par ordre croissant des effets des politiques des établissements dans la partie A.

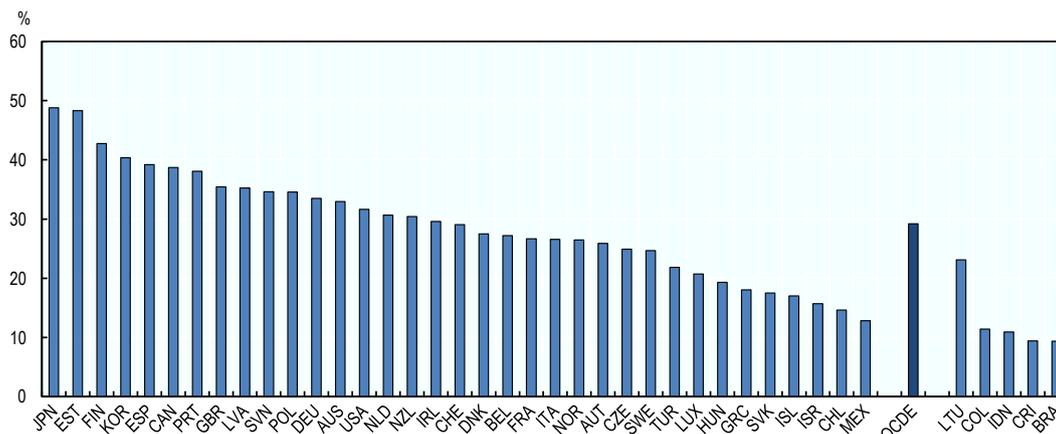
Source : analyse de l'OCDE fondée sur PISA 2015.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933971271>

5.3.3. Dans quelles circonstances les élèves défavorisés obtiennent-ils généralement de meilleurs résultats ?

Bien que le milieu parental ait un impact sur les résultats scolaires, un certain nombre d'élèves issus de milieu défavorisés déjouent les pronostics et obtiennent d'excellents résultats (élèves dits « résilients » dans le cadre du PISA). En moyenne dans les pays de l'OCDE, 29.2 % des élèves défavorisés déjouent les pronostics socioéconomiques, et se classent dans le quartile supérieur des élèves dans l'ensemble des pays participants. Ces élèves représentent plus de 40 % des élèves défavorisés en Estonie, Finlande, Japon et Corée. Ces résultats montrent à quel point les résultats d'élèves ayant un statut socioéconomique similaire peuvent varier d'un système scolaire à l'autre.

Graphique 5.19. Pourcentage d'élèves performants issus d'un milieu socioéconomique défavorisé



Note : par élèves résilients, on entend les élèves qui se situent dans le quartile inférieur de l'indice PISA de statut économique, social et culturel (SESC) d'un pays ou d'une économie, et qui se classent dans le quartile supérieur des résultats, tous pays et économies confondus, après prise en compte du niveau socioéconomique.

Source : OCDE PISA 2015.

StatLink  <https://doi.org/10.1787/888933971290>

En termes de déterminants de la mobilité éducative, les résultats du PISA donnent à penser qu'une caractéristique importante expliquant pourquoi les enfants deviennent résilients aux désavantages sociaux est la promotion des attitudes positives vis-à-vis de l'apprentissage. Les élèves résilients sont plus susceptibles d'être engagés, motivés, d'avoir confiance en eux et en leurs capacités, et de donner ainsi aux responsables de l'action publique des moyens d'action tangibles pour améliorer la résilience. La confiance des élèves en leurs aptitudes scolaires est l'une des principales variables explicatives de la résilience. Les élèves résilients enregistrent des taux d'absentéisme et de retard inférieurs à ceux des élèves ayant des mauvais résultats, qu'ils soient défavorisés ou non. Ils affichent également un niveau très supérieur de motivation intrinsèque et instrumentale à l'idée d'apprendre les mathématiques, et de perception de leurs propres capacités, et une moindre anxiété aux examens que les élèves obtenant de moins bons résultats, contrairement à ce que l'on pourrait penser au regard de leur situation socioéconomique (Tableau 5.5).

Outre les attitudes des élèves, certains aspects des ressources, des politiques, du financement et de la gouvernance des établissements sont également corrélés à la résilience. Les ressources financières semblent avoir une certaine importance : si les établissements investissent davantage dans l'éducation et sont mieux classés en termes de qualité et de quantité des services éducatifs, ils ont également plus de chances d'avoir des élèves résilients. Des taux d'encadrement inférieurs sont également associés à une proportion supérieure d'élèves résilients. La qualité des enseignants compte également : les établissements comptant une plus grande part d'enseignants certifiés comptabilisent davantage d'élèves résilients. L'environnement d'apprentissage a également de l'importance : le climat de discipline de l'établissement est une variable explicative importante de la résilience, ce qui montre que les établissements où les élèves sont moins susceptibles de déclarer des problèmes disciplinaires en classe comptent davantage d'élèves résilients.

Tableau 5.6. Facteurs individuels et des établissements expliquant la résilience

	Ensemble des pays		Pays de l'OCDE		Pays hors OCDE	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Sexe féminin	-0.179***	(0.042)	-0.149***	(0.046)	-0.494***	(0.091)
Âge	0.049	(0.079)	0.119	(0.087)	-0.189	(0.172)
Niveau par rapport à la classe modale dans le pays	0.244***	(0.049)	0.213***	(0.062)	0.370***	(0.086)
Temps passé dans les services d'éducation et d'accueil des jeunes enfants	-0.005	(0.014)	0.014	(0.016)	-0.107***	(0.039)
Redoublement	-0.543***	(0.090)	-0.585***	(0.108)	-0.350**	(0.144)
Efficacité perçue en science	0.085***	(0.016)	0.097***	(0.018)	0.021	(0.036)
Motivation de l'élève	0.143***	(0.031)	0.139***	(0.033)	0.231***	(0.068)
Durée d'apprentissage des mathématiques	0.013	(0.013)	0.013	(0.014)	0.015	(0.029)
Personnalité : anxiété aux examens	-0.175***	(0.022)	-0.163***	(0.023)	-0.141**	(0.067)
Indice de statut économique, social et culturel	-0.114***	(0.041)	-0.130***	(0.044)	-0.779***	(0.111)
Mère immigrée	0.159	(0.107)	0.148	(0.110)	-0.046	(0.298)
Père immigré	-0.139	(0.094)	-0.147	(0.095)	-0.426	(0.364)
Langue étrangère à la maison	0.002	(0.104)	-0.020	(0.104)	-0.783	(0.481)
Climat de discipline dans les cours de science	0.113***	(0.024)	0.128***	(0.025)	-0.042	(0.057)
Soutien des élèves par les enseignants dans les cours de sciences	-0.095***	(0.027)	-0.095***	(0.028)	-0.075	(0.048)
Programmes de développement professionnel des enseignants	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)	0.000	(0.002)
Pénurie de matériel pédagogique	0.002	(0.026)	0.013	(0.027)	-0.169**	(0.066)
Pourcentage d'enseignants dûment certifiés	0.183**	(0.092)	0.113	(0.108)	0.008	(0.206)
Activités extrascolaires créatives	-0.042	(0.028)	-0.046	-0.030	-0.055	(0.074)
Ressources scientifiques	0.035**	(0.015)	0.032**	(0.016)	0.017	(0.038)
Taux d'encadrement	-0.011***	(0.003)	-0.014***	(0.005)	0.007	(0.005)
Taille de l'établissement	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Établissement privé	0.111	(0.085)	0.104	(0.090)	-0.257	(0.314)
Groupes constitués sur la base de tests standardisés	-0.063	(0.057)	-0.063	(0.064)	0.031	(0.156)
Groupes constitués à partir de tests mis au point par les enseignants	-0.022	(0.052)	0.011	(0.057)	-0.338**	(0.145)
Responsabilités concernant le programme scolaire	0.006	(0.029)	0.017	(0.032)	-0.059	(0.075)
Responsabilités concernant les ressources	-0.085**	(0.034)	-0.099***	(0.034)	0.004	(0.141)
Admission/prise en compte des résultats scolaires : parfois	-0.057	(0.067)	-0.066	(0.073)	-0.134	(0.228)
Admission/prise en compte des résultats scolaires : toujours	0.043	(0.051)	0.035	(0.056)	-0.016	(0.150)
Participation des parents aux décisions de l'établissement.	-0.059	(0.091)	-0.040	(0.097)	-0.184	(0.279)
Direction pédagogique	-0.019**	(0.008)	-0.019**	(0.009)	0.025	(0.017)
Constante	-0.908	(1.248)	-1.980	(1.361)	1.144	(2.838)
Taille de l'échantillon	19 086		17 058		2 028	

Note : effets marginaux des estimations probit. La variable dépendante est une variable indicatrice de la résilience des élèves. Par élèves résilients, on entend les élèves qui se situent dans le quartile inférieur de l'indice PISA de statut économique, social et culturel (SESC) d'un pays ou d'une économie, après prise en compte du niveau socioéconomique. Les pays de l'OCDE incluent l'Allemagne, l'Australie, la Belgique, le Canada, le Chili, la Corée, l'Espagne, l'Estonie, les États-Unis, la Finlande, la Grande-Bretagne, la Grèce, l'Irlande, l'Islande, l'Italie, la Lettonie, le Luxembourg, le Mexique, la Pologne, le Portugal, la République slovaque, la République tchèque, la Slovénie, la Suisse et la Turquie. Les pays non membres de l'OCDE incluent le Brésil, la Colombie et le Costa Rica. ***, ** : statistiquement significatif aux seuils de 1 % et 5 %, respectivement.

Source : estimations de l'OCDE fondées sur PISA 2015.

5.4. Conclusion

Ce chapitre a commencé par présenter et analyser des nouvelles données comparatives relatives au degré d'influence des parents sur la santé des enfants. Il montre que le milieu socioéconomique et les comportements en matière de santé des parents ont un impact considérable sur la santé des jeunes enfants, et que la santé durant l'enfance est un facteur important influençant la santé à l'âge adulte. En outre, la santé et les comportements en matière de santé des parents influent sur la santé de leurs enfants à l'âge adulte lorsque l'on examine l'état de santé perçu, l'indice de masse corporelle, et la probabilité de fumer et de consommer de l'alcool.

Pour brosser un tableau complet, la deuxième partie de ce chapitre mesure la mobilité intergénérationnelle dans l'éducation de différentes manières. Il a été démontré que la mobilité absolue en matière d'éducation est importante dans tous les pays, mais qu'elle diminue pour les personnes nées après le milieu des années 1970. La mobilité relative est plus modeste, puisqu'il existe une forte reproduction au bas et plus particulièrement au sommet de l'échelle des qualifications. La mobilité ascendante relative entre un niveau inférieur au deuxième cycle de l'enseignement secondaire et l'enseignement supérieur a diminué en moyenne dans les pays de l'OCDE. En ce qui concerne l'impact marginal de l'éducation des parents sur l'éducation de leurs enfants, une année supplémentaire de scolarisation des parents n'est associée qu'à 0.16 année de scolarité des enfants en Corée, mais à pas moins de 0.72 année de scolarité au Portugal et au Royaume-Uni (0.74 en Indonésie), la moyenne étant tout juste inférieure à 0.5 année. Contrairement à l'évolution des niveaux d'études relatifs mesurés par le diplôme ou le niveau atteint, l'impact d'une année supplémentaire de scolarisation des parents sur la scolarité des enfants a diminué au fil du temps dans les pays européens.

L'analyse montre également que des facteurs liés à la fois aux individus et aux établissements influencent la mobilité dans l'éducation. Les politiques qui influencent la motivation des élèves et l'efficacité perçue peuvent aider les élèves issus de milieux défavorisés à obtenir de meilleurs résultats. La quantité de ressources pédagogiques et la qualité des enseignants sont également associées à des chances accrues de mobilité ascendante. En partie, les élèves défavorisés enregistrent généralement de moins bons résultats que leurs pairs issus d'un milieu plus favorisé, non seulement parce qu'ils ont des parents moins instruits, mais également parce qu'ils ne fréquentent pas les mêmes établissements. La fréquentation d'établissements différents est partiellement imputable à la ségrégation urbaine et à d'autres politiques d'admission sélective ou d'orientation en fonction des capacités.

Notes

¹ L'état de santé perçu est une mesure subjective, mais présente l'avantage de mesurer la santé à l'aide d'un seul indicateur plutôt que par le biais d'une question à plusieurs items ou d'une liste de plusieurs symptômes/pathologies. En outre, selon un nombre considérable d'études internationales, cet item est corrélé de manière significative et indépendante à des problèmes de santé spécifiques, à l'utilisation des services de santé, à l'évolution de l'état de santé fonctionnel, au rétablissement suite à des épisodes de morbidité, et à la mortalité (Idler et Kasl, 1995 ; Schnittker et Bacak, 2014).

² En ce qui concerne la quantification de l'impact de la santé sur la mobilité intergénérationnelle, une étude menée au Royaume-Uni donne à penser que l'état de santé pendant la petite enfance contribue à expliquer une faible proportion de la transmission de la classe sociale des parents à leurs fils – 9 % environ (Palloni, 2006). Une autre étude menée au Danemark mesure l'élasticité intergénérationnelle du revenu et observe que, selon l'état de santé des enfants, l'estimation de l'élasticité intergénérationnelle des salaires diminue considérablement – de 28 % pour les fils et de 25 % pour les filles – notamment en raison de la corrélation intergénérationnelle de l'état de santé (Eriksson et al., 2005).

³ La situation socioéconomique des parents est mesurée par la propriété du logement à la naissance, le nombre de pièces par personne dans le logement (utilisé comme indicateur de la situation financière) et par la profession du père lorsque l'enfant atteint l'âge de 10 ans.

⁴ Les mesures de la santé incluent l'état de santé perçu, le fait d'avoir souffert d'une pathologie chronique avant l'âge de 10 ans, d'avoir manqué l'école un mois ou plus, ou d'avoir été hospitalisé un mois ou plus. Les affections chroniques incluent le diabète ou l'hyperglycémie, les troubles cardiaques, les maux de tête ou migraines sévères, les crises d'épilepsie, les troubles émotionnels, nerveux ou psychiatriques, les affections néoplasiques et d'autres pathologies graves.

⁵ Les données de l'analyse internationale ne permettent pas d'analyser la transmission intergénérationnelle de certains états pathologiques à l'échelle internationale, la seule variable disponible relative à l'état de santé des parents dans l'ensemble de données de l'enquête SHARE étant l'état de santé perçu.

⁶ Pour distinguer l'impact direct de l'IMC parental de celui d'autres facteurs comportementaux en matière de santé, il est important de tenir compte d'autres facteurs exogènes comme le statut professionnel des mères, le niveau d'études, le revenu et les habitudes alimentaires, qui ne sont malheureusement pas inclus dans les données.

⁷ Le tabagisme est défini par le fait de fumer quotidiennement. La consommation d'alcool est définie par le fait de consommer plus de 2 verres quasi quotidiennement.

⁸ En ce qui concerne l'Indonésie et l'Afrique du Sud, si l'on examinait uniquement la mobilité entre trois niveaux (niveau inférieur au deuxième cycle du secondaire, deuxième cycle du secondaire et études supérieures), environ 70 % des enfants auraient les mêmes niveaux d'instruction que leurs parents. Ce chiffre occulte une grande partie de la mobilité absolue qui intervient en bas de l'échelle de l'éducation, en particulier au niveau des enfants dont les parents sont analphabètes.

⁹ D'après Freeman et Viarengo (2014), l'analyse de la variance est réalisée séparément pour chacun des facteurs.

¹⁰ Les données du PISA sont fondées sur un groupe d'élèves déjà âgés de 15 ans lors de leur septième année de scolarité ou au-delà, et dans certains pays, ils représentent déjà un échantillon sélectionné des élèves qui n'ont pas abandonné leurs études mais sont scolarisés dans des filières ou des établissements particuliers, ce qui engendre des variations des résultats d'un pays à l'autre en fonction de l'échantillon.

¹¹ Le milieu familial fait ici référence à l'indice PISA de statut économique, social et culturel (SESC), au statut au regard de l'immigration, à la langue parlée à la maison, et au fait de vivre ou non avec ses deux parents. L'indice SESC a été élaboré à partir des variables suivantes : indice socioéconomique international de statut professionnel (ISEI) ; niveau de formation le plus élevé des deux parents converti en années d'études ; indice PISA de richesse familiale ; indice PISA de ressources éducatives familiales, et indice PISA de patrimoine culturel familial.

¹² Le niveau d'études est utilisé comme variable de contrôle du niveau de connaissance de l'élève et fait partie de ses caractéristiques, mais peut également résulter d'un redoublement, d'un saut de classe ou d'une scolarisation précoce ou tardive, qui peuvent être influencés par des facteurs autres que les élèves et refléter certaines caractéristiques du système.

¹³ En France, une partie de la variation due aux effets-établissement pourrait être imputable au fait que certains élèves n'ont pas le même niveau, c'est-à-dire sont scolarisés au collège ou au lycée.

Références

- Aizer, A. et J. Currie (2014), « The Intergenerational Transmission of Inequality: Maternal Disadvantage and Health at Birth », *Science*, vol. 344, n° 6186, pp. 856-861, DOI: 10.1126/science.1251872.
- Almond, D. et B. Mazumder (2011), Health Capital and the Prenatal Environment: The Effect of Ramadan Observance during Pregnancy », *American Economic Journal: Applied Economics*, vol. 3, n° 4, pp. 56-85.
- Ammermuller, A. (2005), « Educational Opportunities and the Role of Institutions », *ZEW Discussion Paper*, n° 5-44, Centre for European Economic Research, Mannheim.
- Angelini, V. et J.O. Mierau (2012), « Social and economic aspects of childhood health », *Research Report 12002-EEF*, University of Groningen.
- Bago d'Uva, T.M. et al. (2011), « Education-related inequity in health care with heterogeneous reporting of health », *Journal of the Royal Statistical Society, Series A, Statistics in Society*, vol. 174, n° 3, pp. 639-664.
- Banks, J. et J.P. Smith (2012), « International comparisons in health economics: Evidence from aging studies », *Annual Review of Economics*, vol. 4, pp. 57-81, <http://doi.org/10.1146/annurev-economics-080511-110944>.
- Bantle, C. et J. Haisken-DeNew (2002), « Smoke signals: The intergenerational transmission of smoking behavior », *Discussion Papers of DIW Berlin*, n° 277, DIW Berlin, German Institute for Economic Research.
- Barker, D.J. (1995), « Fetal origins of coronary heart disease », *BMJ: British Medical Journal*, vol. 311, n° 6998, pp. 171-174.
- Behrman, J. et M. Rosenzweig (2002), « Does Increasing Women's Schooling Raise the Schooling of the Next Generation? », *American Economic Review*, vol. 92, n° 1, pp. 323—334.
- Björklund, A., M. Jäntti et G. Solon (2007), « Nature and nurture in the intergenerational transmission of socioeconomic status: Evidence from Swedish children and their biological and rearing parents », *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, De Gruyter, vol. 7, n° 2, pp. 1-23, novembre.
- Björklund, A. et K.G. Salvanes (2011), « Education and family background: Mechanisms and policies », *Handbook of the Economics of Education*, Elsevier.
- Black, S.E. et P.J. Devereux (2010), *Recent developments in intergenerational mobility* (n° w15889), National Bureau of Economic Research.
- Black, S.E., P.J. Devereux et K.G. Salvanes (2005), « Why the apple doesn't fall far: Understanding intergenerational transmission of human capital », *American Economic Review*, vol. 95, pp. 437-449.
- Brown, H. et M. van der Pol (2014), « The role of time preferences in the intergenerational transfer of smoking health economics », *Health Economics*, vol. 23, pp. 1493-1501.
- Burgess, S., B. McConnell, C. Propper et D. Wilson (2007), « The impact of school choice on sorting by ability and socio-economic factors in English secondary education », in Wößmann, L. et P.E. Peterson (dir. pub.), *Schools and the Equal Opportunity Problem*, MIT Press, Cambridge, pp. 273-291.

- Carneiro, P., C. Meghir et M. Parey (2007), « Maternal education, home environments and the development of children and adolescents », *CEPR Discussion Paper* DP6505.
- Case, A. et C. Paxson (2008), « Stature and status: Height, ability, and labor market outcomes », *The Journal of Political Economy*, vol. 116, n° 3, pp. 499-532, <http://doi.org/10.1086/589524>.
- Causa, O. et C. Chapuis (2009), « Equity in student achievement across OECD countries: An investigation of the role of policies », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 708, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/223056645650>.
- Checchi, D., A. Ichino et A. Rustichini (1996), « More equal but less mobile? Education financing and intergenerational mobility in Italy and in the United States », *CEPR Discussion Papers*, n° 1496.
- Chevalier A., K. Denny et D. McMahon (2009), « Intergenerational mobility and education equality », in Dolton, P., R. Asplund et E. Barth (dir. pub.), *Education and Inequality across Europe*, Edward Elgar, Londres.
- Chevalier, A. et V. O'Sullivan (2007), « Mother's education and birth weight », *IZA Discussion Paper* n° 2640, février, <https://ssrn.com/abstract=970232>.
- Conley, D. et N. G. Bennett (2000), « Is biology destiny? Birth weight and life chances », *American Sociological Review*, vol. 65, n° 3, juin, pp. 458-467.
- Crawford, C., L. Macmillan et A. Vignoles (2017), « [When and why do initially high-achieving poor children fall behind?](#) », *Oxford Review of Education*, vol. 43, n° 1.
- Currie, J. (2011), « Inequality at birth: Some Causes and Consequences », *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 101, n° 3, pp. 1-22, <http://ideas.repec.org/a/aea/aecrev/v101y2011i3p1-22.html>.
- Currie, J. (2009), « Healthy, Wealthy, and Wise: Socioeconomic Status, Poor Health in Childhood, and Human Capital Development », *Journal of Economic Literature*, vol. 47, pp. 87-122.
- Currie, J. et E. Moretti (2007), « Biology as destiny? Short- and long-run determinants of intergenerational transmission of birth weight », *Journal of Labor Economics*, vol. 25, n° 2.
- Currie, J. et E. Moretti (2003), « Mother's Education and the Intergenerational Transmission of Human Capital: Evidence from College Openings », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 118, pp. 1495-1532.
- Currie, J., et R. Walker (2011). « Traffic Congestion and Infant Health: Evidence from E-ZPass », *American Economic Journal: Applied Economics*, vol. 3, n° 1, pp. 65-90.
- Cutler, D.M., E.L. Glaeser et J.M. Shapiro (2003), « [Why have Americans become more obese?](#) », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 17, n° 3, pp. 93-118.
- Cutler, D. et A. Lleras-Muney (2010), « Understanding differences in health behaviors by education », *Journal of Health Economics*, vol. 29, pp. 1-28.
- Daude, C. et V. Robano (2015), « On intergenerational (im)mobility in Latin America », *Latin American Economic Review*, vol. 24, n°9.
- Emanuel, I., H. Filakti, E. Alberman et S.J. Evans (1992), « Intergenerational studies of human birthweight from the 1958 birth cohort. 1. Evidence for a multigenerational effect », *British Journal of Obstetrics and Gynaecology*, vol. 99, n° 1, pp. 67-74, <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/1547177>.

- Ennett, S.T. et K.E. Bauman (1991), « Mediators in the Relationship Between Parental and Peer Characteristics and Beer Drinking by Early Adolescents », *Journal of Applied Social Psychology*, vol. 21, n° 20.
- Eriksson, T. et al. (2005). « Earnings persistence across generations: Transmission through health? », document non publié, présenté à la reunion EALE/SOLE.
- Eskenazi, B., R. Amy, R.C. Marks, T. Bruckner et P.G. Toniolo (2007), « Low birthweight in New York City and Upstate New York following the events of septembre 11th », *Human Reproduction*, vol. 22, n° 11, pp. 3013-3020.
- Freeman, R.B. et M. Viarengo (2014), « School and family effects on educational outcomes across countries », *Economic Policy*, vol. 29, n° 79, 1^{er} juillet, pp. 395-446.
- Girdwood, S. et M. Leibbrandt (2009), « Intergenerational mobility: Analysis of the NIDS Wave 1 dataset », *Discussion Paper*, n° 15, National Income Dynamics Study.
- Glyn, L.M. et al. (2001), « When stress happens matters: Effects of earthquake timing on stress responsivity in pregnancy », *American Journal of Obstetrics and Gynecology*, vol. 184, n° 4, pp.637-642.
- Hanushek, E.A., S. Link et L. Woessmann (2013), « Does school autonomy make sense everywhere? Panel estimates from PISA », *Journal of Development Economics*, vol. 104, pp. 212-232.
- Hanushek, E.A. et L. Wössmann (2006), « Does Educational Tracking Affect Performance and Inequality? Differences-in-differences Evidence across Countries », *Economic Journal, Royal Economic Society*, vol. 116, n° 510, pp. C63-C76, <http://ideas.repec.org/a/ecj/econjl/v116y2006i510pc63-c76.html>.
- Heckman, J.J. (2007), « The economics, technology and neuroscience of human capability formation », *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America (PNAS)*, vol. 104, pp. 13250-13255.
- Hernández-Quevedo, C., A. Jones et N. Rice (2004), « Reporting Bias and Heterogeneity in Self-Assessed Health: Evidence from the British Household Panel Survey », *Discussion Papers*, Department of Economics, University of York.
- Hertz, T., T. Jayasundera, P. Piraino, S. Selcuk, N. Smith et A. Verashchagina (2007), « The Inheritance of Educational Inequality: International Comparisons and Fifty-Year Trends », *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, vol. 7, n° 10.
- Holmlund, H., M. Lindahl et E. Plug (2011), « The Causal Effect of Parents' Schooling on Children's Schooling: A Comparison of Estimation Methods », *Journal of Economic Literature*, vol. 49, n° 3, pp. 615-651.
- Hu, Y. et al. (2013), « Familial correlation and aggregation of body mass index and blood pressure in Chinese Han population », *BMC Public Health*, vol. 13, p. 686, <http://doi.org/10.1186/1471-2458-13-686>.
- Idler, E.L. et S.V. Kasl (1995), « Self-ratings of health: do they also predict change in functional ability? », *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, vol. 50B, n° 6, pp. S344-S353.
- Johnston, D.W et al. (2013), « Exploring the intergenerational persistence of mental health: Evidence from three generations », *Journal of health economics*, vol. 32, n° 6, pp. 1077-1089.

- Kelly, E. (2011), « The Scourge of Asian Flu: In utero Exposure to Pandemic Influenza and the Development of a Cohort of British Children », *Journal of Human Resources*, vol. 46, n° 4, pp. 669-694.
- Kim, Y. et al. (2015), « Intergenerational correlations of health among older adults: Empirical evidence from Indonesia », *The Journal of the Economics of Ageing*, vol. 6, pp. 44-56.
- Kramarz, F. et O.N. Skans (2014), « When strong ties are strong: Networks and youth labour market entry », *Review of Economic Studies*, vol. 81, n° 3, pp. 1164-1200.
- Lavy, V. et A. Schlosser (2004), Bureau for Research in Economic Analysis of Development, document d'orientation.
- Le, H. Th. et H. Tr. Nguyen (2015), « The Impact of Maternal Mental Health Shocks on Child Health: Estimates from Fixed Effects Instrumental Variables Models for Two Cohorts of Australian Children », *American Journal of Health Economics*, vol. 4, n° 2, pp. 1-62.
- Leuven, E., M. Lindahl, H. Oosterbeek et D. Webbink (2007), « The effect of extra funding for disadvantaged pupils on achievement », *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 89, n° 4, pp. 721-736.
- Liefbroer, A.C. et C. Elzinga (2012), « Intergenerational transmission of behavioural patterns: How similar are parents' and children's demographic trajectories? », *Advances in Life Course Research*, vol. 17, n° 1, pp. 1-10.
- Loureiro, M.L., A. Sanz-de-Galdeano et D. Vuri (2006), « Smoking habits: Like father, like son, like mother, like daughter », *IZA Discussion Papers*, n° 2279.
- Lumey, L.H. (1998), « Reproductive outcomes in women prenatally exposed to undernutrition: a review of findings from the Dutch famine birth cohort », *Proceedings of the Nutrition Society*, vol. 57, n° 1, pp. 129-135.
- Maes, H.H., M.C. Neale et L.J. Eaves (1997), « Genetic and Environmental Factors in Relative Body Weight and Human Adiposity », *Behavior Genetics*, vol. 27, n° 4, pp. 325-351, <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/9519560>.
- Mansour, H. et D.I. Rees (2012), « Armed conflict and birth weight: Evidence from the al-Aqsa intifada », *Journal of Development Economics*, vol. 99, n° 1, pp. 190-199.
- Maurin, E. et S. McNally (2008), « Vive La Révolution! Long-term educational returns of 1968 to the angry students », *Journal of Labor Economics*, vol. 26, n° 1, pp. 1-33.
- McKnight, A. (2015) *Downward mobility, opportunity hoarding and the 'glass floor'*, Research report, CASE, Londres.
- Noble, K. G. et al. (2015), « Family income, parental education and brain structure in children and adolescents », *Nature Neuroscience*, n° 18, pp. 773-778.
- OCDE (2017), *Regards sur l'éducation 2017 : Les indicateurs de l'OCDE*, Éditions OCDE, Paris, <https://doi.org/10.1787/eag-2017-fr>.
- OCDE (2016), *Regards sur l'éducation 2016 : Les indicateurs de l'OCDE*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/eag-2016-fr>.
- OCDE (2016), *Résultats du PISA 2015 (Volume I) : L'excellence et l'équité dans l'éducation*, Éditions OCDE, Paris, <https://doi.org/10.1787/9789264267534-fr>.
- OCDE (2014), *Regards sur l'éducation 2014 : Les indicateurs de l'OCDE*, Éditions OCDE, Paris, <https://doi.org/10.1787/eag-2014-fr>.

- Oreopoulos, P., M.E. Page et A.H. Stevens (2006), « The Intergenerational Effects of Compulsory Schooling », *Journal of Labor Economics*, vol. 24, pp. 729-760.
- Osaki, Y. (2005), « Adolescent smoking behavior, associated environmental factors, and countermeasures », *Journal of the National Institute of Public Health*, vol. 54.
- Palloni, A. (2006), « Reproducing inequalities: Luck, wallets, and the enduring effects of childhood health », *Demography*, vol. 43, n° 4, pp. 587-615.
- Persson, P. et M. Rossin-Slater (2014), « Family ruptures and intergenerational transmission of stress », *EconPapers*, n° 1022.
- Reeves, R.V. et K. Howard (2014), *The Glass Floor: Education, Downward Mobility, and Opportunity Hoarding*, Brookings Institution, Washington.
- Sacerdote, B. (2007), « How large are the effects from changes in family environment? A study of Korean American adoptees », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 122, pp. 119-157.
- Sacerdote, B. (2004), « What happens when we randomly assign children to families », *NBER Working Paper*, n° 10894.
- Sacerdote, B. (2002), « The nature and nurture of economic outcomes », *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 92, n° 2, pp. 344-348, mai, <https://ideas.repec.org/a/aea/aecrev/v92y2002i2p344-348.html>.
- Sassi, F. (dir. pub.) (2015), *Lutter contre la consommation nocive d'alcool : Politiques économiques et de santé publique*, Éditions OCDE, Paris, <https://doi.org/10.1787/9789264244580-fr>.
- Sassi, F. et al. (2009), « The Obesity Epidemic: Analysis of Past and Projected Future Trends in Selected OECD Countries », *Documents de travail de l'OCDE sur la santé*, n° 45, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/225215402672>.
- Schmidt, C.M. et H. Tauchmann (2011), « Heterogeneity in the intergenerational transmission of alcohol consumption: A quantile regression approach », *Journal of Health Economics*, vol. 30, n° 1, pp. 33-42.
- Schnittker J. et V. Bacak (2014), *The Increasing Predictive Validity of Self-Rated Health*, PLoS ONE9(1).
- Scholte, R., G.J. van den Berg et M. Lindeboom (2012), « Long-run effects of gestation during the Dutch hunger winter famine on labor market and hospitalization outcomes », *IZA Discussion Papers*, n° 6307, Institute for the Study of Labor (IZA), <https://ideas.repec.org/p/iza/izadps/dp6307.html>.
- Schwandt, H. (2014), « The lasting legacy of seasonal influenza: In-utero exposure and human capital development », *document de travail*, Princeton University Center for Health and Wellbeing.
- Smeeding, T. (2015), « Multiple barriers to economic opportunity in the United States », présenté à la Conférence de la Federal Reserve Bank of Boston, « Inequality of Economic Opportunity in the United States », 17-18 octobre 2014 (révisé).
- Solon, G. (2004), « A model of intergenerational mobility variation over time and place », in Corak, M. (dir. pub.), *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Stella, L. (2013), « Intergenerational transmission of human capital in Europe: evidence from SHARE », *IZA Journal of European Labor Studies*, vol. 2, n° 13.

- Strauss, J. et D. Thomas (1998), « Health, Nutrition and Economic Development », *Journal of Economic Literature*, vol. 36, n° 2, pp. 766-817.
- Stunkard, A.J. et J.M. Albaum (1981), « The accuracy of self-reported weights », *American Journal of Clinical Nutrition*, vol. 34, pp. 1593-1599.
- Thompson, O. (2014), « Genetic mechanisms in the intergenerational transmission of health », *Journal of Health Economics*, vol. 35, <http://www.sciencedirect.com/science/journal/01676296>.
- Torche, F. (2011), « The Effect of Maternal Stress on Birth Outcomes: Exploiting a Natural Experiment », *Demography*, vol. 48, n° 4, pp. 1473-1491.
- Van Gundy, K. (2002), « Gender and Intergenerational Transmission of Alcohol Use Patterns: An Analysis of Adult Children in Moscow », *Substance Use & Misuse*, vol. 37, n° 1, pp. 65-87, <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/11848160>.
- Vandewater, E.A. et al. (2014), « Intergenerational Transfer of Smoking across Three Generations and Forty-Five Years », *Nicotine & Tobacco Research*, vol. 16, n° 1, pp. 11-17.
- Wickrama, K.A.S. et al. (1999), « The Intergenerational Transfer of Health-Risk Behaviors: Adolescent Lifestyles and Gender Moderating Effects », *Journal of Health and Social Behavior*, vol. 40, pp. 258-272.
- Wöbmann, L. et al. (2007), « School accountability, autonomy, choice, and the level of student achievement: International evidence from PISA 2003 », *Documents de travail de l'OCDE sur l'éducation*, n° 13, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/246402531617>.
- Yamada, M. (2010), « Intergenerational linkage of smoking spreading in the home », séminaire d'été Health policy medical science.
- Yu, J. (2003), « The association between parental alcohol-related behaviors and children's drinking », *Drug and Alcohol Dependence*, vol. 69, n° 3, pp. 253-262.
- Yu, J. et M.W.B. Perrine (1997), « The transmission of parent/adult-child drinking patterns: Testing a gender-specific structural model », *The American Journal of Drug and Alcohol Abuse*, vol. 23, n° 1, pp. 143-165.

Annexe 5.A.

Tableau d'annexe 5.A.1. Impact de la santé durant la petite enfance et des autres états pathologiques sur la mauvaise santé perçue des adultes

	Moyenne	Autriche	Belgique	Danemark	France	Allemagne	
Maladie infantile chronique	0.056***	0.087***	0.048***	0.056***	0.035**	0.040**	
Sexe féminin	0.029***	-0.028	0.042***	-0.002	0.003	-0.032**	
Quintile de richesse	Premier quintile	0.073***	0.141***	0.070***	0.139***	0.062***	0.129***
	Deuxième quintile	0.021***	0.045*	0.022	0.075***	0.041**	0.063***
	Quatrième quintile	-0.028***	-0.007	-0.032**	0.002	-0.029	-0.050**
	Cinquième quintile	-0.045***	-0.032	-0.051***	0.000	-0.056***	-0.090***
Statut marital	Jamais marié	0.014*	-0.045	0.000	0.058***	-0.037*	0.064*
	Divorcé	0.002	-0.035	-0.007	-0.010	0.022	-0.067**
	Veuf	0.011**	-0.058**	0.012	-0.001	0.036**	-0.002
Niveau d'études (CITE-97)	CITE 0/1	0.095***	0.173***	0.088***	0.071***	0.070***	0.257**
	CITE 2	0.018***	0.014	0.061***	0.035	-0.034	0.042*
	CITE 4/5/6	-0.044***	-0.087***	-0.018	-0.040***	-0.067***	-0.078***
Situation au regard de l'emploi	Salarié	-0.082***	-0.100***	-0.067***	-0.098***	-0.092***	-0.096***
	Chômeur	0.029**	0.045	0.073***	0.060	-0.007	0.079**
	Affection de longue durée/invalidité permanente	0.415***	0.368***	0.468***	0.394***	0.536***	0.386***
Groupe d'âge	60-64 ans	0.017***	-0.029	0.024	-0.013	0.040*	0.041**
	65-69 ans	0.040***	-0.035	0.068***	-0.034	0.065***	0.038
	70-74 ans	0.093***	0.02	0.098***	0.018	0.164***	0.086***
	75-79 ans	0.142***	0.011	0.153***	0.053**	0.197***	0.150***
	Plus de 80 ans	0.220***	0.127***	0.203***	0.121***	0.326***	0.253***
Constante	0.187***	0.328***	0.086***	0.178***	0.234***	0.377***	
Taille de l'échantillon	61 116	2 719	8 580	5 820	6 091	5 012	
R au carré	0.150	0.098	0.119	0.146	0.150	0.116	

Tableau d'annexe 5.A.2. Impact de la santé durant la petite enfance et des autres états pathologiques sur la mauvaise santé perçue des adultes (suite)

		Grèce	Italie	Pays-Bas	Espagne	Suède	Suisse
Maladie infantile chronique		0.118***	0.051**	0.056***	0.096***	0.024	0.080***
Sexe féminin		0.058***	0.098***	0.001	0.087***	0.051***	-0.006
Quintile de richesse	Premier quintile	0.071***	0.050***	0.077***	0.036*	0.047***	0.041**
	Deuxième quintile	0.014	0.000	0.007	-0.011	0.018	-0.015
	Quatrième quintile	-0.007	-0.038**	-0.032*	-0.034*	-0.022	-0.040**
	Cinquième quintile	-0.026	-0.064***	-0.027	-0.050***	-0.017	-0.052***
Statut marital	Jamais marié	-0.026	0.077***	0.056*	-0.015	0.015	0.008
	Divorcé	-0.016	0.006	0.033	0.078	0.043**	-0.044**
	Veuf	0.020	-0.009	0.012	0.022	0.019	0.032
Niveau d'études (CITE-97)	CITE 0/1	0.117***	0.119***	0.085***	0.130***	0.004	0.055***
	CITE 2	0.011	0.029	0.046***	0.052*	-0.017	-0.019
	CITE 4/5/6	-0.038**	-0.064***	-0.011	-0.049	-0.066***	-0.050***
Situation au regard de l'emploi	Salarié	-0.067***	-0.080***	-0.067***	-0.170***	-0.189***	-0.080***
	Chômeur	-0.011	0.034	0.056	-0.120***	-0.166***	0.085
	Affection de longue durée/invalidité permanente	0.474***	0.341***	0.444***	0.255***	0.235***	0.443***
Groupe d'âge	60-64 ans	0.004	0.021	-0.002	0.021	0.016	0.006
	65-69 ans	0.071***	0.101***	0.043**	0.025	-0.103***	-0.013
	70-74 ans	0.143***	0.161***	0.084***	0.076***	-0.078***	0.021
	75-79 ans	0.158***	0.217***	0.100***	0.170***	-0.015	0.107***
	Plus de 80 ans	0.291***	0.309***	0.164***	0.232***	0.079***	0.117***
Constante		0.057*	0.125***	0.184***	0.193***	0.240***	0.183***
Taille de l'échantillon		4 406	7 376	6 137	5 922	5 450	3 603
R au carré		0.16	0.13	0.113	0.137	0.091	0.109

Note : les résultats indiquent la probabilité d'être en mauvaise ou moyenne santé perçue à l'âge adulte lorsque les individus rapportent une maladie chronique à l'âge de 10 ans. Les maladies chroniques incluent le diabète ou l'hyperglycémie, les troubles cardiaques, les maux de tête ou migraines sévères, les crises d'épilepsie, les troubles émotionnels, nerveux ou psychiatriques, les affections néoplasiques et d'autres pathologies graves. Les estimations sont tirées d'un modèle de probabilité limitée. ***, **, * : statistiquement significatif aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

Source : estimations fondées sur l'enquête SHARELIFE (2008/9).

Tableau d'annexe 5.A.3. Risques de mauvaise santé, en tenant compte des effets fixes individuels

		OLS		Effets fixes	
		Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Mauvaise santé des parents		0.063***	0.071***	0.035***	0.030***
Événements de la vie	Mère décédée	0.069***	0.068***	0.067***	0.049***
	Père décédé	0.036***	0.050***	0.006	0.041***
Statut marital	Jamais marié	0.022*	-0.007	-0.025	-0.045
	Divorcé	-0.005	0.017*	0.063*	0.035
	Veuf	0.012	0.012*	0.033	0.045***
Quintile de richesse	Premier quintile	0.089***	0.094***	0.002	0.007
	Deuxième quintile	0.033***	0.034***	-0.013*	0.006
	Quatrième quintile	-0.033***	-0.036***	-0.009	0.002
	Cinquième quintile	-0.051***	-0.079***	0.006	0.011
Situation au regard de l'emploi	Salarié	-0.107***	-0.094***	-0.032***	-0.007
	Chômeur	0.020	0.023	-0.004	0.029*
	Affection de longue durée/invalidité permanente	0.433***	0.423***	0.128***	0.099***
Groupe d'âge	60-64 ans	0.001	0.000	0.025***	0.015**
	65-69 ans	-0.005	0.032***	0.048***	0.049***
	70-74 ans	0.045***	0.100***	0.117***	0.120***
	75-79 ans	0.117***	0.149***	0.199***	0.190***
	Plus de 80 ans	0.205***	0.227***	0.312***	0.279***
Constante		0.190***	0.142***	0.150***	0.162***
Taille de l'échantillon		46 119	57 322	46 119	57 322
Nombre de newid				19,406	23,704
R au carré		0.134	0.156	0.021	0.015

Note : estimations fondées sur un modèle de probabilité limitée pour la mauvaise santé évaluée, et un modèle sur données de panel utilisant les effets fixes individuels, tous deux faisant la distinction entre hommes et femmes et portant sur 11 pays européens (Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, France, Grèce, Italie, Pays-Bas, Suède et Suisse). ***, **, * : statistiquement significatif aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

Source : estimations de l'OCDE fondées sur les vagues 1 à 5 de l'enquête SHARE.

Tableau d'annexe 5.A.4. Impact de la santé parentale sur les autres mesures de l'état de santé

		Hommes			Femmes		
		Maladies chroniques	Obésité	AVQ	Maladies chroniques	Obésité	AVQ
Mauvaise santé des parents		0.037***	0.008	-0.004	0.052***	0.017**	0.006*
Événements de la vie	Mère décédée	0.046***	0.007	0.008**	0.049***	0.034***	0.006*
	Père décédé	0.034***	0.027***	0.004	0.059***	0.013*	0.001
Inactivité physique		0.135***	0.055***	0.294***	0.106***	0.111***	0.299***
Statut marital	Jamais marié	-0.004	-0.003	0.002	-0.003	-0.027***	-0.001
	Divorcé	0.012	-0.024**	0.009	0.027***	-0.009	0.009*
	Veuf	0.010	0.013	0.022***	0.026***	0.019***	0.024***
Quintile de richesse	Premier quintile	0.046***	0.029***	0.019***	0.050***	0.057***	0.035***
	Deuxième quintile	0.026***	0.014**	0.007*	0.026***	0.030***	0.012***
	Quatrième quintile	-0.020***	-0.022***	-0.006*	-0.023***	-0.025***	-0.006*
	Cinquième quintile	-0.023***	-0.035***	-0.010***	-0.051***	-0.059***	-0.012***
Situation au regard de l'emploi	Salarié	-0.109***	-0.029***	-0.015***	-0.039***	-0.039***	-0.017***
	Chômeur	-0.065***	0.015	-0.004	-0.104***	0.009	-0.006
	Invalidité permanente	0.223***	0.045***	0.141***	-0.011	0.070***	0.197***
Groupe d'âge	60-64 ans	0.049***	0.007	0.006	0.068***	-0.002	0.006*
	65-69 ans	0.082***	-0.008	0.010*	0.136***	-0.004	0.014***
	70-74 ans	0.117***	-0.032***	0.027***	0.211***	-0.020**	0.040***
	75-79 ans	0.183***	-0.054***	0.047***	0.237***	-0.034***	0.062***
	Plus de 80 ans	0.180***	-0.120***	0.123***	0.257***	-0.107***	0.160***
Constante			0.212***	0.031***	0.213***	0.188***	0.017**
Taille de l'échantillon			46 119	46 119	57 322	57 322	57 322
R au carré		0.089	0.019	0.148	0.135	0.035	0.206

Note : les estimations sont des coefficients fondés sur un modèle de probabilité limitée pour un groupe d'années et 11 pays (Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, France, Grèce, Italie, Pays-Bas, Suède et Suisse). Maladies chroniques : souffrir de plus de deux maladies chroniques. AVQ : restrictions des activités de la vie quotidienne. ***, **, * : statistiquement significatif aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

Source : estimations de l'OCDE fondées sur les vagues 1 à 5 de l'enquête SHARE.

Tableau d'annexe 5.A.5. Corrélations intergénérationnelles des comportements en matière de santé : A. Probabilité de fumer

	Europe			Australie		Canada		Japon	
	Hommes	Femmes		Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Tabagisme des parents	0.081***	0.077***	Tabagisme des parents	0.096***	0.085***	0.101***	0.143***	0.119*	0.059
Premier quintile	0.035***	0.043***	Logarithme de revenu	-0.032	-0.064**	0.019	0.019		
Deuxième quintile	0.010	0.009							
Quatrième quintile	-0.007	-0.002							
Cinquième quintile	-0.009	0.017							
CITE 2	0.045***	0.075***	Faible niveau d'études	0.001		0.223***	0.177***	0.028	0.013**
CITE 3	0.019	0.097***							
CITE 4 to 6	-0.013	0.080***							
Salarié	-0.022*	0.003	Salarié	0.091**	0.040	0.051	-0.068		
Chômeur	0.022	0.009							
Affection de longue durée/invalidité permanente	0.058***	0.029							
Mère décédée	-0.020	-0.009	Mère décédée					-0.009	0.014
Père décédé	0.015	0.048***	Père décédé					0.018	-0.005
Mère peu instruite	-0.018	-0.021	Mère peu instruite	-0.004	-0.045	0.071	0.025	0.122	0.026
Mère très instruite	0.022	-0.023	Mère très instruite	0.017	0.024	0.049	0.043*	0.069	0.010
Père peu instruit	-0.020	-0.016	Père peu instruit	-0.009	0.122	-0.003	-0.019	-0.003	0.015
Père très instruit	0.018	0.039**	Père très instruit	0.014	0.003	0.007	0.009	-0.025	-0.014
Immigré	0.010	0.026	Migrant	0.044	-0.034	-0.039	-0.074		
Jamais marié	-0.011	0.057***	Jamais marié	-0.037	-0.113***	-0.030	-0.036	-0.036	0.013
Divorcé	0.018	0.107***							
Veuf	0.006	0.007							
60-64 ans	0.045***	0.014	Âge	0.002	0.000	0.017***	0.013***	-0.006**	-0.003**
65-69 ans	0.039***	-0.041***							
70-74 ans	0.032*	-0.043***							
75-79 ans	0.037**	-0.070***							
Plus de 80 ans	0.041**	-0.047***							
Constante	0.520***	0.338***	Constante	0.364	0.879***	-0.460***	-0.320	0.459*	0.122
Observations	19,082	24,149	Observations	741	728	2,340	2,551	1,983	2,048
R au carré	0.029	0.066	R au carré	0.058	0.065	0.112	0.096	0.050	0.024

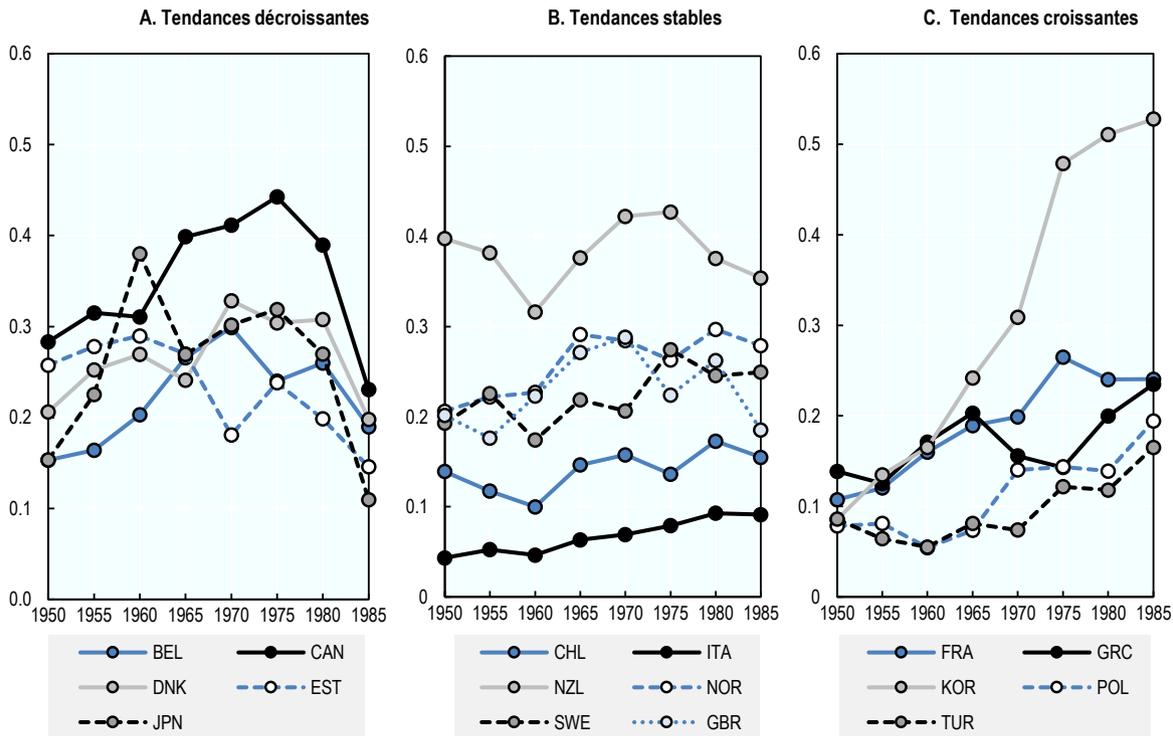
Tableau d'annexe 5.A.6. Corrélations intergénérationnelles des comportements de santé : B. Probabilité de consommer de l'alcool

	Europe			Canada	
	Hommes	Femmes		Hommes	Femmes
Consommation d'alcool par les parents aux 14 ans de l'enfant	0.047***	0.036***	Consommation d'alcool par les parents	0.041	0.001
1 ^{er} quintile de richesse	0.016	0.001	Logarithme de revenu	0.019	-0.003
2 ^e quintile de richesse	0.003	-0.002			
4 ^e quintile de richesse	0.008	0.009			
5 ^e quintile de richesse	0.007	0.007			
CITE 2	-0.002	0.031***	Faible niveau d'études	0.019	0.004
CITE 3	0.016	0.018***			
CITE 4 à 6	0.007	0.025***			
Salarié	0.003	0.013	Salarié	0.035**	0.017
Chômeur	0.054**	0.003			
Affection de longue durée/invalidité permanente	-0.027	-0.005			
Mère décédée	-0.002	-0.001			
Père décédé	0.013	0.001			
Mère peu instruite	0.016	-0.021**	Mère peu instruite	-0.026	-0.015*
Mère très instruite	0.032	0.010	Mère très instruite	-0.020	-0.010
Père peu instruit	-0.012	-0.020**	Père peu instruit	0.034	0.001
Père très instruit	0.026	0.010	Père très instruit	-0.006	0.003
Immigré	0.006	0.004	Immigré	-0.056*	-0.017**
Jamais marié	-0.009	0.004	Jamais marié	-0.020	0.046
Divorcé	0.031	0.007			
Veuf	0.009	0.002			
60-64 ans	0.007	0.001	Age	0.006	0.007***
65-69 ans	-0.017	-0.022***			
70-74 ans	-0.053***	-0.040***			
75-79 ans	-0.112***	-0.054***			
Plus de 80 ans	-0.176***	-0.064***			
Constante	0.174***	0.059***	Constante	-0.288*	-0.139**
Observations	19,082	24,149	Observations	2,340	2,551
R au carré	0.04	0.046	R au carré	0.023	0.03

Note : « Europe » se rapporte à 11 pays : Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, France, Grèce, Italie, Pays-Bas, Suède et Suisse.

Source : estimations de l'OCDE fondées sur les vagues 1 à 5 de l'enquête SHARE pour les pays européens. Pour le Canada, estimations fondées sur les cycles 5 à 8 de l'ENLEJ et les enfants âgés de 0 à 15 ans. Pour l'Australie, estimations fondées sur les vagues 9 et 13 de l'enquête HILDA. Pour le Japon, estimations fondées sur les vagues 2009, 2011 et 2012 de l'enquête JHPS.

Graphique d'annexe 5.A.1. Niveau d'études probable si aucun des parents n'a atteint le deuxième cycle de l'enseignement secondaire, par année de naissance



Source : calculs de l'OCDE fondés sur les éditions 2012 et 2015 du PIAAC.

Tableau d'annexe 5.A.7. Mobilité ascendante dans l'éducation chez les 55-64 ans et les 25-34 ans

	25-34 ans		55-64 ans	
	Pourcentage	Écart-type	Pourcentage	Écart-type
Australie	35.9	1.9	42.4	1.8
Autriche	21.2	1.4	29.4	1.5
Canada	27.4	1.4	51.7	1.3
Chili	39.1	2.1	32.6	4.0
République tchèque	17.2	1.2	27.1	2.3
Danemark	28.0	1.5	43.8	1.3
Angleterre (Royaume-Uni)	32.6	1.9	41.2	1.9
Estonie	23.3	1.3	57.6	1.3
Finlande	39.2	1.9	61.1	1.5
Flandre (Belgique)	34.5	1.6	48.4	1.5
France	39.9	1.4	42.3	1.4
Allemagne	19.8	1.8	34.3	2.0
Grèce	48.5	2.1	41.8	1.9
Irlande	44.6	1.5	36.4	1.4
Israël	34.3	1.8	54.3	1.8
Italie	45.4	1.9	23.5	2.2
Japon	24.5	1.6	49.1	1.5
Corée	61.2	1.5	37.1	1.4
Pays-Bas	38.2	2.2	39.9	1.4
Nouvelle-Zélande	31.5	2.0	47.7	1.8
Irlande du Nord (Royaume-Uni)	35.8	1.9	37.0	2.1
Norvège	22.4	1.3	41.8	1.9
Pologne	36.3	1.7	52.9	1.7
République slovaque	23.0	1.6	41.8	1.6
Slovénie	35.2	1.7	39.7	1.4
Espagne	41.1	1.6	29.4	1.8
Suède	24.5	1.8	50.2	1.7
Turquie	37.3	1.6	17.4	1.2
États-Unis	23.5	1.7	41.4	2.1
OCDE 29	33.3		41.1	
Lituanie	11.0	1.2	73.2	2.2
Singapour	60.7	1.4	48.7	1.7

Note : l'année de référence est l'année 2015 pour le Chili, la Grèce, Israël, la Nouvelle-Zélande, la Slovénie et la Turquie et 2012 pour les autres pays.

Source : calculs de l'OCDE fondés sur le PIAAC.

Tableau d'annexe 5.A.8. Mobilité du deuxième cycle de l'enseignement secondaire ou post-secondaire non supérieur à l'enseignement supérieur, selon le statut des parents au regard de l'immigration (2012 ou 2015)

Enquête sur les compétences des adultes, adultes non scolarisés âgés de 25 à 44 ans diplômés du supérieur dont les deux parents ont un niveau de formation inférieur au deuxième cycle du secondaire ou de l'enseignement post-secondaire non tertiaire

	Les deux parents sont autochtones		Les deux parents sont nés à l'étranger		Parents : toutes origines confondues	
	Pourcentage	Écart-type	Pourcentage	Écart-type	Pourcentage	Écart-type
Jakarta (Indonésie)	77.9	3.7	78.7	3.6
Singapour	67.4	2.2	72.0	2.5	69.0	1.4
Fédération de Russie	70.2	2.6	68.9	2.6
Corée	60.2	1.4	59.7	1.4
Canada	46.1	1.9	62.7	3.1	51.6	1.7
Turquie	52.0	3.6	51.3	3.4
Nouvelle-Zélande	41.7	3.1	67.4	5.6	49.9	2.7
Israël	45.9	3.5	57.0	4.3	49.9	2.5
Finlande	47.9	1.6	47.2	1.5
Espagne	56.2	3.3	14.9	4.2	46.8	2.8
Irlande	45.6	2.3	41.6	4.1	45.0	1.9
Angleterre (Royaume-Uni)	42.0	2.1	50.6	4.4	44.5	1.9
Japon	44.3	1.4	44.0	1.4
Grèce	46.2	2.3	11.7	4.6	41.6	2.4
Flandre (Belgique)	41.3	2.1	43.9	7.9	41.4	1.9
Pays-Bas	43.0	2.7	26.3	8.1	40.5	2.4
France	42.3	1.5	26.8	4.3	40.5	1.3
Estonie	41.3	1.9	39.4	3.6	40.0	1.4
Irlande du Nord (Royaume-Uni)	39.1	2.1	53.4	8.6	39.9	1.9
Moyenne	39.1	0.4	36.0	1.1	39.1	0.4
Norvège	37.5	2.0	45.2	4.8	38.4	1.7
Chili	37.1	3.7	37.4	3.4
Australie	33.2	2.9	40.7	3.9	37.2	2.1
Danemark	36.1	1.7	37.8	4.2	36.7	1.5
États-Unis	33.3	1.6	42.4	6.5	34.6	1.7
Pologne	34.6	1.4	34.6	1.4
Slovénie	38.4	1.5	14.3	3.3	33.8	1.2
Suède	31.3	2.4	39.1	5.9	33.0	2.1
Italie	34.5	2.1	7.0	3.8	31.9	2.0
Allemagne	26.8	1.3	18.2	3.9	26.3	1.3
République slovaque	21.8	1.4	21.3	1.4
Lituanie	19.4	2.6	18.8	2.5
Autriche	16.3	1.0	20.8	3.0	17.3	0.9
République tchèque	16.7	1.1	30.8	9.2	16.7	1.0

Note : Chili, Grèce, Israël, Jakarta (Indonésie), Lituanie, Nouvelle-Zélande, Singapour, Slovaquie et Turquie : année de référence 2015. Tous les autres pays : année de référence 2012. Pour les entités nationales comme pour les entités infranationales, par parents nés à l'étranger, on entend les parents nés dans un autre pays que celui où l'évaluation est administrée. Dans les cas de l'Angleterre (RU) et de l'Irlande du Nord (RU), les parents nés à l'étranger sont ceux qui sont nés en dehors du Royaume-Uni. Les pays et les entités infranationales sont classés par ordre décroissant du pourcentage de mobilité du deuxième cycle de l'enseignement secondaire ou post-secondaire non supérieur à l'enseignement supérieur chez les non-étudiants de 25-44 ans, quelle que soit l'origine des parents.

Source : OCDE (2016), *Regards sur l'éducation 2016 : indicateurs de l'OCDE*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/eag-2016-fr>.



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), « Incidence du milieu parental sur les perspectives d'avenir des jeunes enfants : transmission de l'état de santé et du niveau d'études », dans *A Broken Social Elevator? How to Promote Social Mobility*, Éditions OCDE, Paris.

DOI: <https://doi.org/10.1787/6badd980-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.