

Chapitre 5

Favoriser l'épanouissement et le bien-être de l'enfant

Malgré la hausse du revenu familial moyen, la pauvreté des enfants s'est aggravée au cours des trois dernières décennies. À l'heure actuelle, plus d'un enfant sur dix vit dans la pauvreté dans les pays de l'OCDE. Au-delà de cet aspect, les taux de mortalité infantile déclinent et la proportion d'enfants pesant moins de 2.5 kilogrammes à la naissance augmente. En outre, les inégalités sur le plan de la santé, de l'éducation et du bien-être matériel laissent craindre que des enfants ne soient laissés pour compte dans plusieurs pays de l'OCDE.

D'avantage de mères ayant de jeunes enfants exercent un emploi rémunéré de nos jours que par le passé. C'est un vieux débat que de savoir si l'emploi maternel a des effets négatifs sur le développement de l'enfant. Ce chapitre fait œuvre pionnière en présentant les conclusions d'une série d'études sur données de panel ayant examiné les résultats des enfants à l'aune de plusieurs indicateurs de développement dans différents pays de l'OCDE, pour tenter de répondre à la question suivante : à quel moment est-il souhaitable que les mères reprennent le travail ? Les données disponibles portent à croire que le retour des mères à l'emploi rémunéré dans les six mois qui suivent la naissance peut avoir des effets négatifs sur les résultats de l'enfant, mais que ces effets sont restreints et peuvent, dans certaines circonstances, être contrebalancés par les effets positifs liés à la hausse du revenu familial.

Les résultats mis en exergue par la littérature concernant les effets des politiques de congé parental sur le bien-être des enfants sont mitigés, et l'analyse comparative de ce chapitre ne met aussi en évidence aucun effet positif ou négatif significatif des réformes du congé parental sur le bien-être des enfants.

Introduction

L'expérience de la pauvreté chez l'enfant peut avoir des effets dommageables et durables sur son développement et son bien-être. Malgré la hausse relativement régulière du revenu familial moyen, la pauvreté des enfants n'a pas cessé de croître dans la zone OCDE au cours des deux dernières décennies. L'examen d'autres mesures du bien-être des enfants sur toute une génération révèle des résultats également contrastés, et l'on continue d'observer de fortes disparités sur le plan de la santé et de l'éducation des enfants entre les pays et au sein des pays. L'analyse des indicateurs du bien-être des enfants sous l'angle de l'efficacité et de l'équité et de leur évolution dans le temps donne à penser que les pays qui obtiennent de meilleurs résultats en moyenne sont également plus égalitaires. Il ne semble pas, d'après les données, que les efforts mis en œuvre pour éviter que les enfants issus de catégories socio-économiques défavorisées ne restent au bord du chemin soient inconciliables avec une amélioration des résultats pour tous.

Dans la mesure où de plus en plus de mères ayant de jeunes enfants exercent un emploi rémunéré, la question de l'arbitrage potentiel entre emploi maternel et développement de l'enfant se pose avec une acuité croissante. Ce chapitre présente une analyse comparative préliminaire de données longitudinales portant sur les congés de maternité et les profils d'emploi maternel après la naissance d'une part, et sur le développement cognitif et comportemental du très jeune enfant d'autre part. De manière générale, peu de données accréditent l'idée que l'activité professionnelle de la mère pendant la toute petite enfance affecte les résultats cognitifs et comportementaux de l'enfant. D'autres facteurs tels que le revenu familial, le niveau d'études des parents et la qualité des interactions avec les enfants ont une influence plus importante sur le développement de l'enfant que l'emploi maternel précoce en soi.

Les données les plus récentes sur l'emploi maternel et le bien-être de l'enfant présentent un intérêt immédiat pour les recherches visant à identifier quels sont les meilleurs moyens d'aider les parents pendant la période où ils doivent s'occuper de très jeunes enfants. Les politiques relatives aux congés pour enfant évoluent en tenant compte des intérêts parfois conflictuels des employeurs, des parents et des enfants. Le droit à un congé de maternité rémunéré d'une durée minimale a des effets positifs sur le bien-être de la mère comme sur celui de l'enfant, mais la durée optimale de ce congé est matière à débat. Presque tous les pays de l'OCDE ont ratifié la convention de l'Organisation internationale du travail recommandant un congé de maternité rémunéré minimum de 14 semaines (OIT, 2010). Une période de congé rémunéré inférieure à six mois peut avoir des effets légèrement négatifs sur l'aptitude cognitive des enfants, mais la littérature est mitigée sur ce point. Cependant, une absence prolongée du marché du travail peut avoir des effets négatifs sur l'emploi des mères et les profils de gains salariaux (chapitre 4).

Ce chapitre comprend trois parties. La première examine les statistiques et les tendances de la pauvreté, ainsi que ses effets sur les familles avec enfants. La deuxième partie présente une analyse comparative préliminaire de données longitudinales portant

sur le bien-être des enfants dans le contexte du retour des mères au travail. La troisième section s'intéresse aux effets des changements des politiques relatives aux congés de maternité et congés parentaux sur le bien-être des enfants et des mères.

Principaux constats

La réussite plus ou moins grande avec laquelle les enfants franchissent les étapes clés du développement au cours de leurs premières années est importante car le processus de développement a des effets cumulatifs tenaces dans le temps. Les données relatives à la pauvreté monétaire et au bien-être matériel, ainsi qu'aux résultats des enfants en matière de santé et d'éducation, montrent que certains indicateurs suivent des trajectoires divergentes (mortalité infantile décroissante et croissance du nombre de naissance à faible poids par exemple) et que certains sont plus « malléables » à court terme que d'autres (par exemple, les taux de maîtrise de la lecture chez les enfants, par comparaison aux taux de pauvreté des enfants). De plus, les tendances des indicateurs agrégés de bien-être, incluant les indicateurs de revenu, montrent que les inégalités ne s'accroissent pas nécessairement dans les pays où la moyenne des résultats s'améliore.

La réduction des écarts de résultats pour les enfants les plus désavantagés n'implique pas nécessairement une baisse des résultats moyens. Par exemple, les indicateurs d'éducation montrent clairement qu'il n'y a pas à choisir entre le rattrapage scolaire des enfants les moins performants et l'élévation du niveau moyen général. En outre, le fait d'accorder la priorité à un indicateur particulier ne porte pas nécessairement préjudice aux autres indicateurs connexes. Dans la zone OCDE, en moyenne, la mortalité infantile a régressé en même temps que la proportion de naissances de faible poids augmentait ; pourtant, à l'échelle des pays, les données comparatives montrent que des gains supérieurs à la moyenne peuvent être obtenus simultanément pour les deux indicateurs.

Au cours des 20 dernières années, les taux de pauvreté des enfants se sont aggravés malgré la hausse du revenu moyen des familles. Davantage d'efforts doivent être mis en œuvre pour réduire la pauvreté des enfants dans tous les pays de l'OCDE. La lutte contre la pauvreté et le désavantage économique doit s'envisager sur le plus long terme et accorder une plus large place aux formes de soutien en nature : les taux de pauvreté les plus bas des enfants sont enregistrés dans les pays qui mènent une politique très active en matière de services aux familles et d'accueil des enfants.

L'emploi des parents est essentiel pour réduire la pauvreté ; toutefois, lorsque des contraintes de temps empêchent le père et la mère de prodiguer à un enfant encore très jeune les soins personnels dont il a besoin, le développement de l'enfant peut s'en trouver entravé. Dans ce chapitre, nous entreprenons une analyse sur données longitudinales de cinq pays de l'OCDE (des investissements supplémentaires seront nécessaires pour effectuer des études similaires sur les autres pays) pour tenter de répondre à la question suivante : quand est-il souhaitable que les mères reprennent le travail ? Nous pouvons tirer de cette analyse les constats suivants :

- Le retour au travail de la mère dans les six mois qui suivent la naissance peut avoir des effets négatifs sur les résultats cognitifs de l'enfant, en particulier si la mère reprend un emploi à plein-temps, mais cette association est faible et n'est pas observée de façon universelle.
- Les associations négatives limitées de l'emploi maternel précoce avec les résultats des enfants s'observent essentiellement parmi les enfants qui vivent dans une famille

« intacte »¹ ou dans une famille où les parents ont un niveau d'études élevé. Ces enfants ont plus vraisemblablement des parents pratiquant des activités d'éveil pour leurs enfants ; ces enfants ont donc plus à « perdre » lorsque leurs parents travaillent que les enfants de familles issus de milieux moins favorisés. En moyenne, les parents ayant un faible niveau d'études sont moins susceptibles de prendre part à de telles activités avec leurs enfants, et dans leur cas, les effets négatifs plus limités du retour au travail de la mère sur les résultats de l'enfant seront plus aisément compensés par les effets positifs associés au revenu maternel et au recours à des services de garde professionnels pour l'enfant.

- La fréquentation d'une structure d'accueil ou d'éducation préscolaire professionnelle est généralement positivement liée au développement cognitif de l'enfant, mais dans certains pays, sa relation au développement comportemental est négative. Si elles sont souvent restreintes, ces associations perdurent néanmoins à en juger par les mesures effectuées sur les enfants scolarisés dans l'enseignement obligatoire.
- Les données portent à croire que l'emploi maternel n'est qu'un des nombreux facteurs qui influencent le développement de l'enfant, et qu'il n'est assurément pas le plus important. La fréquentation d'une structure d'accueil professionnelle et les activités parents-enfants sont souvent plus déterminantes que l'emploi maternel pour les résultats cognitifs et comportementaux des enfants. Ce constat montre combien il est important d'investir dans des services d'accueil des enfants de qualité (chapitre 4) et de promouvoir les activités parents-enfants pour favoriser l'épanouissement de ces derniers.

Certaines données de la littérature semblent indiquer que l'allaitement maternel a un effet positif sur la santé de l'enfant et des données récentes dénotent également un effet positif sur le QI de l'enfant. Le retour précoce (c'est-à-dire dans les six mois suivant la naissance) de la mère à un emploi à plein-temps est associé négativement au taux et à la durée d'allaitement maternel. Cela signifie que l'introduction de pratiques de travail plus facilement conciliables avec l'allaitement maternel – par exemple, travail à temps partiel, aménagement d'espaces adaptés pour les femmes qui allaitent ou extension des congés de maternité – pourrait avoir des effets bénéfiques sur le développement des enfants. Quand bien même cela serait le cas, les analyses comparatives étudiées dans ce chapitre indiquent des résultats mitigés concernant les effets de réforme des congés parentaux sur le bien-être des enfants.

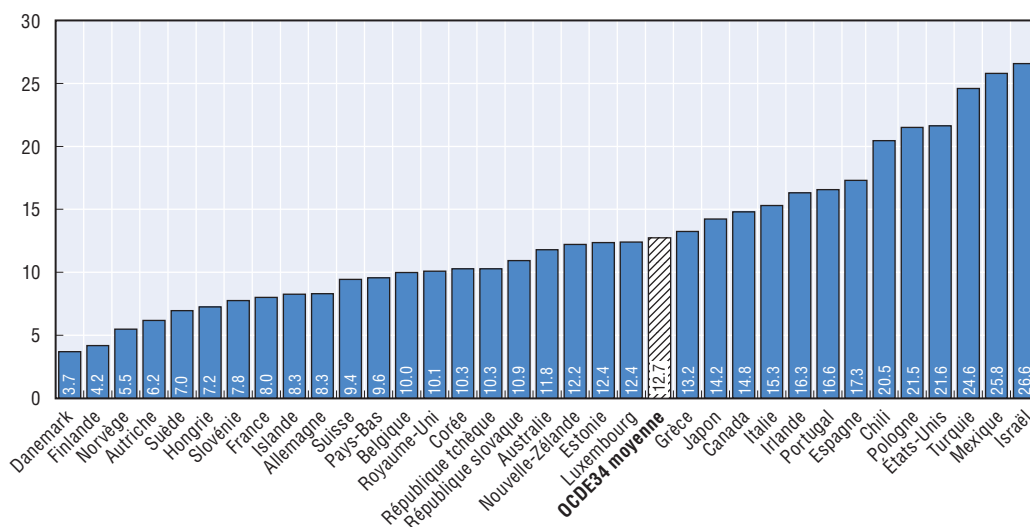
Pauvreté monétaire des familles et des enfants et bien-être de l'enfant

Proportion d'enfants vivant dans la pauvreté

Le graphique 5.1 indique les taux de pauvreté des enfants dans les pays de l'OCDE au cours des dernières années pour lesquelles il existe des données. En moyenne, la proportion d'enfants âgés de 0 à 17 ans vivant sous le seuil de pauvreté, défini par un revenu inférieur à 50 % du revenu équivalent médian des ménages, s'élevait à 12 % en 2007. Les pays nordiques, l'Allemagne, l'Autriche, la France, la Hongrie et la Slovénie étaient les pays qui affichaient les taux les plus bas – de l'ordre de 3 à 8 %. Les taux les plus élevés étaient relevés sur le continent américain (le Chili, les États-Unis et le Mexique), Israël, la Pologne et la Turquie, qui affichent tous un taux de pauvreté des enfants supérieur à 20 %. L'encadré 5.1 récapitule les données disponibles sur quelques indicateurs relatifs au

Graphique 5.1. Le taux de pauvreté des enfants est sept fois plus élevé en Israël qu'au Danemark

Proportion d'enfants âgés de 0 à 17 ans vivant dans une famille dont le revenu est inférieur à 50 % du revenu équivalent médian des ménages, du milieu à la fin des années 2000



Note : Les données les plus récentes sont de 2008 pour : l'Allemagne, la Corée, les États-Unis, Israël, l'Italie, le Mexique, la Norvège, la Nouvelle-Zélande et les Pays-Bas ; 2007 pour le Canada, le Danemark et la Hongrie ; 2006 pour le Chili, l'Estonie, le Japon et la Slovénie ; 2005 pour la France, l'Irlande, le Royaume-Uni et la Suisse ; 2004 pour l'Australie, l'Autriche, la Belgique, l'Espagne, la Grèce, l'Islande, le Luxembourg, la Pologne, le Portugal, la République slovaque, la République tchèque et Turquie.

Source : Données provisoires provenant du Questionnaire de l'OCDE sur la distribution des revenus des ménages, OCDE (2010a).

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888932423712>

Encadré 5.1. Le bien-être de l'enfant dans les pays de « l'engagement renforcé » (Brésil, Chine, Inde, Indonésie, Afrique du Sud)

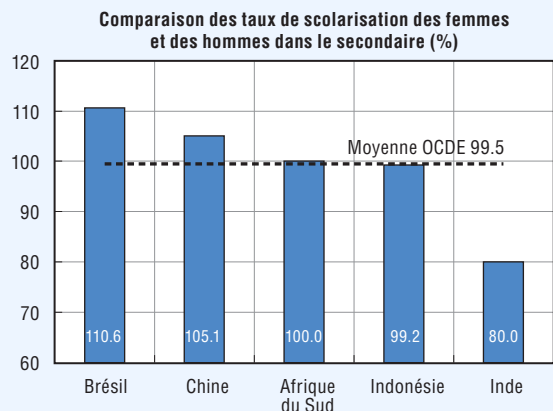
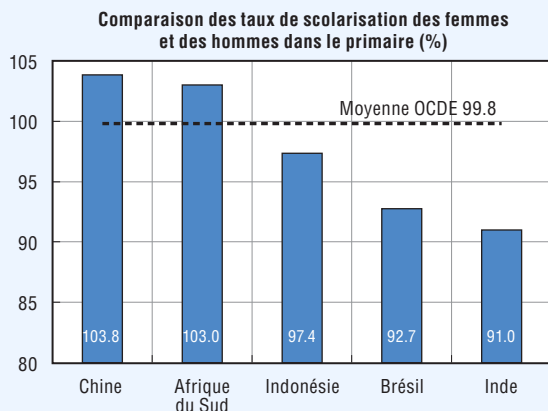
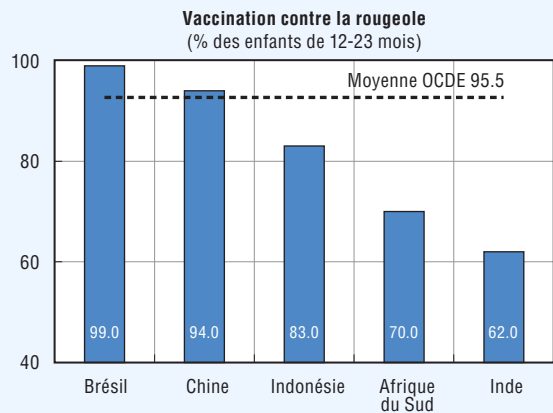
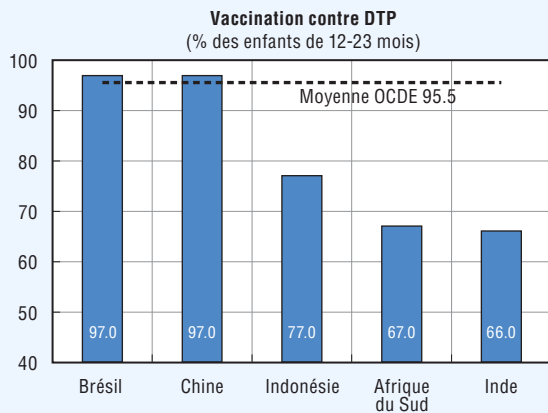
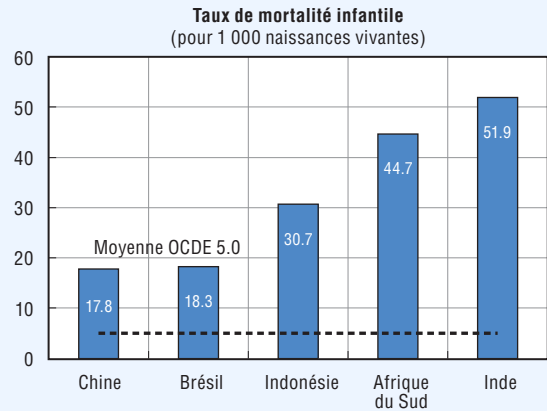
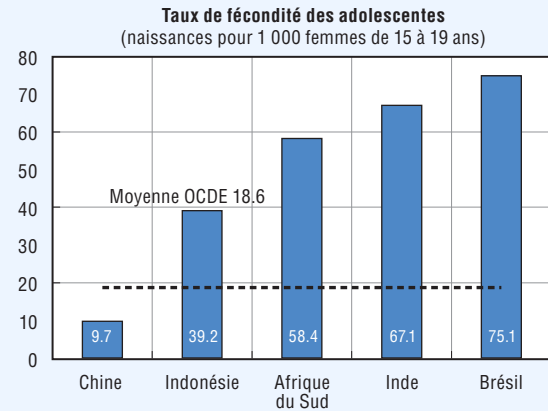
Selon leur niveau de développement économique, les pays peuvent accorder la priorité à des aspects différents du bien-être de l'enfant ; dans ces circonstances, il est peut-être judicieux de comparer d'autres indicateurs que ceux auxquels s'intéressent habituellement les rapports de l'OCDE, si tant est qu'ils soient disponibles (cf. par exemple Richardson *et al.*, 2008). Dans le cas des pays de « l'engagement renforcé » de l'OCDE, seul un nombre limité d'indicateurs se prête à des comparaisons complètes avec les résultats obtenus par les pays de l'OCDE. Les six indicateurs examinés ci-dessous portent sur la maternité et la natalité, les taux de vaccination et l'égalité des sexes dans l'enseignement obligatoire.

En ce qui concerne la maternité et la natalité, les taux de fécondité des adolescentes et les taux de mortalité infantile sont bien supérieurs aux moyennes de l'OCDE. La Chine fait néanmoins exception pour la fécondité des adolescentes, avec moins d'une naissance pour 100 filles âgées de 15 à 19 ans. En Inde et en Afrique du Sud, environ un enfant sur 20 en moyenne ne survit pas à son premier anniversaire. La situation est différente pour les taux de vaccination. Au Brésil et en Chine, ils sont supérieurs aux moyennes de l'OCDE. En revanche, en Inde, en Indonésie et en Afrique du Sud, la vaccination contre la rougeole et la diphtérie, la coqueluche et le tétanos couvre entre 60 et 80 % de la population infantile – des taux souvent inférieurs aux taux les plus bas relevés dans la zone OCDE (environ 75 %).

Enfin, les indicateurs relatifs à l'égalité des sexes dans l'enseignement obligatoire montrent que seuls le Brésil et l'Inde scolarisent beaucoup plus de garçons que de filles dans l'enseignement primaire – à l'échelle de l'OCDE, les proportions sont presque identiques. Dans l'enseignement secondaire, l'Inde compte quatre filles scolarisées pour cinq garçons, tandis qu'au Brésil, davantage de filles que de garçons fréquentent l'enseignement secondaire.


Encadré 5.1. Le bien-être de l'enfant dans les pays de « l'engagement renforcé » (Brésil, Chine, Inde, Indonésie, Afrique du Sud) (suite)

Les indicateurs de bien-être de l'enfant sont très variables dans les pays dits de « l'engagement renforcé »



Note : Toutes les données portent sur 2008. Les moyennes OCDE correspondent aux agrégats figurant dans les *Indicateurs du développement dans le monde* de 2008 et ne couvrent pas les pays devenus membres de l'OCDE depuis 2009 (Chili, Estonie, Israël et Slovénie).

Source : *Indicateurs du développement dans le monde* (2010) ; pour l'Inde et l'Afrique du Sud, les données sur les taux de scolarisation proviennent du site de l'Unicef sur les Objectifs du Millénaire pour le développement (www.unicef.org/mdg/index_genderequality.htm).

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888932423902>

bien-être de l'enfant dans les pays de « l'engagement renforcé » (Brésil, Chine, Inde, Indonésie, Afrique du Sud)².

Tendances et projections de la pauvreté des enfants

Le graphique 5.2 illustre les tendances de la pauvreté des enfants (OCDE, 2010a). Cependant, cette période a également été marquée par l'aggravation de la pauvreté des enfants. Entre 1985 et 2005, le taux moyen de pauvreté des enfants dans la zone OCDE est passé de 11 % à environ 12 %, mais il existe des variations considérables entre les pays. Depuis 1985, ce taux est inférieur à 5 % dans les pays scandinaves et supérieur à 20 % au Mexique, en Turquie, aux États-Unis. Depuis le début des années 2000, en Israël, où la réduction des allocations pour enfant a entraîné une forte augmentation du taux de pauvreté des enfants dans les populations arabes et juives ultra-orthodoxes, ces deux groupes ayant un nombre d'enfants supérieur à la moyenne (OCDE, 2010b).

Au début des années 2000, c'est dans les pays qui affichaient traditionnellement des taux élevés – États-Unis, Mexique et Royaume-Uni – que la pauvreté des enfants a enregistré le recul le plus rapide. Au Royaume-Uni, cette tendance est à mettre au compte des politiques de lutte contre la pauvreté des enfants – fortement axées sur les transferts en espèces – qui ont été appliquées durant cette période. Au Mexique, la diminution de la pauvreté s'explique en partie par l'extension des programmes d'aide sociale dont le programme « Oportunidades »³ qui alloue un soutien financier aux familles les plus pauvres. Quant aux États-Unis, le déclin qui s'est amorcé entre 1990 et 1995 résulte probablement en partie de l'augmentation du crédit d'impôt au titre des revenus du travail (*Earned Income Tax Credit* ou EITC) pour les familles de deux enfants et plus et de la hausse corrélative des taux d'activité féminins (Adireksombat, 2010).

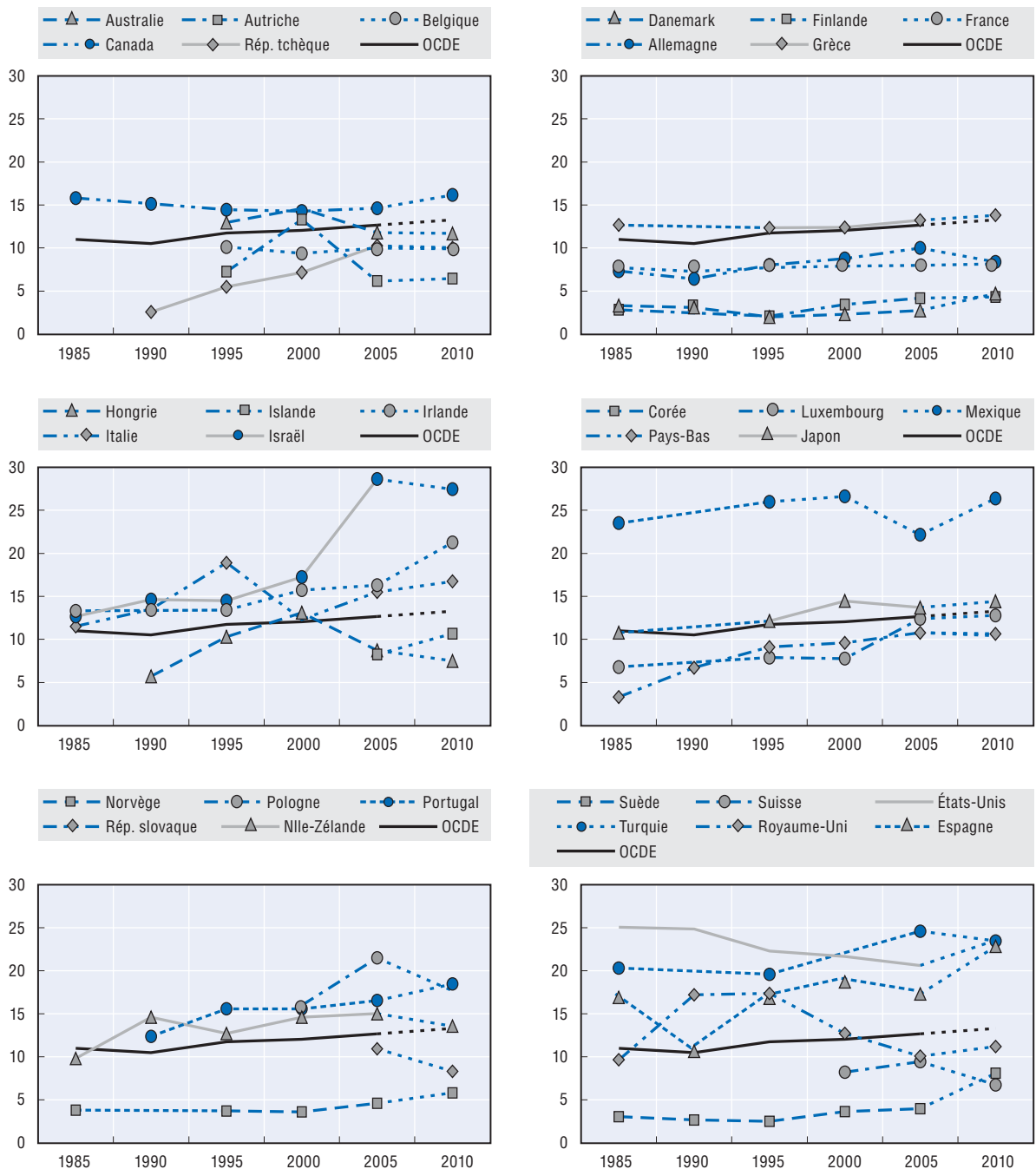
Les taux de pauvreté ont doublé entre 1995 et 2005 en Finlande, en Israël et en République tchèque, et, depuis peu, montrent des signes de hausse au Luxembourg, au Portugal et en Turquie. En Finlande et au Portugal, les taux de pauvreté des enfants ont augmenté dans le contexte d'un creusement général des inégalités de revenus (OCDE, 2008). En Turquie, il est probable que le déclin de l'emploi féminin (cf. chapitre 1) ait contribué à l'augmentation de la pauvreté des enfants.

Autre facteur susceptible d'influencer les tendances de la pauvreté des enfants, et l'évolution de la pauvreté dans les autres groupes de population. OCDE (2008) montre que dans 23 pays de l'OCDE, le fardeau de la pauvreté s'est déplacé des personnes âgées sur les enfants depuis le milieu des années 80, et depuis 2000 environ, ce sont les 18-25 ans qui paient le plus lourd tribut à l'échelle de la zone OCDE (l'encadré 5.2 montre que l'expérience de la pauvreté n'a pas les mêmes effets selon l'âge à laquelle est vécue).

Les données évaluant l'impact de la récente crise financière sur les tendances de la pauvreté et sur la pauvreté des enfants en particulier ne sont pas encore disponibles pour tous les pays. Cependant, sur la base des projections des taux de non-emploi (OCDE, 2010c), il est possible de prédire la proportion d'enfants vivant dans des familles où aucun adulte, un seul adulte ou deux adultes au moins exerce(nt) un emploi (cf. notes du graphique 5.2) et de calculer une projection du taux de pauvreté moyen chez les enfants à l'horizon 2010. Dans les pays de l'OCDE en moyenne, le taux de pauvreté des enfants devrait augmenter à nouveau de 0.5 point de pourcentage entre 2005 et 2010, pour atteindre 13.4 %. C'est en Espagne, aux États-Unis, en Irlande, au Mexique et en Suède que l'aggravation devrait être la plus aiguë – avec des hausses attendues de plus de 3 points de pourcentage par rapport

Graphique 5.2. Les taux de pauvreté des enfants ont augmenté dans l'ensemble de la zone OCDE, mais les variations entre pays sont considérables

Proportion d'enfants âgés de 0 à 17 ans vivant dans une famille dont le revenu est inférieur à 50 % du revenu équivalent médian des ménages, évolution de 1985 à 2005 et projections à 2010



Note : Le revenu équivalent est calculé selon la méthode de la racine carrée de la taille du ménage. Les niveaux prédits pour 2010, représentés par les lignes en pointillé, ont été estimés à partir des projections des taux de non-emploi et des derniers taux de pauvreté connus (2004 à 2008) parmi les ménages composés d'un seul adulte ou de deux adultes ou plus, avec ou sans emploi. En maintenant constante la proportion de cinq types de ménages avec enfants (un seul adulte avec emploi, un seul adulte sans emploi, couple avec deux emplois, couple avec un emploi et couple sans emploi), nous utilisons la variation du taux de non-emploi pour prédire la proportion d'enfants âgés de 0 à 17 ans supposés vivre dans ces ménages en 2010. En combinant ce résultat avec le dernier taux de pauvreté connu pour ces ménages, nous calculons un taux de pauvreté global pour les 0-17 ans en 2010.

Source : Données provisoires provenant du Questionnaire de l'OCDE sur la distribution des revenus (OCDE, 2010a) et projections du Secrétariat.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888932423731>

Encadré 5.2. **Pauvreté monétaire et bien-être de l'enfant : l'expérience de la pauvreté a-t-elle des effets différents selon l'âge à laquelle est vécue ?**

Les enfants qui grandissent dans une famille pauvre sont souvent freinés dans leur développement cognitif et comportemental, sont exposés à un environnement familial plus instable et encourent un risque plus élevé d'avoir de moins bons résultats dans différents domaines de la santé. Plus l'épisode de pauvreté est long et intense, plus il risque d'être pénalisant. L'âge auquel surviennent ces épisodes a également son importance. L'expérience précoce de la pauvreté peut provoquer des fractures dans le processus de développement de l'enfant au cours de la période de formation et, à long terme, se solder par des résultats plus médiocres selon différents indicateurs, dans la mesure où l'enfant n'aura pas pu profiter pleinement des interventions conçues pour stimuler son développement pendant l'enfance (encadré 2.3).

Certains auteurs ont cherché à évaluer les effets de l'expérience *prénatale* de la pauvreté sur les chances dans la vie. Selon les estimations de Lindo (2010), aux États-Unis, le fait pour l'un des parents de perdre son emploi au cours d'une grossesse réduit le poids de naissance du nouveau-né d'environ 4.5 % en comparaison du poids des enfants déjà nés dans la famille. Kim *et al.* (2010) examinent les résultats des enfants nés de femmes qui ont souffert de malnutrition pendant leur grossesse à cause de la famine qui a suivi le grand « Bond en avant » en Chine en 1958 ; ils constatent que la génération née des enfants qui étaient en gestation pendant la famine était beaucoup moins susceptible d'avoir fréquenté le premier cycle de l'enseignement secondaire, et moins susceptible d'avoir été scolarisée dans le deuxième cycle de l'enseignement secondaire. Ces résultats montrent que le désavantage s'est transmis de la première à la troisième génération par le biais des mauvais résultats cognitifs et de santé de la deuxième génération, et mettent en évidence le cycle de désavantage engendré par les chocs de revenu et de privation au cours de la période prénatale.

L'expérience de la pauvreté durant la *petite enfance* concourt à différents types de problème. Berger *et al.* (2010) observent qu'un revenu faible a une incidence négative sur l'environnement familial et l'environnement affectif (stress ou dépression de la mère) ; et les jeunes enfants pauvres connaîtraient davantage de problèmes comportementaux d'après les informations rapportées par les mères (Kiernan et Huerta, 2008). Duncan *et al.* (2010) montrent que l'expérience de la pauvreté durant la petite enfance peut se traduire, à l'âge adulte, par un temps de travail – et donc des revenus – plus réduits, d'où un risque accru de tomber dans la pauvreté et d'être tributaire de l'aide sociale. Les interventions préscolaires peuvent avoir des retombées positives à la fois dans la sphère publique et sur le plan privé à long terme, qui se manifestent par une moindre expérience de la criminalité et des revenus plus élevés à l'âge adulte (cf. Heckman *et al.*, 2010 pour une réévaluation de données antérieures du projet Perry Preschool).

L'expérience de la pauvreté *au milieu et à la fin de l'enfance* est sans doute moins préjudiciable aux résultats cognitifs eu égard à ce que l'on sait du développement du cerveau de l'enfant et du QI (cf. OCDE, 2009). Les enfants plus âgés se heurtent en revanche à une autre difficulté : dans les familles défavorisées, on attend d'eux qu'ils contribuent matériellement à la vie du foyer, en exerçant eux-mêmes un emploi rémunéré ou en participant davantage aux tâches domestiques (par exemple en secondant leurs parents s'ils doivent prendre un emploi supplémentaire). Les enfants qui doivent se consacrer ainsi à leur famille peuvent être contraints de renoncer à leurs études ou à leurs activités sociales.

L'Enquête sur les comportements de santé des enfants d'âge scolaire (Currie *et al.*, 2008) recèle quantité d'informations utiles pour qui s'intéresse aux effets du niveau de vie familial sur différents aspects du bien-être chez l'enfant entre le milieu et la fin de l'enfance (11 à 15 ans dans l'enquête). Les données relatives à plusieurs pays de l'OCDE montrent que :

- Les enfants issus de milieux défavorisés sont beaucoup plus susceptibles que les autres de se déclarer en moyenne ou en mauvaise de santé. Dans la plupart des pays, l'état de santé autodéclaré décline de manière significative chez les filles en particulier entre 11 et 15 ans.

Encadré 5.2. **Pauvreté monétaire et bien-être de l'enfant : l'expérience de la pauvreté a-t-elle des effets différents selon l'âge à laquelle est vécue ?** (suite)

- Inversement, la probabilité pour un enfant de recevoir des soins médicaux lorsqu'il se fait mal est beaucoup plus élevée dans les milieux familiaux aisés.
- La perception de la qualité de vie est nettement meilleure chez les enfants issus de milieux aisés – garçons et filles – dans tous les pays de l'OCDE. Cette perception décline fortement entre les âges de 11 et 15 ans, mais davantage pour les filles que pour les garçons (on trouvera à l'annexe 5.A3 un exposé sur le bien-être subjectif de l'enfant).
- Dans deux tiers des pays de l'OCDE, les enfants issus de familles pauvres sont plus susceptibles d'être obèses ou en surpoids. La Fédération de Russie et la Turquie sont les seuls pays où les enfants aisés sont plus susceptibles d'être en surcharge pondérale.
- La consommation de fruits est beaucoup plus répandue chez les enfants de familles aisées, sauf en Israël, en Suède et en Suisse.
- Les enfants appartenant à un milieu aisé ont beaucoup plus d'activités physiques dans la moitié environ des pays de l'OCDE.
- Israël est le seul pays où les enfants de milieux favorisés (les garçons) sont plus susceptibles de fumer. Dans aucun pays de l'OCDE les enfants issus de milieux aisés ne sont notablement plus exposés au harcèlement collectif.

à 2005. Inversement, le taux de pauvreté des enfants devrait décroître de plus de 2 points de pourcentage en Israël, en Pologne, en République slovaque et en Suisse.

Revenu familial, inégalités et pauvreté des enfants

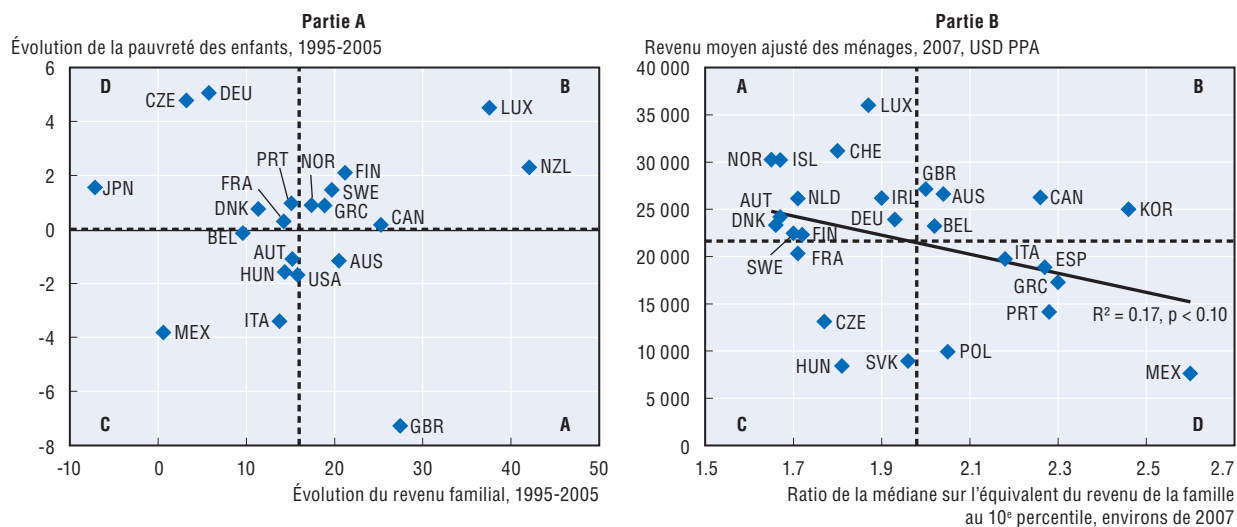
Un revenu familial moyen plus élevé est-il associé à des inégalités de revenu familial plus marquées ? Est-ce l'élévation du revenu familial moyen – et donc du seuil de pauvreté relative – qui explique l'augmentation tendancielle de la pauvreté des enfants, ou ce phénomène résulte-t-il du fait que les revenus des familles avec enfants augmentent moins vite que ceux d'autres catégories de population ?

La partie A du graphique 5.3 montre qu'il n'existe pas de relation étroite entre l'évolution du taux de pauvreté des enfants et celle des revenus familiaux. Les pays du quadrant A (cf. notes du graphique), et en particulier le Royaume-Uni, apportent la preuve que la hausse du revenu familial moyen peut s'accompagner de progrès substantiels dans la réduction de la pauvreté des enfants. En Autriche, aux États-Unis, en Hongrie et en Italie également, la croissance du revenu familial moyen est allée de pair avec un recul de la pauvreté. L'Allemagne, le Japon et la République tchèque (quadrant D, en haut à gauche du graphique) ont connu une augmentation du revenu familial inférieure à la moyenne et un accroissement du taux de pauvreté des enfants supérieur à la moyenne.

Dans la partie B du graphique 5.3, les pays sont positionnés en fonction, d'une part, du revenu familial équivalent moyen (axe vertical), basé sur les données les plus récentes pour la période 2005-08, et d'autre part, du ratio entre le revenu familial médian et le revenu des familles du décile le plus pauvre dans chaque pays (axe horizontal). Les pays qui ont un score de 2 environ sur l'axe horizontal, tels l'Australie, la Belgique, la Pologne et le Royaume-Uni, sont des pays où la moitié de la population perçoit au moins le double du revenu des 10 % des familles les plus pauvres. Un tiers des pays de l'OCDE se situent dans le quadrant A, caractérisé par un revenu familial moyen élevé et des inégalités faibles. Plus

Graphique 5.3. Il n'y a pas de relation nette entre la hausse du revenu familial moyen et la pauvreté relative chez les enfants

Associations entre l'évolution du revenu moyen et l'évolution de la pauvreté des enfants, et entre le revenu moyen et les inégalités de revenu



Note : Les taux de pauvreté des enfants s'appliquent aux enfants âgés de 0 à 17 ans, et les données sur le revenu familial aux ménages ayant des enfants âgés de 0 à 17 ans. Les moyennes ne couvrent que les pays qui figurent sur le graphique et sont représentées par des lignes en pointillé. Le quadrant A correspond au cas où les moyennes sont croissantes et où les moyennes se réduisent à un niveau supérieur à la moyenne ; le quadrant B illustre le cas où seul les moyennes augmentent, le quadrant C celui où les inégalités décroissent, et le quadrant D celui où les moyennes et les inégalités croissent. Les résultats pour la partie A ne sont pas significatifs, que ce soit en incluant ou non le Royaume-Uni, en raison de pays déviant dans le quadrant D. Les données de la partie B sont issues de l'enquête EU-SILC et d'enquêtes nationales permettant de calculer les valeurs de ratio unitaire.

Source : Partie A : Données provisoires provenant de OCDE (2010a), *Questionnaire de l'OCDE sur la distribution des revenus*. Partie B : Calculs effectués par les auteurs à partir des données de l'EU-SILC 2008 (2007 pour la France), et de données d'enquêtes pour l'Australie (HILDA, 2008), le Mexique (ENIGH, 2006), le Chili (CASEN, 2006), la Suisse (PSM, 2007) et la Corée (KLIPS, 2007).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888932423750>

généralement, les résultats indiquent qu'il existe une relation négative entre revenu familial moyen élevé et inégalité des revenus au bas de l'échelle de distribution : autrement dit, le revenu familial moyen peut être élevé sans que l'égalité soit compromise (les résultats ne font apparaître aucune tendance nette au regard du niveau de richesse nationale ; de même, la taille de la population ne semble pas influencer les résultats). L'encadré 5.3 examine les liens entre l'obtention de résultats moyens supérieurs en matière de santé et d'éducation et le degré de dispersion des résultats.

Dépenses publiques consacrées aux familles et liens avec les taux de pauvreté des enfants

À partir des profils de dépenses par âge présentés dans le chapitre 2, il est possible d'examiner le lien entre les variations des différents types de dépenses consacrées aux enfants ayant jusqu'à 18 ans et les taux de pauvreté parmi les enfants âgés de 0 à 17 ans (encadré 5.2 et annexe 5.A1). Les transferts en espèces, les dépenses consacrées aux services de garde d'enfants et les dépenses totales sont fortement corrélés à des taux de pauvreté inférieurs dans les pays où les niveaux d'investissement réel sont plus élevés.

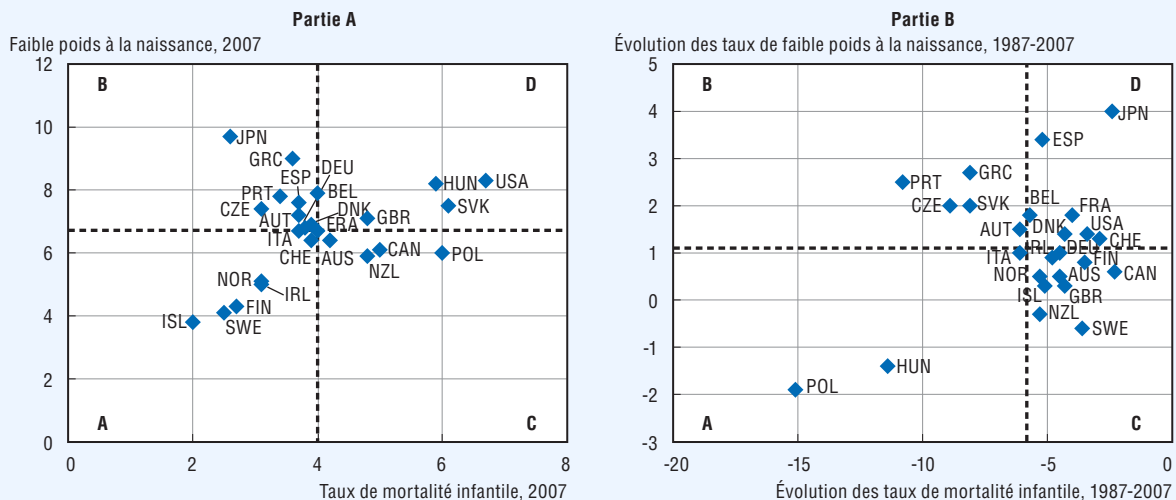
Les niveaux élevés des dépenses consacrées à l'ensemble des mesures en faveur des familles sont très étroitement associés à des taux de pauvreté plus faibles (graphique 5.4). Les pays figurant dans le quadrant inférieur gauche sont des pays où les dépenses sociales totales comme le taux de pauvreté des enfants sont inférieurs à la moyenne – leurs bons

Encadré 5.3. Tendances et associations observées au niveau des résultats des enfants en matière de santé et d'éducation

Au-delà de la pauvreté monétaire, les résultats obtenus par les enfants en matière de santé et d'éducation dans la zone OCDE évoluent-ils dans le même sens, et/ou l'amélioration moyenne des scores des pays va-t-elle de pair avec un risque accru que certains groupes d'enfants ne soient laissés pour compte ? La partie A du graphique 5.3.1 montre que dans les pays nordiques et en Irlande, la faible mortalité infantile se double d'un taux bas de naissances de faible poids. Quant à la partie B, elle indique l'absence d'association claire entre l'évolution des naissances de faible poids et l'évolution de la mortalité infantile sur une génération d'enfants dans les pays de l'OCDE. Les pays qui ont enregistré une diminution de la mortalité infantile supérieure à la moyenne ne sont pas forcément ceux où le taux de naissances de faible poids a le plus augmenté : par exemple, en Hongrie et en Pologne, les deux indicateurs ont reculé.

Le graphique ci-dessous indique les relations, d'une part, entre le niveau médian d'acquis en compréhension de texte et le déficit d'acquis en compréhension de texte (ratio entre le 50^e percentile et le 10^e percentile) en 2009, et d'autre part, entre la variation du niveau moyen d'acquis et la variation du degré d'égalité des niveaux d'acquis (ratio entre le 90^e et le 10^e percentile) entre 2000 et 2009. L'association significative et négative mise en évidence dans la partie A signifie que les pays de l'OCDE qui affichent des valeurs médianes plus élevées affichent également des niveaux d'inégalité sous la médiane plus bas. Plus d'un tiers des pays de l'OCDE sont situés dans le quadrant A, caractérisé par des scores en compréhension de texte supérieurs à la moyenne et un degré d'inégalité des scores inférieur à la moyenne. Les pays combinant un degré d'inégalité sous la médiane supérieur à la moyenne OCDE et des scores médians supérieurs à la moyenne OCDE sont moins nombreux que les pays pour lesquels les deux indicateurs sont inférieurs à la moyenne (six pays dans le quadrant B et neuf pays dans le quadrant D). À partir de données de l'enquête TIMMS sur les acquis en mathématiques et en sciences des 9-11 ans au cours de la période 1999-2007, Freeman *et al.* (2010) observent des associations similaires au niveau des pays entre des valeurs médianes plus élevées et une plus grande inégalité des résultats (ratio entre les valeurs du 95^e et du 5^e percentile). Leurs résultats montrent que les pays où la variation du nombre de livres à la maison est étroitement associée aux résultats en matière d'acquis sont ceux où les différences des scores aux tests sont les plus marquées. La partie B montre que les pays qui ont accompli des progrès en termes de scores moyens sont aussi ceux où les inégalités des scores aux tests ont régressé (Corée et Israël). Les données portent donc à croire qu'il y a complémentarité entre l'élévation des scores moyens et la réduction des inégalités dans les résultats scolaires.

Le taux de naissances de faible poids n'est pas notablement plus élevé dans les pays où la mortalité infantile est plus faible



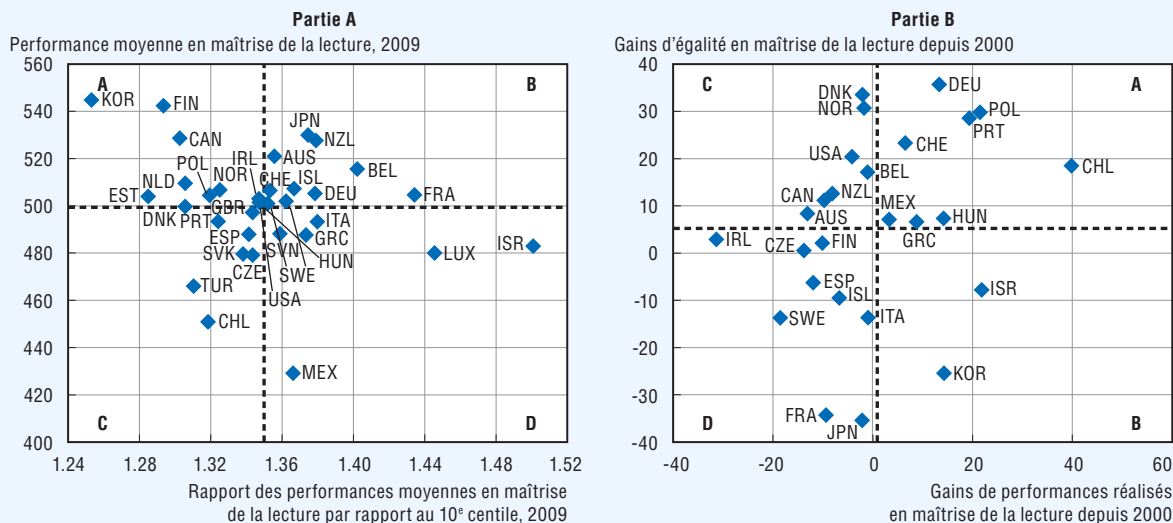
Note : Le quadrant A correspond au cas où aussi bien la mortalité infantile que les taux de faible poids diminuent plus rapidement, ou sont plus bas que les taux moyens ; le quadrant B où les taux de faible poids diminuent plus vite, ou sont plus bas que les taux moyens ; le quadrant C où la mortalité infantile diminue plus vite, ou est plus basse que les taux moyens ; et le quadrant D où les deux indicateurs augmentent, et atteignent ou dépassent les taux moyens.

Source : OCDE (2009b), Éco-Santé OCDE.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888932423921>

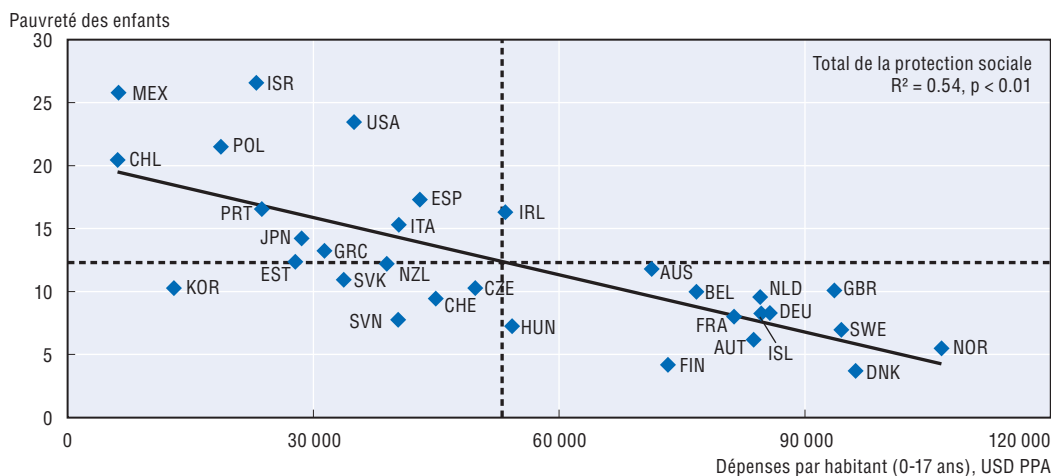
Encadré 5.3. Tendances et associations observées au niveau des résultats des enfants en matière de santé et d'éducation (suite)

Les niveaux d'acquis en compréhension de texte sont significativement associés à un degré réduit d'inégalité dans la moitié inférieure de l'échelle des performances



StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888932423940>

Graphique 5.4. Les niveaux des dépenses liées à l'âge expliquent en grande partie les variations des taux de pauvreté



Note : Pour les données sur la pauvreté, le lecteur pourra se reporter aux notes du graphique 5.1, ainsi qu'au chapitre 2 pour de plus amples informations sur le profil des dépenses consacrées aux enfants jusqu'à l'âge de 18 ans. Le Luxembourg n'apparaît pas sur le graphique car il dévie fortement (les données de dépenses sont disponibles via StatLink). Les données pour le Canada et la Turquie sont manquantes.

Source : Calculs effectués par le Secrétariat de l'OCDE à partir de la Base de données sur les dépenses sociales (OCDE, 2010d). Les sources des données sur la pauvreté monétaire sont indiquées au graphique 5.1.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888932423769>

résultats en matière de pauvreté s'expliquant par des facteurs qui ne sont pas observés dans cette analyse. Parmi les sept pays concernés, quatre sont d'anciens pays communistes, où les taux de pauvreté relative inférieurs à la moyenne s'expliquent en partie par le niveau historiquement bas des inégalités⁴.

Parmi les différentes catégories de dépenses consacrées aux enfants âgés de 0 à 17 ans, les niveaux moyens des transferts en espèces sont les plus fortement corrélés avec les taux de pauvreté monétaire des enfants. Les dépenses consacrées aux services de garde d'enfants sont plus faiblement liées au taux de pauvreté, bien qu'un grand nombre de pays soient regroupés autour de la ligne de tendance là où les niveaux de dépenses sont élevés (cf. graphique 5.A1.1). Seule l'Irlande montre des niveaux de transferts en espèce et des taux de pauvreté supérieurs à la moyenne, et seules l'Espagne et l'Italie combinent des dépenses de services de garde et un taux de pauvreté des enfants supérieurs aux moyennes de l'OCDE (annexe 5.A1).

Le travail est l'une des clés essentielles pour sortir de la pauvreté

Le risque de pauvreté varie selon la composition de la famille (nombre d'adultes ou d'enfants au sein du foyer) et du degré de participation à l'emploi des adultes de la famille. Le tableau 5.1 établit des comparaisons entre le taux de pauvreté des enfants et le taux de pauvreté dans l'ensemble de la population, ainsi qu'entre les taux de pauvreté des familles selon leur composition et leur statut au regard de l'emploi. En général, les enfants sont plus exposés au risque de pauvreté que la population globale (colonnes 1 et 2). Seule la Slovénie a un taux de pauvreté globale supérieur au taux de pauvreté des enfants (qui est faible).

Le non-emploi est de loin le principal facteur de risque de pauvreté. A l'échelle de l'OCDE, les familles monoparentales sans emploi ont un risque de pauvreté pouvant être multiplié par presque trois. La différence entre parents isolés avec et sans emploi en Australie est particulièrement marquée : le taux de pauvreté est très bas pour la première catégorie (6.1 %) mais grimpe à 67 % pour la seconde.

Le risque de pauvreté parmi les familles biparentales sans emploi (colonne 8) peut être jusqu'à dix fois plus élevé que celui auquel sont exposées les familles biparentales ayant deux emplois (colonne 6). La Corée, le Chili, l'Espagne, le Japon, le Luxembourg et la Pologne sont les pays où un double revenu protège le moins contre la pauvreté. Malgré tout, dans ces pays, les taux de pauvreté des familles sans emploi restent entre trois et cinq fois plus élevés que ceux des familles avec emploi.

Parmi les familles ayant plus de trois enfants, les familles monoparentales sont particulièrement exposées au risque de pauvreté. Une famille monoparentale nombreuse ayant un emploi a au moins deux fois plus de probabilités d'être pauvre qu'une famille monoparentale moyenne avec emploi au Danemark, en Estonie, en Pologne et en Slovénie (en Italie, le rapport est de six). En Australie, en Autriche, et au Luxembourg, les parents isolés qui travaillent et qui ont une famille nombreuse (colonne 5) sont moins exposés à la pauvreté que ne le sont les familles monoparentales avec emploi dans leur ensemble (colonne 3). Ce résultat pourrait s'expliquer par des caractéristiques familiales non observées spécifiques aux familles monoparentales nombreuses (l'éventualité, par exemple, que les enfants les plus âgés apportent une contribution au revenu du ménage), l'importance relative des familles monoparentales nombreuses ou les prestations familiales dont bénéficient les familles nombreuses dans ces pays⁵.


Tableau 5.1. L'emploi parental réduit le risque de pauvreté dans les familles avec enfant(s)

Taux de pauvreté des enfants et taux de pauvreté des personnes vivant dans une famille avec enfant(s) (de 0 à 17 ans), selon la composition de la famille et le statut au regard de l'emploi, du milieu à la fin des années 2000

	Pauvreté dans les ménages avec enfants								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	Pauvreté des enfants	Taux de pauvreté total (différence par rapport à 1)	Un parent (avec emploi)	Un parent (sans emploi)	Un parent (avec emploi ; enfant de plus de 3 ans)	Deux parents (tous deux avec emploi)	Deux parents (un seul avec emploi)	Deux parents (sans emploi)	Deux parents (avec emploi ; enfant de plus de 3 ans)
Australie	11.8	-1.7	6.1	67.8	3.2	1.0	7.9	50.8	3.1
Autriche	6.2	-0.6	17.1	50.8	11.4	2.4	8.1	59.7	3.3
Belgique	10.0	-1.0	10.1	43.2	11.3	2.5	10.6	36.1	6.3
Canada	14.8	-2.4	29.6	90.5	..	4.1	28.7	79.4	..
Chili	20.5	-3.1	37.6	87.2	56.3	5.8	27.2	32.8	14.9
République tchèque	10.3	-2.5	10.3	71.4	..	0.7	9.5	43.2	1.1
Danemark	3.7	-0.8	5.1	33.9	12.2	0.6	7.8	29.2	2.3
Estonie	12.4	-1.9	29.2	94.5	78.4	3.1	16.3	75.4	7.3
Finlande	4.2	-0.4	5.6	46.3	6.6	1.1	8.9	23.4	2.5
France	8.0	-1.3	14.6	35.8	17.7	3.0	8.7	18.1	5.2
Allemagne	8.3	-0.7	11.6	46.2	..	0.6	3.7	23.2	..
Grèce	13.2	-1.2	17.6	83.6	33.7	4.0	22.1	39.2	18.3
Hongrie	7.2	-0.8	21.3	30.8	..	3.1	6.5	9.6	..
Islande	8.3	-1.0	17.1	22.9	29.7	4.1	28.8	51.0	9.3
Irlande	16.3	-2.4	24.0	74.9	37.2	1.9	15.7	55.4	8.7
Israël	26.6	-4.1	29.6	81.1	..	3.6	37.5	86.4	..
Italie	15.3	-1.3	22.8	87.6	..	2.7	22.5	79.3	..
Japon	14.2	-2.0	54.6	52.5	..	9.5	11.0	37.8	..
Corée	10.3	-1.7	19.7	23.1	..	5.3	9.5	37.5	..
Luxembourg	12.4	-1.4	38.3	69.0	27.9	5.3	15.8	27.4	13.6
Mexique	25.8	-3.6	31.6	48.2	..	11.2	34.7	68.7	..
Pays-Bas	9.6	-1.8	23.2	56.8	..	1.8	14.6	63.1	..
Norvège	5.5	-0.8	5.9	42.5	7.5	0.2	7.3	45.4	2.7
Nouvelle-Zélande	12.2	-2.6	14.0	75.7	..	1.0	9.3	68.6	..
Pologne	21.5	-2.3	12.0	46.0	42.3	9.8	14.1	48.2	27.1
Portugal	16.6	-2.5	26.2	90.2	42.0	4.8	34.3	53.2	24.5
Espagne	17.3	-2.6	32.2	78.0	..	5.1	23.2	70.6	..
République slovaque	10.9	-1.0	23.9	65.9	32.7	1.8	18.2	66.0	6.0
Slovénie	7.8	0.7	19.6	72.8	79.9	2.1	22.0	76.6	25.8
Suède	7.0	-0.9	11.0	54.5	..	1.4	18.5	46.0	..
Suisse	9.4	-1.0		21.6	..		7.6		..
Turquie	24.6	-4.3	31.9	43.6	18.9	28.1	..
Royaume-Uni	10.1	-1.2	6.7	39.1	7.2	1.0	9.0	35.8	17.6
États-Unis	21.6	-3.0	35.8	91.5	55.6	6.6	30.6	84.1	18.3
OCDE34	12.7	-1.7	21.1	60.5	31.2	3.5	17.0	50.0	10.9

Note : Les colonnes 3, 4, 6, 7 et 8 indiquent les résultats des familles monoparentales et biparentales selon le statut des adultes au regard de l'emploi, indépendamment du nombre d'enfants dans la famille. Les taux de pauvreté sont calculés pour toutes les catégories de ménage, la condition étant que le chef de famille soit d'âge actif (15-65 ans) et qu'il y ait au moins un enfant âgé de 0 à 17 ans dans la famille. Les moyennes OCDE ne sont pas pondérées. Les données de la Suisse ne sont pas désagrégées selon le statut au regard de l'emploi.

Source : Données provisoires provenant de OCDE (2010a), Questionnaire de l'OCDE sur la distribution des revenus.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888932424453>

Le taux de pauvreté moyen des familles biparentales nombreuses avec deux emplois (colonne 9) représente la moitié du taux de pauvreté des familles monoparentales avec emploi (colonne 5). En comparaison de l'ensemble des familles biparentales ayant deux emplois (colonne 6), le risque de pauvreté relatif parmi les familles biparentales nombreuses est au moins dix fois plus élevé en Italie, en Norvège, au Royaume-Uni et en Slovénie.

À quel moment est-il souhaitable que les mères reprennent le travail ?

Nous avons vu dans le chapitre 1 que, de nos jours, davantage de mères ayant de jeunes enfants exercent un emploi rémunéré que par le passé. Cependant, déterminer quel est le meilleur moment pour reprendre (ou démarrer) une activité rémunérée avec la naissance d'un enfant reste matière à vif débat. Si la mère reprend le travail trop rapidement, l'enfant risque de se voir privé de continuité de soins, du temps et de l'attention dont il a besoin ; de même, l'emploi maternel précoce pourrait entraver la formation de liens d'attachement solides entre la mère et l'enfant ainsi que priver toute possibilité de prolonger l'allaitement maternel, qui présentent différents avantages sur les plans cognitif, affectif et de la santé (encadré 5.3 ci-dessous). D'un autre côté, l'emploi maternel améliore le revenu familial, ce qui est bénéfique pour le développement de l'enfant, en particulier dans les familles à faible revenu ; de plus, des périodes de congé supérieures à 20 semaines peuvent pénaliser les perspectives de revenus futurs des mères (Jaumotte, 2003).

L'effet du recours précoce à un mode de garde professionnel sur le bien-être de l'enfant n'est pas bien tranché. Il peut être bénéfique si les parents sont stressés ou ne parviennent pas s'occuper correctement de leur enfant. En revanche, pour les enfants issus de milieux plus favorisés, les effets négatifs peuvent l'emporter sur les effets positifs lorsque les parents offrent un environnement sauf et propice au développement (Ruhm, 2000 ; Hill *et al.*, 2001 ; Gregg *et al.*, 2005). Les structures d'accueil professionnelles favorisent les interactions sociales et apprennent aux tout-petits à échanger et à coopérer avec les autres enfants ; cependant, les interactions qui s'opèrent dans ce type de structure peuvent être source de stress pour l'enfant s'il est trop jeune. De plus, la fréquentation de ces structures accroît le risque d'exposition précoce aux maladies infectieuses.

Que dit la littérature ?

Les études consacrées à la relation entre l'emploi maternel et le développement cognitif et comportemental de l'enfant aboutissent à des conclusions mitigées. La variation des résultats est influencée par plusieurs facteurs – le moment auquel la mère reprend le travail, les caractéristiques de l'enfant et de la famille et la qualité et l'intensité du mode de garde de l'enfant notamment. Des études basées sur des données longitudinales provenant du Royaume-Uni et des États-Unis montrent que, de manière générale, l'emploi maternel à plein-temps au cours de la première année suivant la naissance est associé à des résultats plus défavorables chez l'enfant, en particulier sur le plan cognitif (Brooks-Gunn *et al.*, 2002 ; Ermisch et Francesconi, 2000 ; *et*, Joshi *et al.*, 2009). Cependant, une étude récente donne à penser que ces effets négatifs sont compensés par les effets positifs associés à une plus grande utilisation des modes de garde collectifs, ou une garde à domicile de plus grande qualité, ou une relation mère-enfant positive (Brooks-Gunn *et al.*, 2010). En tout état de cause, la plupart des études concluent que les effets mesurés de l'emploi maternel sur le développement cognitif de l'enfant sont limités. Il se pourrait que

l'emploi maternel soit plus préjudiciable au développement de l'enfant dans les familles biparentales et/ou les familles à revenu élevé ou à niveau d'études élevé (Gregg *et al.*, 2005 ; et Ruhm, 2004). À l'inverse, l'emploi précoce n'est pas lié à des résultats plus défavorables pour les enfants qui vivent dans une famille monoparentale (cf. par exemple, Han *et al.*, 2001), ni pour les enfants appartenant à une minorité ethnique, tels que les enfants afro-américains (Brooks-Gunn *et al.*, 2010).

En comparaison de la situation des mères qui ne travaillent pas (y compris parce qu'elles sont « en congé ») ou qui travaillent à temps partiel, l'emploi maternel précoce (c'est-à-dire dans les six mois suivant la naissance) à plein-temps est corrélé négativement au taux et à la durée d'allaitement maternel (Hawkins *et al.*, 2007 ; Cooklin *et al.*, 2008). En outre, la durée de l'allaitement maternel est plus longue, en général, chez les femmes qui travaillent dans une entreprise adepte de pratiques de travail souples ou favorables aux familles, tel que le travail à temps partiel (Hawkins *et al.*, 2007). L'allaitement maternel présente des avantages multiples pour le jeune enfant en termes d'apports nutritionnels et de protection contre les maladies, y compris après neutralisation des facteurs environnementaux qui peuvent interférer avec cette association (Quigley *et al.* 2007 ; Ladomenou *et al.*, 2010 ; et Liesbeth *et al.*, 2010). L'allaitement maternel est également associé à des résultats de santé positifs pour la mère, notamment une exposition réduite au cancer du sein et de l'ovaire, au diabète de type deux et à la dépression postpartum (Ip *et al.*, 2007). Néanmoins, les données relatives à la contribution de l'allaitement au processus d'attachement mère-enfant ne sont pas concluantes (Jansen *et al.*, 2008). Enfin, la littérature porte à croire que l'allaitement a un effet positif sur le développement cognitif, mais que cet effet est le plus souvent restreint (encadré 5.4).

Après la première année, la fréquentation d'une structure d'accueil professionnelle peut avoir des effets positifs sur le développement cognitif (Waldfogel, 2002), mais peut nuire quelque peu au développement comportemental si les services dispensés sont de mauvaise qualité ou si l'enfant y passe trop de temps (Belsky *et al.*, 2007 ; et Stamm, 2009). Par conséquent, l'intensité et la qualité des services de garde ont leur importance. Il est problématique pour le jeune enfant d'être gardé par des tiers pendant un grand nombre d'heures, mais les effets de longs horaires de garde sur le développement sont réduits (Langlois et Liben, 2003) et varient selon les caractéristiques de l'enfant. Des données

Encadré 5.4. **Allaitement maternel et QI de l'enfant**

La question de savoir si l'allaitement maternel a un effet positif sur le QI de l'enfant a donné lieu à des recherches considérables depuis les années 20. Près d'un siècle après les premières études, on s'accorde généralement à reconnaître que la plupart des travaux qui ont observé un effet causal positif entre l'allaitement maternel et l'intelligence étaient de qualité médiocre. Les recherches plus récentes aboutissent à une conclusion positive mais mesurée : l'allaitement maternel a un effet positif sur le QI de l'enfant, mais cet effet est de taille réduite (on pourra se référer à Michaelson *et al.*, 2009).

Les meilleures données sur la relation causale entre l'allaitement maternel et le QI de l'enfant proviennent d'études qui neutralisent l'effet du QI de la mère et se réfèrent à la population générale. Le tableau ci-dessous récapitule les résultats des études repérées dans la littérature qui remplissent ces critères, ces études étant ordonnées selon l'âge de l'enfant auquel le QI est mesuré. Lorsque les auteurs utilisent plusieurs mesures de l'allaitement maternel ou plusieurs mesures générales de l'intelligence (seule l'étude de Clark *et al.*, 2006 appartient à cette dernière catégorie), les différents résultats sont indiqués (26 au total).

Encadré 5.4. **Allaitement maternel et QI de l'enfant (suite)****Synthèse des études qui ont examiné les liens entre le QI de l'enfant et l'allaitement maternel en utilisant le QI maternel comme variable de contrôle**

Étude	Pays	N	Âge de l'enfant	Variables d'allaitement maternel utilisées	Signe	Signification (5 %)
Perroni <i>et al.</i> (2003)	MEX	79	1-6 mois	Allaitement maternel exclusif/non exclusif	+	S
Gomez-Sanchiz <i>et al.</i> (2004)	ESP	164	2	Nourri au lait artificiel, nourri au sein 0-4 mois, 4 > mois	+	SS
Morrow-Tlucak <i>et al.</i> (1988) ¹	USA	219	2	Nourri au lait artificiel, nourri au sein 0-4 mois, 4 > mois	+	S
Morrow-Tlucak <i>et al.</i> (1988) ²	USA	219	2	Semaines d'allaitement maternel	+	S
Torres-Sanchez <i>et al.</i> (2009)	MEX	270	2 1/2	Nourri au sein/non nourri au sein	+	NS
Gibson-Davis et Brooks-Gunn (2006)	USA	1 647	3	Nourri au sein, < 1, > 1 mois	+	NS
Johnson <i>et al.</i> (1996) ¹	USA	195	3	Nourri au sein/non nourri au sein	+	S
Johnson <i>et al.</i> (1996) ²	USA	190	3	Nourri au sein/non nourri au sein	+	NS
Johnson <i>et al.</i> (1996) ³	USA	190	3	Mois d'allaitement maternel exclusif	+	NS
Johnson <i>et al.</i> (1996) ⁴	USA	190	3	Mois d'allaitement maternel exclusif, mois au carré	+	S
Ghys <i>et al.</i> (2002)	NLD	124	4	Mois d'allaitement maternel	+	NS
Julvez <i>et al.</i> (2007) ¹	ESP	68	4	Nourri au sein < 2, 2-12, 12-20, 20-28, 28 > semaines	+	SS
Julvez <i>et al.</i> (2007) ¹	ESP	68	4	Semaines d'allaitement maternel	+	S
Angelsen <i>et al.</i> (2001)	NOR, SWE	192	5	Nourri au sein < 3 mois, nourri au sein 6 > mois	+	S
Clark <i>et al.</i> (2006) ¹	CHL	718	5 1/2	Allaitement maternel exclusif < 2, 2-8, 8 > mois	+	S
Clark <i>et al.</i> (2006) ²	CHL	718	5 1/2	Allaitement maternel exclusif < 2, 2-8, 8 > mois	+	NS
Herbstman <i>et al.</i> (2010)	USA	92	6	Pourcentage d'enfants nourris au sein pendant leur première année	-	NS
Fergusson <i>et al.</i> (1982)	NZL	954	7	Nourri au lait artificiel, nourri au sein 0-4, 4 > mois	+	S
Richards <i>et al.</i> (1998)	GBR	511	8	Nourri au sein/non nourri au sein	+	NS
Gale <i>et al.</i> (2004)	GBR	221	9	Nourri au lait artificiel, nourri au sein 0-1, 1-4 mois, 4 > mois	+	SS
Der <i>et al.</i> (2006) ¹	USA	5 475	10	Nourri au sein/non nourri au sein	+	NS
Der <i>et al.</i> (2006) ²	USA	2 454	10	Nourri au sein/non nourri au sein	+	S
Der <i>et al.</i> (2006) ³	USA	2 454	10	Nourri au lait artificiel, nourri au sein 1-5, 6-12, 13-28, 29 > semaines	+	SS
Hay <i>et al.</i> (2001)	GBR	115	11	Semaines d'allaitement maternel au court des trois premiers mois	+	S
Jacobsen <i>et al.</i> (1999)	USA	278	11	Nourri au sein/non nourri au sein	+	NS
Wigg <i>et al.</i> (1998)	AUS	343	12	Nourri au sein/alimentation mixte/nourri au biberon à 6 mois	+	NS

Codes des pays : AUS = Australie, CHL = Chili, ESP = Espagne, MEX = Mexique, NZL = Nouvelle-Zélande, NLD = Pays-Bas, NOR = Norvège, SWE = Suède, GBR = Royaume-Uni, USA = États-Unis d'Amérique.

N : Nombre d'observations (enfants).

Âge de l'enfant : En années.

Signe : Signe des coefficients pour la variable d'allaitement, par comparaison à la variable de traitement « pas d'allaitement ». En cas de coefficients multiples correspondant à différentes durées d'allaitement maternel (par exemple, Clark *et al.*, Der *et al.*, Fergusson *et al.*, Gomez-Sanchez *et al.*, Gale *et al.*, et Julvez *et al.*), le code indiqué dans la colonne correspond au signe de la majorité simple des coefficients ou, s'il y a égalité, au signe de la catégorie de durée d'allaitement la plus importante en taille.

- Clark *et al.* (2006) utilisent deux mesures générales de l'intelligence, le BCA et le WPPSI-R. Aussi indiquons-nous les résultats des deux tests.
- Les résultats détaillés de Julvez *et al.* (2007) nous ont été communiqués par Jordi Julvez.
- Luisa Torres-Sanchez et Lizbeth Lopez-Carillo nous ont communiqué les résultats non publiés repris dans cet encadré (Torres-Sanchez *et al.*, 2009).
- Julie Herbstman a communiqué des résultats non publiés pour Herbstman *et al.* (2010). Son concours a été grandement apprécié.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888932424529>

montrent en revanche que le fait pour l'enfant de passer de longues heures dans une structure de type garderie est associé à des problèmes comportementaux plus nombreux, qui se manifestent jusqu'à la fin de l'école primaire (Belsky et al., 2007). Toutes les études qui prennent en compte la qualité des services de garde notent qu'elle est importante pour le développement cognitif de l'enfant (cf. par exemple NICHHD, 2003). Sur le plan de la santé physique, la fréquentation de structures de garde professionnelles peut également conduire à une hausse des taux de maladies respiratoires, d'infections auriculaires et de problèmes gastro-intestinaux (Gordon et al., 2007 ; et Zutavern et al., 2007).

La participation aux programmes axés sur la petite enfance est particulièrement bénéfique aux enfants de milieux défavorisés. Parmi les exemples d'initiatives qui ont fait leurs preuves, sont à citer plusieurs programmes américains tels que le Head Start Program, le Perry Preschool Project, l'Abecedarian Program et les Child-Parent Centers à Chicago (Carneiro et Ginja, 2008). L'association visites à domicile/accueil de l'enfant en structure collective est la formule qui semble donner les meilleurs résultats. Des interventions ciblées comportant des prestations d'accueil de l'enfant en structure collective ont été mises en œuvre dans d'autres pays que les États-Unis. Le Sure Start Programme, au Royaume-Uni, en est un exemple. Une évaluation récente de ce programme a conclu qu'il avait entraîné une amélioration de sept indicateurs de résultat sur quatorze (NEES, 2008), un bilan qui va à l'encontre des effets mitigés relevés par les évaluations précédentes (NEES, 2005). Ces écarts de résultats pourraient s'expliquer par les différences des méthodes de recherche, l'amélioration des services ou l'effet de l'exposition prolongée des enfants et des familles à ces services.

La mise en place d'un système de garde d'enfants universel et subventionné dans la province canadienne du Québec à la fin des années 90 a été l'occasion pour les chercheurs de comparer les résultats obtenus par les enfants québécois et ceux des enfants des autres provinces (Baker et al., 2005 ; et Lefebvre et al., 2008). Le gouvernement du Québec a mis en place sa nouvelle politique familiale en 1997, instituant, dans un premier temps, l'accès à l'école maternelle à plein-temps pour tous les enfants de 5 ans et l'accès à des services de garde subventionnés pour tous les enfants de 4 ans. Ces subventions ont été étendues à l'ensemble des enfants de 3 ans en 1998, à l'ensemble des enfants de 2 ans en 1999, et enfin à tous les enfants de moins de 2 ans en 2000. Diverses évaluations ont montré qu'à la suite de ces changements, les résultats socio-affectifs (hyperactivité, anxiété et agressivité notamment), les indicateurs de santé physique et les interactions parents-enfants se sont dégradés pour les enfants québécois d'âge préscolaire. Cependant, cette politique de Québec octroyait des subventions que les parents pouvaient utiliser en recourant à un large spectre de prestataires dont les services pouvaient être de qualité incertaine. De plus, la nouvelle politique familiale a entraîné une augmentation du temps passé par les enfants dans ces structures d'accueil, facteur qui, conjointement au problème de qualité inégale, pourrait avoir contribué aux résultats médiocres observés. Les centres d'accueil d'enfant sont, en effet, de qualité inégale au Québec (Giguere et Desrosiers, 2010). Aussi, une meilleure compréhension de l'association entre la prise en charge non parentale et le développement des enfants requiert de la part des évaluations un meilleur contrôle de la qualité des prestataires.

Le Danemark passe généralement pour être l'un des pays de l'OCDE qui possède le meilleur système universel de garde d'enfants en termes de qualité. D'après les résultats de Gupta et Simonsen (2010), les résultats statistiques des enfants mesurés à l'âge de 11 ans qui ont fréquenté une structure d'accueil (centre collectif ou garde familiale) ne sont

pas différents de ceux des enfants gardés par leurs parents à l'âge de 3 ans. Pour Deding et al. (2007), en revanche, il n'y a pas d'effet négatif de l'emploi maternel pendant la première année suivant la naissance sur le comportement des enfants au Danemark. En fait, le peu d'associations entre l'emploi maternel précoce et les résultats des enfants relevés par cette étude sont positives, et plus fortes pour les garçons que pour les filles.

En France, les données portent à croire que la fréquentation de l'école maternelle à partir de 2 ans n'a pas d'effets négatifs sur les résultats cognitifs ultérieurs (Caille et al., 2001 ; et Goux et Maurin, 2010). Au contraire, il semble qu'elle ait un effet limité mais positif sur la probabilité de ne pas redoubler la troisième classe du premier degré (CE2 – enfants de 8 ans). En outre, cette association positive est observable essentiellement parmi les enfants issus d'un milieu défavorisé. Les auteurs estiment que la fréquentation de l'école maternelle à partir de l'âge de 2 ans pourrait contribuer à atténuer les inégalités sociales au niveau de l'école élémentaire.

Les données relatives à l'influence de l'emploi paternel sur le développement de l'enfant sont peu nombreuses. La participation des pères aux soins dispensés aux enfants est traditionnellement limitée. De plus, les contraintes inhérentes aux jeux de données longitudinaux ne permettent pas d'analyser cette question de façon détaillée. Les quelques études qui se sont intéressées à l'emploi paternel notent que son incidence est moindre sur le développement de l'enfant que ne l'est souvent l'emploi maternel et que les faibles effets identifiés sont soit neutres soit positifs (Ermisch et Francesconi, 2000 ; Ruhm, 2004 ; Baxter et Smart, 2011).

Analyse transnationale des données longitudinales

Pour avoir une idée claire de la relation entre emploi maternel et résultats cognitifs et comportementaux des enfants, il est nécessaire d'utiliser des séries de données longitudinales portant sur des échantillons suffisamment importants, de manière à pouvoir suivre les enfants sur toute une période et mesurer leur bien-être à différentes étapes de leur développement. En outre, ces données facilitent et améliorent l'analyse des effets de l'emploi maternel car elles permettent de contrôler un large éventail de caractéristiques propres à l'enfant, à la mère ou à la famille ; elles peuvent également apporter un éclairage sur la variation des effets des décisions d'emploi des mères sur les enfants d'un groupe de population à un autre.

Nous présentons ici les résultats d'une étude préliminaire transnationale sur les relations entre l'emploi maternel et le développement de l'enfant, effectuée sur des cohortes de naissances dans cinq pays de l'OCDE : Australie, Canada, Danemark, États-Unis et Royaume-Uni (pour les autres pays de l'OCDE, les jeux de données longitudinaux nécessaires pour effectuer ce type d'analyse sont en train d'être étoffés). Les informations mobilisées par cette analyse portent sur des enfants nés au tournant du millénaire. Utilisant un cadre commun et des données comparables, l'étude peut procéder à des comparaisons transnationales de l'effet de l'emploi maternel sur le développement de l'enfant (encadré 5.5).

Encadré 5.5. Utilisation de jeux de données longitudinaux aux fins de l'analyse des effets de l'emploi maternel sur le développement de l'enfant

Cette analyse comparative transnationale de la relation entre l'emploi maternel et le développement de l'enfant repose sur des jeux de données longitudinaux provenant de l'Australie, du Canada, du Danemark, des États-Unis et du Royaume-Uni (annexe 5.A2). Les données tirées des études nationales portent sur des cohortes d'enfants nés aux alentours de 2000. Les sujets ont été observés par les enquêteurs peu de temps après la naissance, puis à différents stades au début et au milieu de l'enfance. Il faut garder à l'esprit que ces résultats reflètent l'expérience d'individus nés une année spécifique et ayant grandi dans un contexte spécifique. Deux autres réserves s'imposent pour l'interprétation des résultats. Premièrement, il faut considérer que les estimations obtenues traduisent des associations plutôt que des effets causaux, car l'on ne peut éliminer complètement les problèmes d'hétérogénéité individuelle et de causalité inverse. Deuxièmement, les estimations se réfèrent à des enfants « moyens », livrant ainsi des informations utiles pour l'élaboration des politiques. Cependant, ce qui est profitable à un enfant « moyen » ne l'est pas nécessairement à tous les enfants.

Les résultats des enfants sur le plan du développement sont estimés à partir d'informations sur les aptitudes cognitives, les problèmes de conduite et les problèmes d'attention (cf. annexe 5.A2). Les scores bruts obtenus aux tests cognitifs ont été normalisés par rapport à une moyenne de 100 et un écart type de 10, un score élevé traduisant de meilleurs résultats. Les résultats ayant trait au comportement ont été convertis en variables binaires, les points de séparation retenus étant : 4 ou plus sur l'échelle des problèmes de conduite et 7 ou plus sur l'échelle des problèmes d'inattention et d'hyperactivité – sauf pour les États-Unis (annexe 5.A2). Autrement dit, s'il ressort que les membres de la cohorte ont d'importants problèmes de conduite ou d'attention ou d'hyperactivité, les variables correspondantes prennent la valeur 1. Les problèmes de conduite sont évalués à l'aune des critères suivants : l'enfant a) se dispute fréquemment avec les autres enfants, b) a des accès de colère fréquents, c) désobéit souvent, d) est porté à la contradiction, et e) a souvent des comportements méchants. De même, les symptômes utilisés pour identifier et mesurer les problèmes d'attention sont les suivants : l'enfant a) est nerveux ou agité, b) ne parvient à se concentrer sur rien, c) bouge sans arrêt, d) se laisse facilement distraire, et e) ne prend pas le temps de réfléchir et ne finit pas ce qu'il commence.

L'emploi maternel est mesuré en termes d'intensité et sous l'angle de sa précocité après la naissance de l'enfant. On compare les résultats obtenus par les enfants dont la mère a travaillé alors qu'ils étaient tout petits et les enfants dont la mère n'a pas travaillé pendant cette période. Plus particulièrement, l'analyse distingue les enfants dont la mère a exercé un emploi rémunéré d'une durée hebdomadaire allant jusqu'à 30 heures (temps partiel) ou supérieure à 30 heures (plein-temps) (35 heures dans le cas des États-Unis) dans les six mois suivant la naissance, un emploi rémunéré entre le sixième et le onzième mois suivant la naissance, et aucun emploi rémunéré pendant la première année de l'enfant (ce cas de figure servant de catégorie de référence). La raison pour laquelle l'on distingue l'emploi exercé avant et après les six premiers mois de l'enfant – au lieu de se référer à une période plus longue d'une année – est double : d'une part, les congés de maternité rémunérés se terminent avant cette échéance dans la majorité des pays, et d'autre part, l'allaitement maternel exclusif est recommandé pendant une période de six mois. L'analyse tient compte de l'intensité du travail car des recherches antérieures ont montré que l'effet du travail précoce des mères varie selon qu'il est à plein temps ou à temps partiel.

Encadré 5.5. Utilisation de jeux de données longitudinaux aux fins de l'analyse des effets de l'emploi maternel sur le développement de l'enfant (suite)

L'analyse prend en compte un certain nombre de *facteurs contextuels* liés à l'enfant et à la famille pour neutraliser les associations éventuelles susceptibles d'avoir une influence indépendante sur la relation entre l'emploi maternel et les résultats de l'enfant.

Les *facteurs liés à l'enfant* retenus dans les spécifications du modèle sont les suivants : sexe ; âge en mois ; origine ethnique ; naissance prématurée ou non ; poids de naissance ; et nombre de frères et sœurs à la naissance.

Les *caractéristiques maternelles* comprennent : le fait d'avoir travaillé pendant la grossesse ; le fait de travailler au moment de la collecte des données ; l'âge à la naissance de l'enfant ; le fait d'être née dans un autre pays que celui où est menée l'étude ; le fait d'avoir connu une dépression postpartum. Les mères qui travaillaient avant la naissance de leur enfant peuvent présenter des caractéristiques que n'ont pas les mères n'ayant pas travaillé, et ces caractéristiques peuvent également affecter les résultats des enfants.

Les *variables liées à la famille* prises en compte dans l'analyse sont les suivantes : structure familiale (l'enfant a toujours vécu dans une famille intacte, l'enfant a toujours vécu dans une famille monoparentale, ou l'enfant vit avec des parents séparés ou dans une famille recomposée) ; le niveau d'études des parents (niveau d'études le plus élevé atteint par la mère ou le père, s'il est présent) ; revenu familial ; et mode d'occupation du logement. Le modèle intègre également plusieurs variables liées au comportement des parents à l'égard des enfants, susceptibles d'influer sur les résultats de ces derniers : durée de l'allaitement maternel ; lecture quotidienne aux enfants ; régularité des horaires de sommeil et de repas ; et recours à la fessée.

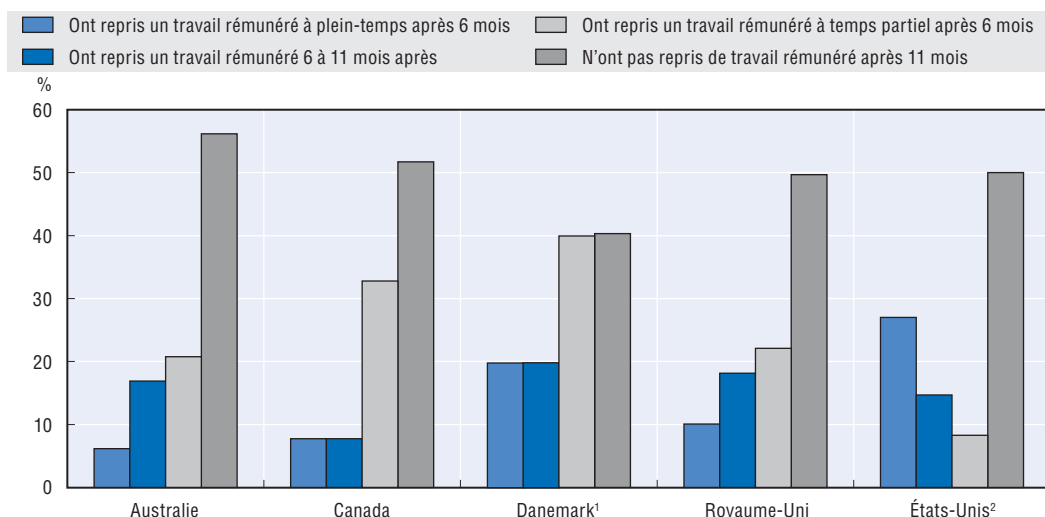
Il est important de noter que certains facteurs inclus dans le modèle peuvent eux-mêmes être affectés par l'emploi des mères, de façon négative ou positive avec les résultats de l'enfant. Par exemple, les mères qui retournent dans l'emploi plus rapidement, allaitent probablement moins souvent mais permettent à leurs familles de percevoir un revenu plus élevé. En incluant un vaste ensemble de facteurs dans le modèle, l'analyse présente des effets estimés de l'emploi des mères, toutes choses égales par ailleurs.

Emploi maternel et garde non parentale des enfants

Le graphique 5.5 montre que la moitié environ des mères ont repris le travail (ou commencé à travailler) au cours de la première année qui a suivi la naissance de leur enfant. On observe cependant des variations considérables entre pays sur le plan de l'intensité du travail et du moment auquel les mères commencent ou recommencent à travailler. Aux États-Unis, 42 % des mères exerçaient un emploi rémunéré (le plus souvent à plein-temps) six mois après la naissance de leur enfant. Au Canada, en revanche, peu de femmes avaient repris ou entamé une activité professionnelle à cette échéance (16 %), et parmi celles qui étaient dans ce cas, autant travaillaient à temps plein qu'à temps partiel (8 % dans l'un et l'autre cas). Au Danemark, 40 % des femmes ont commencé à travailler entre le sixième et le onzième mois suivant la naissance, et 20 % seulement ont pris ou repris un emploi avant cette période. En outre, dans ce pays, moins de femmes (40 %) n'exerçaient pas d'emploi rémunéré au premier anniversaire de leur enfant. En Australie et au Royaume-Uni, il y a peu de différences entre la proportion de mères qui ont (re)commencé à travailler dans les six mois suivant la naissance de leur enfant (23 % et 28 % respectivement) et la proportion de

Graphique 5.5. Dans les pays anglophones, la moitié des mères environ occupent un emploi rémunéré un an après la naissance de leur enfant


Proportion des mères exerçant un emploi rémunéré après une naissance : répartition selon l'intensité de l'emploi et le moment auquel la mère (re)commence à travailler



1. Pour le Danemark, les données ne sont pas ventilées entre travail à plein-temps et travail à temps partiel.

2. Dans le cas des États-Unis, l'emploi à plein-temps s'entend comme un emploi d'une durée hebdomadaire de 35 heures ou plus.

Source : Voir l'annexe 5.A2.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888932423788>

mères qui l'ont fait quand leur enfant avait entre six et onze mois (21 % et 22 % respectivement). En outre, dans ces deux pays, les mères qui travaillaient six mois après la naissance de leur enfant étaient plus susceptibles d'exercer un emploi à temps partiel (17 % et 18 % respectivement) qu'un emploi à plein-temps (6 % et 10 % respectivement).

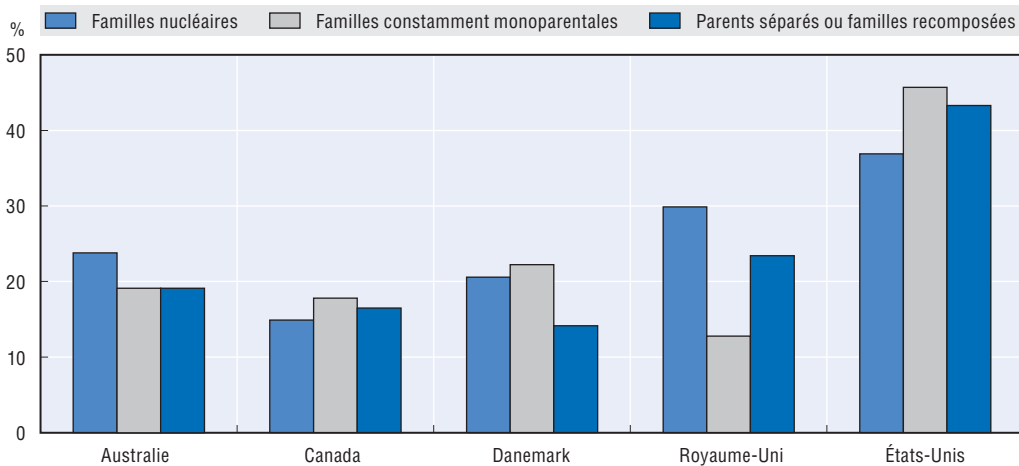
Les caractéristiques maternelles jouent un rôle important dans la décision des femmes de travailler ou non après la naissance d'un enfant. Cependant, leur influence est plus marquée dans certains pays que dans d'autres. Par exemple, le graphique 5.6 montre qu'au Royaume-Uni, il existe une association évidente entre la structure familiale et l'emploi maternel précoce. Dans ce pays, les mères isolées sont moins susceptibles d'exercer un emploi rémunéré six mois après la naissance d'un enfant que les mères vivant dans une famille intacte (13 % et 30 % respectivement). Aux États-Unis, les proportions sont inversées : 46 % des mères isolées exercent un emploi rémunéré six mois après la naissance d'un enfant, tandis que seulement 37 % des mères ayant toujours vécu dans une famille intacte sont dans ce cas. En Australie, au Canada et au Danemark, les variations de l'emploi maternel selon la structure familiale sont moins marquées.

Le graphique 5.7 représente les taux d'emploi maternel des femmes des différents échantillons selon le niveau d'études des parents. Dans la plupart des pays, plus le niveau d'études des parents est élevé, plus il y a de chances pour que la mère travaille lorsque son enfant a 6 mois. Pour les mères qui ont un niveau d'études élevé, rester à la maison suppose généralement un coût d'opportunité plus important ; par ailleurs, ces femmes ont tendance à occuper des emplois de meilleure qualité et sont plus motivées pour reprendre le travail.

Les différences des taux d'activité professionnelle entre pays reflètent les variations d'un large éventail de facteurs qui influencent les décisions d'emploi des mères. Ces facteurs incluent, outre les politiques familiales (régimes fiscaux et de prestations,

Graphique 5.6. Au Royaume-Uni, les mères isolées sont moins susceptibles d'exercer un emploi rémunéré lorsque leur enfant a 6 mois

Proportion de mères exerçant un emploi rémunéré six mois après la naissance de leur enfant : répartition selon la structure familiale



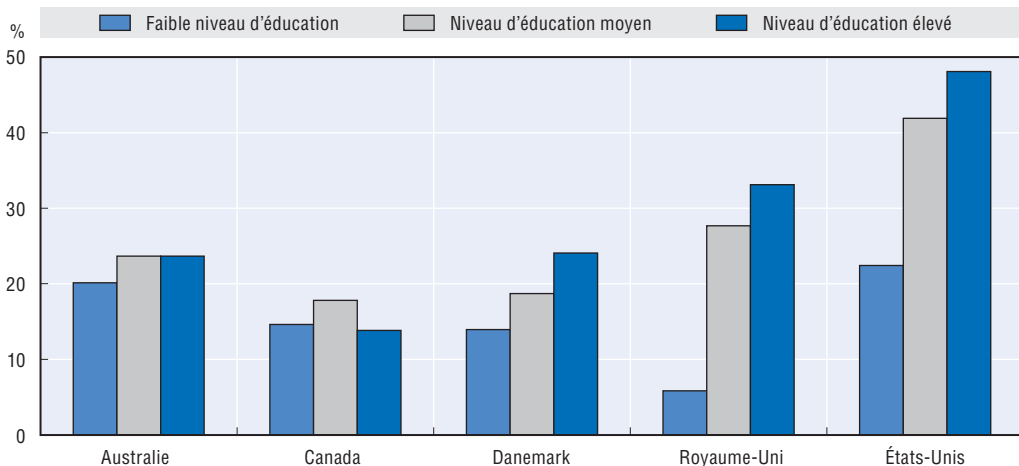
Note : La somme des valeurs des barres n'est pas égale à 100 %. La taille des échantillons utilisés pour l'Australie ne permet pas d'établir une distinction entre les enfants ayant toujours vécu dans une famille monoparentale et ceux vivant avec des parents séparés ou dans une famille recomposée.

Source : Voir l'annexe 5.A2.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888932423807>

Graphique 5.7. Les mères ayant un niveau d'études élevé sont plus susceptibles de reprendre le travail rapidement

Proportion de mères exerçant un emploi rémunéré six mois après la naissance de leur enfant : répartition selon le niveau d'études des parents



Source : Voir l'annexe 5.A2.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888932423826>

dispositifs de congés parentaux et systèmes de garde d'enfants), les attitudes culturelles à l'égard de l'emploi des mères. Par exemple, au Danemark, l'existence de dispositifs de congés parentaux et de systèmes d'aide à la garde des enfants très complets explique qu'une proportion élevée de mères ayant de jeunes enfants exerce un emploi rémunéré et que les variations de l'emploi maternel selon le niveau d'études ou le type de structure

familiale soient relativement limitées. En outre, au Danemark, comme dans les autres pays nordiques, les attitudes de la société envers l'emploi maternel sont positives.

Emploi maternel précoce et résultats des enfants

Scores d'aptitudes cognitives. De manière générale, les enfants dont la mère travaillait lorsqu'ils avaient 6 mois obtiennent de moins bons scores à certains items des tests cognitifs que les enfants dont la mère n'a pas travaillé dans l'année suivant la naissance, même à caractéristiques constantes de l'enfant, de la mère ou de la famille, dont ceux qui pourrait être affectés par l'emploi maternel. Toutefois, ces effets négatifs concernent surtout l'emploi à plein-temps, sont de faible taille et ne sont légèrement significatifs (au niveau de confiance de 10 %) qu'aux États-Unis et au Royaume-Uni.

Le graphique 5.8 décrit la relation entre l'emploi maternel et les scores d'aptitudes cognitives des enfants à l'âge de 4 ou 5 ans, sauf pour le Danemark où ces informations ne sont disponibles que pour les enfants ayant 11 ans (on trouvera à l'annexe 5.A2 davantage de précisions sur les résultats par âge). Aux États-Unis, l'emploi maternel à plein-temps à 6 mois est lié négativement aux scores obtenus par les enfants aux tests de vocabulaire à l'âge de 4 ans, mais cet effet est restreint (-0.7 point de score) et marginalement significatif (à 10 %). Au Royaume-Uni, l'emploi maternel précoce (à plein-temps et à temps partiel) est très faiblement liée aux scores des enfants de 4-5 ans aux tests de vocabulaire. En outre, les effets sont persistants et apparaissent légèrement plus marqués chez les enfants de 7 ans (tableau 5.A2.2 de l'annexe).

Le graphique 5.8 montre par ailleurs que l'emploi maternel dans les six mois suivant la naissance est positivement lié aux scores d'aptitudes cognitives des enfants danois à l'âge de 11 ans en comparaison des résultats obtenus par les enfants du même âge dont la mère n'a pas exercé d'emploi rémunéré pendant l'année suivant leur naissance. Peu de Danoises exercent un emploi rémunéré six mois après la naissance de leur enfant. Il est donc probable que les mères qui reprennent le travail à ce stade précoce soient celles qui ont un attachement plus fort à l'emploi et qui supportent des coûts d'opportunité plus élevés en restant à la maison. Des effets positifs sont également observés au Canada : les enfants dont la mère exerçait un emploi rémunéré lorsqu'ils avaient entre 6 et 11 mois obtiennent des scores plus élevés, dans une mesure marginalement significative (0.7 point de score), que les enfants dont la mère n'a pas travaillé avant leur premier anniversaire.

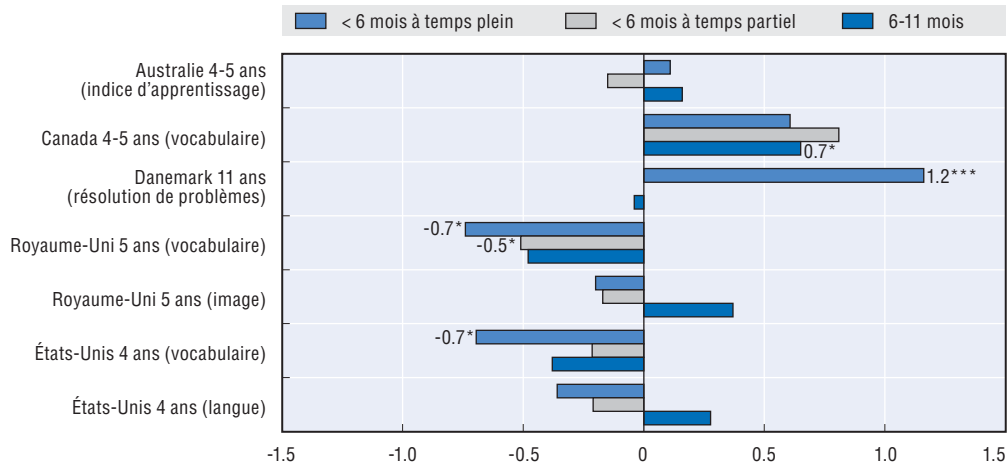
Problèmes de conduite et d'attention. Rares sont les données qui indiquent que les problèmes de conduite sont plus fréquents parmi les enfants dont la mère travaille (tableau 5.A2.2). Le Royaume-Uni est le seul pays pour lequel certaines données font apparaître un effet négatif faible de l'emploi maternel à 6 mois sur le comportement de l'enfant : le risque pour l'enfant d'avoir des problèmes de conduite n'est statistiquement significatif qu'aux âges de 5 et 7 ans.

De même, peu de données mettent en évidence une association négative entre les problèmes d'attention et d'hyperactivité et l'emploi maternel au cours de la première année (quelles que soient les modalités d'emploi considérées : emploi à plein-temps à 6 mois, emploi à temps partiel à 6 mois ou emploi entre 6 et 11 mois). Les résultats ne sont pas significatifs de manière générale, sauf au Canada et au Royaume-Uni, encore que la tendance n'y soit pas régulière (tableau 5.A2.2).

Il n'a pas été possible de contrôler la qualité du mode de garde utilisé car toutes les études de cohorte ne recueillent pas ce type d'information. Cette lacune est problématique

Graphique 5.8. L'effet de l'emploi maternel sur le développement cognitif est faible, et n'est négatif et statistiquement significatif qu'aux États-Unis et au Royaume-Uni


Associations entre l'emploi maternel et les scores d'aptitudes cognitives (la situation de référence est celle des enfants dont « la mère n'a pas exercé d'emploi rémunéré pendant l'année qui a suivi leur naissance »^{1, 2, 3}



Note : * $p < .10$; ** $p < .05$; *** $p < .01$.

1. Ce graphique présente les estimations obtenues par régression multivariable sur les scores d'aptitudes cognitives des enfants à l'âge de 4-5 ans. Les modèles utilisés pour calculer ces estimations (non présentés ici) contrôlent un certain nombre de facteurs contextuels : facteurs liés à l'enfant (sexe ; âge en mois ; origine ethnique ; naissance prématurée ou non ; poids de naissance ; et nombre de frères et sœurs à la naissance), caractéristiques maternelles (fait d'avoir travaillé pendant la grossesse ; fait de travailler au moment de la collecte des données ; âge à la naissance de l'enfant ; fait d'être née dans un autre pays que celui où est menée l'étude ; fait d'avoir connu une dépression postpartum), et facteurs liés à la famille (structure familiale ; niveau d'études des parents ; revenu familial ; et mode d'occupation du logement). Les résultats pour les autres groupes d'âge et pour les indicateurs comportementaux sont présentés à l'annexe 5.A2.
2. Les barres représentent les associations estimées entre l'emploi maternel et les scores d'aptitudes cognitives. Les résultats indiquent dans quelle mesure l'on peut s'attendre à ce que le score augmente (si le signe du coefficient est positif) ou diminue (si le signe du coefficient est négatif) par rapport au score obtenu par un enfant dont la mère n'a pas travaillé au cours de sa première année (catégorie de référence ou catégorie omise).
3. La valeur moyenne du test est 100 et l'écart type égal à 10. Ainsi, un coefficient égal à -1 représente une diminution de 1 % par rapport à la valeur moyenne.

Source : Voir l'annexe 5.A2.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888932423845>

car il y a tout lieu de penser que la qualité – bonne ou mauvaise – du mode de garde utilisé affecte la relation entre l'emploi maternel et les résultats de l'enfant. Toutefois, un résultat cohérent à travers les études contrôlant les effets de qualité des services, est que des soins de grande qualité sont importants pour le développement cognitifs et sociaux des enfants, même si la taille de l'association varie selon les études (Waldfoegel, 2002 ; Langlois et Liben, 2003 ; et Vandell *et al.*, 2010).

Résultats des enfants dans différentes catégories de population. La relation entre l'emploi maternel et les résultats de l'enfant est susceptible de varier selon le type de structure familiale et le niveau d'études général des parents. Néanmoins, en Australie et au Danemark, le lien entre l'emploi maternel précoce et les résultats des enfants ne varie guère d'un type de famille à un autre. On observe en revanche quelques différences pour le Canada, les États-Unis et le Royaume-Uni (Huerta *et al.*, 2011).

En règle générale, la probabilité que l'emploi maternel précoce ait des retombées négatives sur l'enfant est plus élevée dans les familles intactes que dans les autres types de famille. De même, l'emploi maternel précoce est négativement lié aux scores d'aptitudes

cognitives des enfants dont les parents ont un niveau d'études élevé et aux États-Unis et au Royaume-Uni et est positivement lié aux problèmes de comportement chez les enfants dont les parents ont un niveau d'études élevé. Globalement, la taille des associations est modeste pour les deux catégories de problèmes de comportement et faible pour les scores d'aptitudes cognitives. Ces résultats sont conformes à ceux obtenus par deux études récentes sur les enfants américains et britanniques (Joshi *et al.*, 2009 ; et Brooks-Gunn *et al.*, 2010).

Effet des modes de garde professionnels et informels. L'un des facteurs importants à prendre en compte dans le contexte de l'examen des résultats cognitifs et comportementaux des enfants est le type de mode de garde utilisé par les parents. Le recours à des services de garde professionnels ne semble pas avoir d'effet négatif sur le développement cognitif. Aux États-Unis et au Royaume-Uni, il semble au contraire que le choix de ce mode de garde ait un effet positif et statistiquement significatif sur les scores d'aptitudes cognitives des enfants (pour certains groupes d'âge). Cependant, les effets sont faibles ou non significatifs en Australie, au Canada et au Danemark (Huerta *et al.*, 2011). Quant à l'intensité de l'utilisation des services de garde, aucune tendance nette ne se dessine quant aux effets d'un temps de garde court par rapport à un temps de garde long.

Par ailleurs, les données portent à croire que la garde informelle durant l'enfance n'est pas toujours liée négativement aux résultats cognitifs de l'enfant. Par exemple, en Australie, les enfants gardés dans un contexte informel obtiennent des scores d'aptitudes cognitives légèrement plus élevés que les enfants gardés principalement par leurs parents. En Australie, la garde par les grands-parents est la formule la plus courante lorsque les enfants sont jeunes. Cependant, les enfants pris en charge par leurs grands-parents tendent à être gardés pour un volume de temps inférieur à ceux utilisant un mode formel (Gray *et al.*, 2005). Il est possible que le résultat observé soit en fait lié à ce volume.

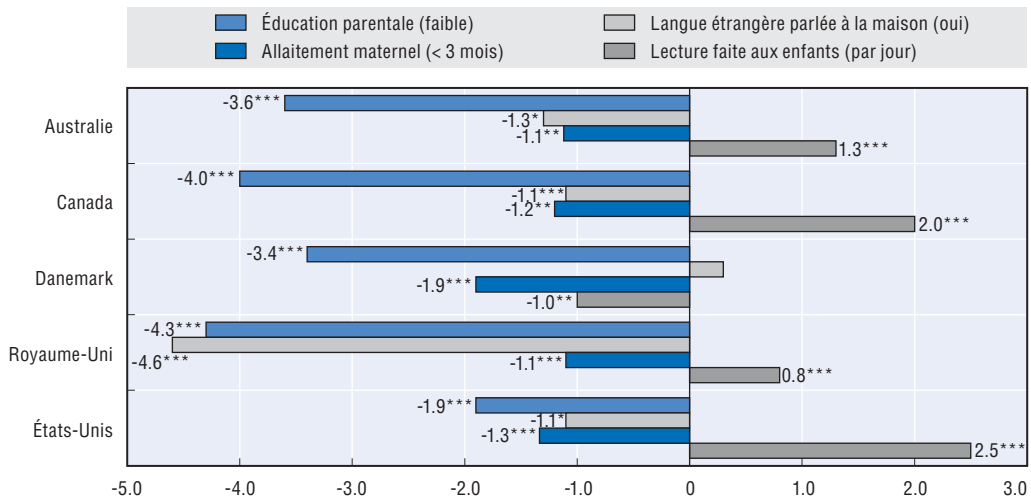
Autres facteurs qui affectent les résultats cognitifs

D'autres caractéristiques individuelles et familiales incluses dans les spécifications du modèle se révèlent être des prédicteurs plus pertinents des résultats de l'enfant que l'emploi maternel, bien qu'il soit possible que ces facteurs soient eux-mêmes affectés par l'emploi des mères. Les facteurs pour lesquels on observe des associations plus marquées sont les suivants : sexe, origine ethnique, niveau d'études des parents, situation économique de la famille, dépression de la mère (pour les résultats comportementaux) et certaines variables d'activités parents-enfants (durée de l'allaitement maternel et lecture). Le graphique 5.9 montre que le niveau d'études des parents est significativement lié aux performances cognitives : en moyenne, les enfants dont les parents ont un faible niveau d'études obtiennent des scores significativement inférieurs (entre -4.3 et -1.8 points de score) à ceux des enfants dont les parents sont très instruits. Le fait de parler une langue étrangère à la maison est également lié négativement aux scores d'aptitudes cognitives de l'enfant, sauf au Danemark. Cependant, il est important de noter que les scores des enfants danois ont été mesurés à un âge plus tardif (11 ans) que dans les autres pays, et qu'à cet âge, les enfants d'origine étrangère ont eu le temps de rattraper une plus grande partie de leur retard sur les enfants autochtones.

Le graphique 5.9 montre également que les activités parents-enfants telles que l'allaitement maternel et la pratique quotidienne de la lecture aux enfants ont une influence positive sur le développement cognitif des enfants. Le Danemark fait de nouveau exception pour la lecture, mais ce résultat est une fois encore à mettre au compte de l'âge

Graphique 5.9. Les caractéristiques contextuelles jouent un rôle important dans les résultats cognitifs de l'enfant


Scores d'aptitudes cognitives (catégorie omise : enfants dont la mère n'a pas exercé d'emploi rémunéré pendant leur première année)



Note : * $p < .10$; ** $p < .05$; *** $p < .01$.

1. Les estimations présentées ici sont tirées de régressions multivariable sur les scores d'aptitudes cognitives des enfants à l'âge de 4-5 ans. Les modèles utilisés pour calculer ces estimations (non présentés ici) contrôlent un certain nombre de facteurs contextuels liés à l'enfant, à la mère et à la famille.
2. Le coefficient du niveau d'études des parents renvoie à la valeur observée pour les enfants dont les parents ont un faible niveau d'études par rapport aux enfants dont les parents ont un niveau d'études élevé. Le coefficient correspondant à l'usage d'une langue étrangère à la maison renvoie aux enfants qui parlent une langue étrangère à la maison par rapport aux enfants qui parlent la langue du pays. Le coefficient pour l'allaitement maternel renvoie à la valeur observée pour les enfants qui ont été nourris au sein pendant moins de trois mois par rapport aux enfants qui l'ont été six mois ou plus. Le coefficient de la variable lecture quotidienne renvoie aux enfants à qui leurs parents ont fait la lecture plus occasionnellement. Au Danemark, cette dernière variable identifie le fait de parler avec les enfants car l'échantillon concerne des enfants âgés de 11 ans.

Source : Huerta et al. (2011).

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888932423864>

auquel les enfants ont été évalués. Les enfants de 11 ans avec qui leurs parents conversent régulièrement sont sans doute des enfants qui ont besoin d'un soutien particulier parce qu'ils ont de mauvais résultats à l'école. Les résultats concernant l'importance des activités parents-enfants sont conformes à ceux d'autres études existantes. Par exemple, Belsky et al. (2007) observent que ces activités constituent un prédicteur plus pertinent et plus constant du développement de l'enfant au moins jusqu'à la fin de la scolarité primaire que ne l'est l'expérience de la garde non parentale des jeunes enfants.

Effets des congés de naissance sur le bien-être de l'enfant et de la mère

Dans une étude comparative antérieure menée auprès d'un ensemble de pays européens membres de l'OCDE, Ruhm (2000) a constaté que l'amélioration des politiques relatives aux congés parentaux rémunérés favorisait l'augmentation du poids de naissance et la réduction de la mortalité infantile ou juvénile. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les congés rémunérés offrent aux parents la possibilité matérielle de s'occuper de leurs enfants. À cet égard, les effets se sont sentir principalement pendant la période postnéonatale, c'est-à-dire lorsque le rôle des soins médicalisés est moins déterminant. Ces travaux ont été actualisés et étendus par Tanaka (2005), avec l'ajout de données pour les États-Unis et le Japon. Cette étude plus récente confirme globalement les résultats de Ruhm et note également que l'allongement

de la durée des congés rémunérés entraîne une diminution de la mortalité infantile tandis que les congés non rémunérés n'ont pas d'effet significatif.

Une étude récente de l'OCDE a actualisé et développé les bases de données de Ruhm et Tanaka sur les congés parentaux, de manière à couvrir 30 pays de l'OCDE (Baldi et Chapple, 2011). La base de données diffère de celle utilisée précédemment par Ruhm sur plusieurs points. Ces données sur le congé maternité rémunéré et avec protection de l'emploi et le congé parental ont été substituées aux données de Ruhm dans une régression sur données de panel expliquant la mortalité infantile (16 pays européens sont couverts sur la période 1969-94). Les autres facteurs d'influence sont introduit à l'identique de l'analyse de Ruhm. La révision des données sur les congés a un effet important et frappant sur les conclusions de l'analyse économétrique. Avec les nouvelles données, la valeur du coefficient d'impact de la durée du congé parental est réduite de -0.25 à -0.05 . De plus, le même coefficient passe d'une significativité statistique à 1 % à une influence non significative sur la mortalité infantile.

Les données ont également été utilisées par Baldi et Chapple pour un panel étendu à 30 pays de l'OCDE sur une période de temps plus longue (1969-2008) pour examiner l'impact du congé sur la mortalité infantile et la mortalité postnaissance⁶. Des limitations de données ne permettent pas d'inclure comme régresseurs le même ensemble de variables que Ruhm⁷. À nouveau, les résultats étendus et rassemblés dans le tableau 5.2 offrent peu de soutien à l'idée que les congés de naissances réduisent la mortalité infantile.

Tableau 5.2. La variation de la durée des congés parentaux rémunérés assortis d'une protection de l'emploi ne semble pas avoir d'effet significatif sur la mortalité infantile

Effets estimés des congés de naissance rémunérés assortis d'une protection de l'emploi sur la mortalité infantile dans la zone OCDE, 1969-2008

	Variable dépendante : logarithme naturel du taux de mortalité infantile			Variable dépendante : logarithme naturel du taux de mortalité postnatale		
Congé	-0.022 (0.021)	-0.033 (0.019)	0.030 (0.023)	0.023 (0.032)	0.023 (0.030)	-0.018 (0.047)
Fécondité	-	0.149 (0.011)	0.139 (0.016)	-	0.210 (0.020)	0.008 (0.035)
Tendances temporelles linéaires spécifiques aux pays	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
Variables muettes pays et temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre d'observations	1 170	1 170	1 170	1 092	1 092	1 092
R^2	0.960	0.966	0.986	0.903	0.912	0.944

Note : Tous les pays de l'OCDE sont inclus à l'exception du Chili, de l'Estonie, d'Israël et de la Slovaquie. La valeur des congés a été divisée par 100 de sorte que les résultats soient comparables avec ceux de Ruhm et Tanaka. Les équations ont été estimées selon la méthode des MCO. Certaines valeurs manquantes des variables ont été interpolées linéairement ou extrapolées à l'aide de la valeur la plus proche dans le temps de la valeur manquante de la variable considérée.

Source : Baldi et Chapple (2011).

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888932424472>

Il existe aussi une littérature croissante « d'expériences naturelles » menées sur les effets de changements des politiques de congé sur la santé de l'enfant et son développement⁸. Dans cette littérature aussi, les résultats concernant les effets sur le bien-être de l'enfant sont mitigés et non concluants (encadré 5.6).

Encadré 5.6. Comparaison de l'effet des congés de naissance sur le bien-être des enfants avant et après un changement des politiques y afférentes

Le tableau ci-dessous récapitule les résultats variables obtenus par les études qui ont examiné l'effet de l'amélioration des congés de naissance, suite à un changement des politiques en la matière, sur le bien-être des enfants en Allemagne, au Canada, au Danemark, en Norvège et en Suède, ou à travers l'OCDE. Les résultats sont mitigés ou négatifs. Comme cela est discuté dans le texte, les résultats de Ruhm et Tanaka ne semblent pas robustes.

Expériences naturelles portant sur des changements des politiques en matière de congés de naissance : synthèse

Auteurs	Pays	Résultat	Changement apporté à la politique en matière de congés de naissance	Date du changement de politique	Âge des enfants au moment de l'observation des résultats	Significatif
Ruhm (2000)	16 pays de l'OCDE	Faible poids de naissance, mortalité infantile et juvénile	Variable, selon le pays et la période	1969-1994	0-5 ans	Oui
Tanaka (2005) ¹	18 pays de l'OCDE	Faible poids de naissance, mortalité infantile et juvénile, vaccination	Variable, selon le pays et la période	1969-2000	0-5 ans	Oui
Baker et Milligan (2008b) ²	Canada	Santé de l'enfant, comportement de l'enfant, fonctionnement de la famille (selon les informations données par les parents)	Allongement de 27 semaines (25 semaines à l'origine)	Décembre 2000	2 ans	Non
Zarrabi (2009) ³	Canada	Large éventail d'indicateurs de santé, comportement, développement et aptitudes cognitives	Allongement de 27 semaines (25 semaines à l'origine)	Décembre 2000	7 mois à 6 ans	Variable
Liu et Skans (2009)	Suède	Scores aux tests, niveaux de classe	Allongement de 12 semaines (52 semaines à l'origine)	Août 1988	16 ans	Non
Liu et Skans (2009)	Suède	Hospitalisations jusqu'à l'âge de 16 ans	Allongement de 13 semaines (52 semaines à l'origine)	Août 1989	0-16 ans	Non
Dustmann et Schonberg (2008)	Allemagne	Salaires, chômage et parcours scolaire	Allongement de 2 à 6 mois Allongement de 6 à 10 mois Allongement de 18 à 36 mois	Mai 1979 Janvier 86 Janvier 92	25-26 ans 18-20 ans 13-14 ans	Non
Rasmussen (2010)	Danemark	Scolarisation dans le 2 ^e cycle du secondaire et niveaux de classe	Allongement de 6 semaines (14 semaines à l'origine), 2 semaines sup. pour les pères	Juillet 1984	16 ans	Non
Carneiro, Loken et Salvanes (2010) ⁴	Norvège	Abandon des études secondaires, études supérieures, QI, taille des garçons	Allongement de 6 semaines des congés rémunérés (12 semaines à l'origine), 52 semaines de congés non rémunérés (0 à l'origine)	Juillet 1977	15-29 ans	Oui
Carneiro, Loken et Salvanes (2010)	Norvège	Grossesses chez les adolescentes	Allongement de 6 semaines des congés rémunérés (12 semaines à l'origine), 52 semaines de congés non rémunérés (0 à l'origine)	Juillet 1977	15-19 ans	Non

1. Pas d'effet significatif sur les taux de vaccination.
2. Zarrabi prolonge et complète ces travaux.
3. Effet positif et significatif sur le tempérament, le développement cognitif et l'allaitement maternel. Légère détérioration du comportement, qui disparaît à l'âge de 4-5 ans.
4. La hausse de l'allaitement maternel n'explique pas les résultats positifs sur le plan scolaire.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888932424548>

Variations et changements des politiques relatives aux congés parentaux et bien-être de la mère

Les recherches décrites ci-avant se sont focalisées sur l'effet des congés de naissance sur la santé et le bien-être des enfants. Moins nombreuses sont celles qui ont examiné

l'effet d'un changement des politiques de congé sur la santé et les comportements de santé des mères – facteurs qui peuvent entraîner des effets indirects sur différents aspects du développement de l'enfant. Les données limitées dont on dispose à ce sujet sont mitigées.

Des études antérieures menées aux États-Unis à partir d'échantillons restreints non représentatifs semblaient observer que les femmes exerçant un emploi étaient en moins bonne condition physique après une naissance (Gjerdingen *et al.*, 1995) ou obtenaient des résultats mitigés concernant la santé mentale des mères (Hyde *et al.*, 1995 ; McGovern *et al.*, 1997). Cependant, la conception de ces études n'est pas suffisamment élaborée pour que l'on puisse affirmer que les associations observées sont causales. D'autres études reposant sur des méthodologies plus sophistiquées et des échantillons plus grands ont été entreprises pour corriger ces problèmes.

Chatterji et Markowitz (2004) ont examiné l'impact de la durée des congés de maternité sur la santé générale des mères et sur la dépression des mères exerçant un emploi aux États-Unis. Utilisant la méthode des variables instrumentales pour tenir compte de l'endogénéité éventuelle des décisions de retour à l'emploi, les auteurs notent qu'une reprise du travail plus tardive tend à réduire les symptômes dépressifs, mais pas la probabilité de dépression clinique ni les consultations externes après une naissance. Dans une étude ultérieure, Chatterji et Markowitz (2008) observent l'impact des congés sur la dépression maternelle, l'état de santé général et la toxicomanie, en utilisant encore une fois la méthode des variables instrumentales et en incluant des variables sur la situation de l'emploi à l'échelle des comtés et sur les politiques en vigueur en matière de congé de maternité à l'échelle des états pour tenir compte des liens de causalité inverse éventuels. De nouveau, ils constatent que l'allongement de la durée d'absence au travail liée à une maternité est associé à une diminution des dépressions ainsi qu'à une amélioration de l'état de santé général, même si les effets sont restreints (pour réduire la probabilité de dépression de 5 % et améliorer l'état de santé général de 1 % , il faudrait que la durée des congés passe de 9 à 18 semaines). En outre, les auteurs relèvent que lorsque les pères prennent un congé paternel, la dépression maternelle recule également.

Selon Baker et Milligan (2008b), le doublement de la durée des congés de naissance au Canada, passée de six mois à un an, a entraîné une augmentation considérable du temps passé par les mères sans travailler et une hausse corrélative des taux d'allaitement maternel⁹. Cependant, la santé des mères, mesurée par un indicateur à cinq niveaux de la santé autodéclarée des mères, un indice de dépression, un indicateur binaire d'absence de dépression postpartum et un comptage des problèmes postpartum, n'est aucunement influencée par l'allongement de la durée des congés de naissance. De même, dans leur étude sur l'allongement de la durée des congés en Suède, Liu et Skans (2009) n'ont pas constaté que ce changement de politique avait affecté deux indicateurs du bien-être maternel examinés (divorces ou hospitalisations pour problèmes de santé mentale)¹⁰.

Notes

1. Une famille intacte est une famille où les enfants ont grandi avec leurs deux parents biologiques depuis la naissance.
2. Les données statistiques de ce chapitre 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.
3. Pour des informations détaillées sur le programme, voir le site www.oportunidades.gob.mx/Portal/.
4. Il se peut que les dépenses sociales en Suisse ne soient pas entièrement couvertes par la *Base de données de l'OCDE sur les dépenses sociales* car les dépenses cantonales pour l'aide sociale et la garde des enfants pourraient bien amener les dépenses réelles de la Suisse proches de la moyenne de l'OCDE (Adema et al., 2011).
5. En général, les échelles d'équivalence utilisées pour calculer les coûts dans les statistiques de la pauvreté ne sont pas appliquées au montant des prestations. Par conséquent, il se peut que les allocations supplémentaires versées par enfant aient un impact plus important sur les taux de pauvreté des familles nombreuses, même si les montants réels versés par personne sont identiques.
6. La mortalité à la naissance est définie par la mort ayant lieu entre 28 jours et un an, cette dernière étant vraisemblablement influencée par l'environnement postérieur à la naissance, incluant les changements de durée des congés (Ruhm, 2000).
7. Ruhm et Tanaka utilisent un ensemble de covariables dans leurs régressions, dont la fécondité, le revenu par habitant, les dépenses de santé, la couverture des soins, le nombre de dialyses et le taux d'emploi des femmes. Pour les pays considérés, seuls les taux de fécondité étaient disponibles pour un nombre suffisant de pays pour la période 1969-2007. Ainsi, il n'a pas été possible de répliquer exactement l'analyse de Ruhm et Tanaka pour l'ensemble des pays et de la période.
8. Les réformes de politiques dans certains pays (par exemple en Australie) sont relativement nouvelles. Leur impact ne devrait pas être discernable. Néanmoins, les pays avec des réformes récentes ou sans réforme sont inclus dans l'analyse comme groupe servant de base à la comparaison.
9. Au niveau national, Baker et Milligan (2008a) utilisent un approche de panel pour analyser les effets des congés parentaux à travers les provinces canadiennes entre 1961 et 2001. Durant cette période, les provinces ont connu de fortes variations de législation concernant les semaines de congé non rémunéré avec emploi protégé – de 0 à 70 selon les provinces. Baker et Milligan ne trouvent aucun effet positif de l'allongement du congé non rémunéré sur la santé de l'enfant déclarée par les parents.
10. Un des aspects méthodologiques de ces études qui mérite d'être pris en compte à la lecture de ces résultats est que la majorité des pays calcule leurs estimations à partir de la durée du droit à congé parental utilisé par les parents dans l'année de naissance de l'enfant (par exemple avant ou après la réforme) et pas selon l'usage réel du congé parental car cette dernière donnée est difficile à se procurer.

Références

- Adema, W., P. Fron et M. Ladaique (2011), « The Real Cost of Welfare States and the Crisis », *Documents de travail de l'OCDE sur les affaires sociales, l'emploi et les migrations*, Éditions de l'OCDE, Paris, www.oecd.org/els/workingpapers.
- Adireksombat, K. (2010), « The Effects of the 1993 Earned Income Tax Credit Expansion on the Labor Supply of Unmarried Women », *Public Finance Review*, publié en ligne le 19 janvier.
- Angelsen, N., T. Vik, G. Jacobsen et L. Bakketeig (2001), « Breastfeeding and Cognitive Development at Age 1 and 5 Years », *Arch Dis Child*, vol. 85, pp. 183-188.
- Baker, M. et K. Milligan (2008a), « How Does Job Protected Maternity Leave Affect Mothers' Employment? », *Journal of Labor Economics*, vol.26, n° 4, pp. 655-692, octobre.
- Baker, M. et K. Milligan (2008b), « Evidence from Maternity Leave Expansions of the Impact of Maternal Care on Early Childhood Development », *NBER Working Paper*, n° 13826, Cambridge, février.

- Baker, M., J. Gruber et K. Milligan (2005), « Universal Childcare, Maternal Labour Supply, and Family Well-being », *NBER Working Paper*, n° 11832, Cambridge, décembre.
- Baldi, S. et S. Chapple (2011), « Birth-related Leave Durations across the OECD, 1969-2008 », *Documents de travail de l'OCDE sur les affaires sociales, l'emploi et les migrations*, Éditions de l'OCDE, Paris, à paraître.
- Baxter, J. et D. Smart (2011), « Fathering in Australia among Couple Families with Young Children », *Occasional Paper*, n° 37, Department of Families, Housing, Community Services and Indigenous Affairs, Australian Government.
- Belfield, C.R. et I.R. Kelly (2010), « The Benefits of Breastfeeding across the Early Years of Childhood », *NBER Working Paper*, n° 16496, Cambridge, octobre.
- Belsky, J., M. Burchinal, K. McCartney et al. (2007), « Are There Long-term Effects of Early Childcare? », *Child Development*, vol. 78, n° 2, pp. 681-701.
- Berger, L., Paxon, C. et Waldfogel, J. (2009), « Income and Child Development », *Children and Youth Services Review*.
- Brooks-Gunn, J., H. Wen-Jui et J. Waldfogel (2002), « Maternal Employment and Child Cognitive Outcomes in the First Three Years of Life: The NICHD Study of Early Child Care », *Child Development*, vol. 73, n° 4, pp. 1052-1072.
- Caille, J.P. (2001), « Scolarisation à 2 ans et réussite de la carrière scolaire au début de l'école élémentaire », *Éducation et formation*, n° 60, pp. 7-18.
- Carneiro, P. et R. Ginja (2008), « Preventing Problem Behaviors in Childhood and Adolescence: Evidence from Head Start », *University College London Working Paper*, Londres.
- Carneiro, P., K. Loken et K. Salvanes (2010), « A Flying Start? Maternity Leave and Long-term Outcomes for Mother and Child », www.econ.yale.edu/seminars/labor/lap08/carneiro-081031.pdf.
- CASEN (2010), « Enquête de caractérisation socio-économique nationale (CASEN) pour le Chili, 2003 et 2006 », www.mideplan.cl/casen/en/index.html, mai.
- Caspi, A. et al. (2007), « Moderation of Breastfeeding Effects on the IQ by Genetic Variation in Fatty Acid Metabolism », *Proceedings of the National Academy of Science USA*, vol. 104, n° 47, pp. 18860-18865.
- Chatterji, P. et S. Markowitz (2004), « Does the Length of Maternity Leave Affect Maternal Health? », *NBER Working Paper*, n° 10206, janvier.
- Chatterji, P. et S. Markowitz (2008), « Family Leave After Childbirth and the Health of New Mothers », *NBER Working Paper*, n° 14156, juillet.
- Clark, K., M. Castillo, A. Calatroni, T. Walter, M. Cayazzo, P. Pino et B. Lozoff (2006), « Breastfeeding and Mental and Motor Development at 5 1/2 Years », *Ambulatory Paediatrics*, vol. 6, n° 2, pp. 65-71.
- Cooklin, A.R., S.M. Donath et L.H. Amir (2008), « Maternal Employment and Breastfeeding: Results from the Longitudinal Study of Australian Children », *Acta Paediatrica*, vol. 97, n° 5, pp. 620-623.
- Currie, C. et al. (dir. pub.) (2008), *Inequalities in Young People's Health: HBSC International Report from the 2005/2006 Survey*, Bureau régional pour l'Europe de l'OMS, Copenhague.
- Deding, M., M. Lausten et A. R. Andersen (2007), « Starting School: The Effect of Early Childhood Factors on Child Wellbeing », *SF1 Working Paper*, n° 2, Danish National Institute of Social Research, Copenhague.
- Del Bono, E. et J. Ermisch (2009), « Birth Weight and the Dynamics of Early Cognitive and Behavioural Development », *IZA Discussion Paper*, n° 4270, Bonn.
- Denny, K. et O. Doyle (2010), « The Causal Effect of Breastfeeding on Children's Cognitive Development: A Quasi-experimental Design », *UCD Geary Institute Discussion Paper Series*, n° 201020.
- Der, G., D. Batty et I. Deary (2006), « Effect of Breast Feeding on Intelligence in Children: Prospective Study, Sibling Pairs Analysis and Meta-analysis », *British Medical Journal*, vol. 333, pp. 945-948.
- Der, G., D. Batty et I. J. Deary (2008), « Results from the PROBIT Breastfeeding Trial May Have Been Over Interpreted », *Arch Gen Psychiatry*, vol. 65, n° 12, pp. 1456-1457.
- Doyle, O. et L. Timmins (2008), « Breast is Best, But for How Long? Testing Breastfeeding Guidelines for Optimal Cognitive Ability », *UCD Geary Institute Discussion Paper Series*, n° 21/2008.
- Drane, D. et J. Logemann (2000), « A Critical Evaluation of the Evidence on the Association Between Infant Feeding and Cognitive Development », *Paediatric & Perinatal Epidemiology*, vol. 14, pp. 349-356.

- Duncan, G. et al. (2010), « Early Childhood Poverty and Adult Attainment, Behaviour and Health », *Child Development*, vol. 81, n° 1, pp. 306-325.
- Dustmann, C. et U. Schönberg (2008), « The Effect of Expansions in Maternity Leave Coverage on Children's Long-Term Outcomes », *CSGE Research Paper*, Anglo-German Foundation, juillet.
- EDM (2010), « Enquête sur les dépenses des ménages 2004 et 2005 », www.statcan.gc.ca/, juin.
- ENIGH (2010), « Enquête nationale sur les revenus et les dépenses des ménages (ENIGH) pour le Mexique, 2006 et 2008 », www.inegi.org.mx/inegi/default.aspxs=est&c=10656, mai.
- Ermisch, J. et M. Francesconi (2000), « The Effect of Parents' Employment on Children's Educational Attainment », *IZA Discussion Paper*, n° 215, Bonn.
- EU-SILC (2010), « Enquête sur les revenus et les conditions de vie (EU-SILC) pour 2007 et 2008 », http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/microdata/eu_silc, mai.
- Fergusson, D.M., H. Grant, L.J. Horwood et E.M. Ridder (2005), « Randomized Trial of the Early Start Program of Home Visitation », *Pediatrics*, vol. 116, pp. e803-e809.
- Fergusson, D.M., A.L. Beautrais et P.A. Silva (1982), « Breast-feeding and Cognitive Development in the First Seven Years of Life », *Social Science and Medicine*, vol. 16, pp. 1705-1708.
- Freeman, R.B., S. Machin et M. Viarengo (2010), « Variation in Educational Outcomes and Policies Across Countries and of Schools within Countries », *NBER Working Paper*, n° 16293, Cambridge.
- Gale, C., F. O'Callaghan, K. Godfrey, C. Law et C. Martyn (2004), « Critical Periods of Brain Growth and Cognitive Function in Children », *Brain*, vol. 127, pp. 321-329.
- Gibson-Davis, C. et J. Brooks-Gunn (2006), « Breastfeeding and Verbal Ability of 3-Year-Olds in a Multicity Sample », *Pediatrics*, vol. 118, n° 5, pp. e1444-e1451.
- Gjerdingen, D., P. McGovern, K. Chaloner et H. Street (1995), « Women's Postpartum Maternity Benefits and Work Experience », *Family Medicine*, pp. 592-598.
- Gómez-Sánchez, M. et al. (2004), « Influence of Breast-feeding and Parental Intelligence on Cognitive Development in the 24-month-old Child », *Clinical Pediatrics*, vol. 43, n° 8, pp. 753-761.
- Gordon, R., R. Kaestner et S. Korenman (2007), « The Effects of Maternal Employment on Child Injuries and Infectious Disease », *Demography*, vol. 44, n° 2, pp. 307-333.
- Gormley, W. (2007), « Early Childhood Care and Education: Lessons and Puzzles », *Journal of Policy Analysis and Management*, vol. 26, pp. 633-671.
- Gregg, P., E. Washbrook, C. Propper et S. Burges (2005), « The Effects of a Mother's Return to Work Decision on Child Development in the GBR », *The Economic Journal*, vol. 115, pp. F48-F80.
- Gupta, N.D. et M. Simonsen (2007), « Non-Cognitive Child Outcomes and Universal High Quality Child Care », *IZA Discussion Paper*, n° 3188, Bonn, novembre.
- Han, W., J. Waldfogel et J. Brooks-Gunn (2001), « The Effects of Early Maternal Employment on Later Cognitive and Behavioural Outcomes », *Journal of Marriage and the Family*, vol. 63, pp. 336-354.
- Hawkins, S. et al. (2007), « The Impact of Maternal Employment on Breast-feeding Duration in the UK Millennium Cohort Study », *Public Health Nutrition*, vol. 10, pp. 891-896.
- Heckman, J. et al. (2010), « A New Cost-Benefit and Rate of Return Analysis for the Perry Preschool Program: A Summary », *IZA Discussion Paper*, n° 17, Bonn.
- Herbstman, J. et al. (2010), « Prenatal Exposure to PBDEs and Neurodevelopment », *Environmental Health Perspectives*, vol. 118, n° 5, pp.712-719.
- HILDA (2010), « Household Income and Living Dynamics in Australia (HILDA) 2007 and 2008 », www.melbourneinstitute.com/hilda, juin.
- Huerta, M.C., W. Adema, J. Baxter, M. Corak, M. Deding et J. Waldfogel (2011), « Early Maternal Employment and Child Development in five OECD countries », *Documents de travail de l'OCDE sur les affaires sociales, l'emploi et les migrations*, Éditions de l'OCDE, Paris, à paraître.
- Hyde, J., M. Klein, M. Essex et R. Clark (1995), « Maternity Leave and Women's Mental Health », *Psychology of Women Quarterly*, vol. 19, pp. 257-285.
- Ip, S. et al. (2007), « Breastfeeding and Maternal and Infant Health Outcomes in Developed Countries », *Evidence Report/Technology Assessment*, vol. 153, pp. 1-186.

- Jacobsen, S., L. Chiodo et J. Jacobsen (1999), « Breastfeeding Effects on Intelligence Quotient in 4- and 11-Year-Old Children », *Pediatrics*, vol. 103, n° 5, p. 103: e71.
- Jansen, J., C. de Weertha et J.M. Riksen-Walravena (2008), « Breastfeeding and the Mother-infant Relationship – A Review », *Developmental Review*, vol. 28, n° 4, pp. 503-521.
- Jaumotte, F. (2003), « Female Labour Force Participation: Past Trends and Main Determinants in OECD Countries », *Document de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 376, Éditions de l'OCDE, Paris.
- Johnson, D., P. Swank, V. Howie, C. Baldwin et M. Owen (1996), « Breast Feeding and Children's Intelligence », *Psychological Reports*, vol. 79, pp. 1179-1185.
- Joshi, H., E. Cooksey et G. Verropoulou (2009), « Combining Childrearing with Work: Do Maternal Employment Experiences Compromise Child Development? », *Working Paper*, n° 2009/1, Centre for Longitudinal Studies, Londres.
- Julvez, J. et al. (2007), « Attention Behaviour and Hyperactivity at Age Four and Duration of Breast Feeding », *Acta Paediatrica*, pp. 842-847.
- Kiernan, K. et Huerta, M.C. (2008), « Economic Deprivation, Maternal Depression, Parenting and Child's Cognitive and Emotional Development in Early Childhood », *British Journal of Sociology*, vol. 59, n° 4, pp. 783-806.
- Kim, S. et al. (2010), « The Lasting Impact of Mothers' Fetal Malnutrition on their Offspring: Evidence from the China Great Leap Forward Famine », *IZA Discussion Paper*, n° 5194, Bonn.
- KLIPS (2010), « Enquête coréenne par panel sur le travail et les revenus (KLIPS) pour la Corée 2006 et 2007 », www.kli.re.kr/klips/en/about/introduce.jsp, mai.
- Kramer, M. et al. (2008), « Breastfeeding and Child Cognitive Development. New Evidence from a Large Randomized Trial », *Archives of General Psychiatry*, vol. 65, n° 5, pp. 578-584.
- Ladomenou, F. et al. (2010), « Protective Effect of Exclusive Breastfeeding Against Infections During Infancy: A Prospective Study », *Archives of Diseases in Childhood*, n° 27.
- Langlois, J.H. et L.S. Liben (2003), « Child Care Research: An Editorial Perspective », *Child Development*, vol. 74, pp. 969-975.
- Lefebvre, P., P. Merrigan et M. Verstraete (2008), « Childcare Policy and Cognitive Outcomes of Children: Results from a Large Scale Quasi-Experiment on Universal Childcare in Canada », *Cahiers de recherche*, n° 0823, CIRPEE.
- Liesbeth, D. et al. (2010), « Prolonged and Exclusive Breastfeeding Reduces the Risk of Infectious Diseases in Infancy », *Pediatrics*, vol. 126, n° 1, pp. 18-25.
- Lindo, J. (2010), « Parental Job Loss and Infant Health », *IZA Discussion Paper*, n° 5213, Bonn.
- Liu, Q. et O. Skans (2009), « The Duration of Paid Parental Leave on Children's Scholastic Performance », *IZA Discussion Paper*, n° 4244, Bonn.
- McGovern, P. et al. (1997), « Time Off Work and the Postpartum Health of Employed Women », *Medical Care*, vol. 35, pp. 507-521.
- Michaelsen, K., L. Lauritzen et E.L. Mortensen (2009), « Effects of Breast-Feeding on Cognitive Function », in G. Goldberg et al. (dir. pub.), *Breast-feeding: Early Influences on Later Health*, Springer Science.
- Morrow-Tlucak, M., R.H. Haude et C.B. Ernhart (1988), « Breastfeeding and Cognitive Development in the First 2 Years of Life », *Social Science and Medicine*, vol. 26, n° 6, pp. 635-639.
- NEES – National Evaluation of Sure Start Research Team (2005), *Early Impacts of Sure Start Local Programmes on Children and Families, Report*, n° 13, Department for Education and Skills, Londres.
- NEES (2008), *The Impact of Sure Start Local Programmes on Three Year Olds and their Families, Report*, n° 27, Department for Education and Skills, Londres.
- NICHD – National Institute for Child Health and Human Development Early Child Care Network (2003), « Does Amount of Time in Child Care Predict Socio-emotional Adjustment During the Transition to Kindergarten? », *Child Development*, vol. 74, pp. 976-1005.
- OCDE (2008), *Croissance et inégalités – Distribution des revenus et pauvreté dans les pays de l'OCDE*, Éditions de l'OCDE, Paris.
- OCDE (2009), *Assurer le bien-être des enfants*, Éditions de l'OCDE, Paris, www.oecd.org/els/social/childwellbeing.

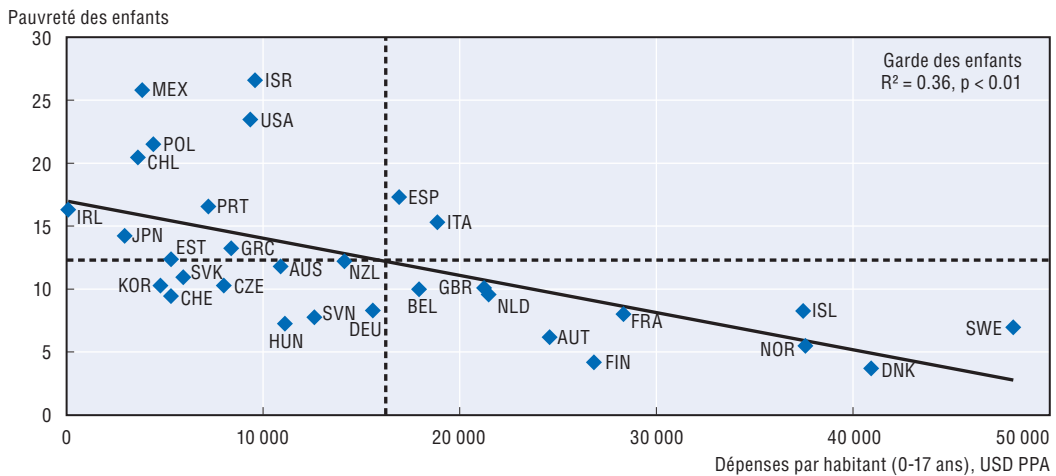
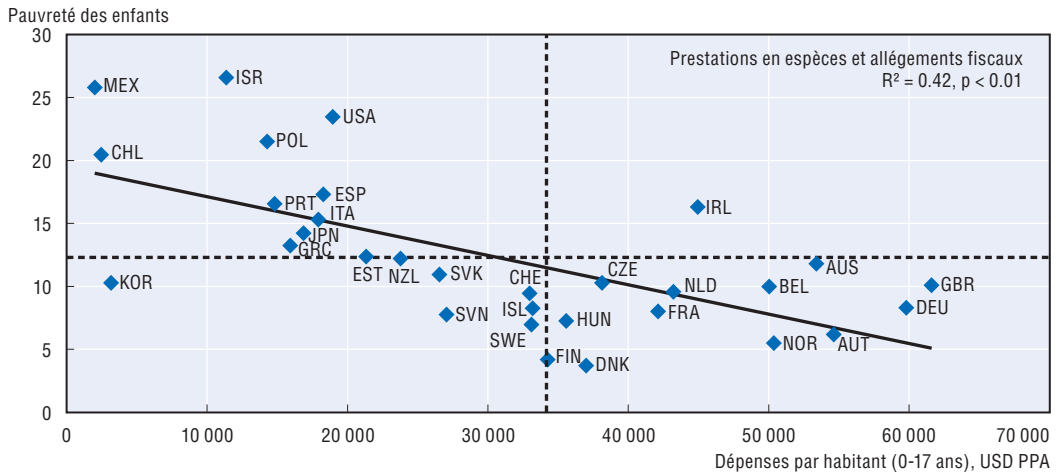
- OCDE (2010a), *Questionnaire de l'OCDE sur la distribution des revenus*, Éditions de l'OCDE, Paris, www.oecd.org/els/social/inequality.
- OCDE (2010b), *Labour Market and Social Policy Reviews: Israel*, Éditions de l'OCDE, Paris, www.oecd.org/els/israel2010.
- OCDE (2010c), *Perspectives économiques de l'OCDE*, n° 87, Éditions de l'OCDE, Paris.
- OCDE (2010d), *Base de données de l'OCDE sur les dépenses sociales*, Éditions de l'OCDE, Paris, www.oecd.org/els/social/expenditure.
- OIT (2010), « Convention sur la protection de la maternité 2000 », www.ilo.org/ilolex/cgi-lex/convide.pl?C183, octobre.
- Perroni, M.E. et al. (2003), « Efecto de la lactancia sobre el desarrollo neuroconductual del niño », *Perinatol Preprod Hum*, vol. 17, pp. 20-27.
- PSM (2010), « Panel suisse de ménages 2007 pour la Suisse », www.swisspanel.ch/?lang=en, juin.
- Quigley, M.A., Y.J. Kelly et A. Sacker (2007), « Breastfeeding and Hospitalization for Diarrheal and Respiratory Infections in the United Kingdom », *Pediatrics*, vol. 119, n° 4, pp. 837-842.
- Rasmussen, A.W. (2010), « Increasing the Length of Parents' Birth-Related Leave: The Effect on Children's Long-Term Educational Outcomes », *Labour Economics*, vol. 17, n° 1, pp. 91-100.
- Richards, M. et al. (1998), « Infant Nutrition and Cognitive Development in the First Offspring of a National UK Birth Cohort », *Dev Med Child Neurol*, vol. 40, n° 3, pp. 163-167.
- Richardson, D., P. Hoelscher et J. Bradshaw (2008), « Child Well-Being in Central and Eastern European Countries (CEE) and the Commonwealth of Independent States (CIS) », *Journal of Child Indicators Research*, vol. 1, n° 3, pp. 211-250.
- Ruhm, C. (2000), « Parental Leave and Child Health », *Journal of Health Economics*, vol. 19, n° 6, pp. 931-960.
- Ruhm, C. (2004), « Parental Employment and Child Cognitive Development », *Journal of Human Resources*, vol. 39, n° 1, pp. 155-192.
- Stamm, M. (2009) « Frühkindliche Bildung in der Schweiz », Eine Grundlagenstudie im Auftrag der Schweizerischen, Commission suisse pour l'UNESCO.
- Tanaka, S. (2005), « Parental Leave and Child Health across OECD Countries », *The Economic Journal*, vol. 115, pp. F7-F28.
- Torres-Sánchez, L. et al. (2009), « Prenatal Dichlorodiphenyldichloroethylene (DDE) Exposure and Neurodevelopment: A Follow-up from 12 to 30 Months of Age », *Neurotoxicology*, vol. 30, n° 6, pp. 1162-1165.
- Waldfoegel, J., J. Brooks-Gunn J. et W. Han (2010), « First-year Maternal Employment and Child Development in the First 7 Years », *Monographs of the Society for Research in Child Development*, vol. 75, n° 2, pp. 144-145.
- Waldfoegel, J., W. Han et J. Brooks-Gunn (2002), « The Effects of Early Maternal Employment on Child Cognitive Development », *Demography*, vol. 39, n° 2, pp. 369-392.
- Wigg, N.R. et al. (1998), « Does Breastfeeding at Six Months Predict Cognitive Development? », *Australia and New Zealand Journal of Public Health*, vol. 22, n° 2, pp. 232-236.
- Würtz, A. (2007), « The Long-Term Effect on Children of Increasing the Length of Parent's Birth-Related Leave », *Department of Economics Working Paper*, n° 07-11, Aarhus School of Business.
- Zarrabi, M. (2009), « Short and Medium Term Effects of Maternity Leave on Child Outcomes: Evidence from the NLSCY », http://economics.uwaterloo.ca/chesg2009/CHESG2009Program_000.htm, mai.
- Zutavern, A. et al. (2007), « Day Care in Relation to Respiratory-tract and Gastrointestinal Infections in a German Birth Cohort Study ». *Acta Pædiatrica*, vol. 96, pp. 1494-1499.

ANNEXE 5.A1

*Associations entre la pauvreté des enfants
et les dépenses par catégorie*

S'appuyant sur l'analyse des dépenses effectuée dans le chapitre 2, le graphique 5.A1.1 tente de mettre en évidence les associations éventuelles entre les dépenses consacrées aux prestations en espèces et aux politiques en matière de garde d'enfant et les taux de pauvreté des enfants âgés de 0 à 17 ans. L'augmentation des dépenses consacrées aux deux catégories de mesures est associée de manière significative à une diminution du taux de pauvreté des enfants ; des deux catégories de dépenses, les dépenses consacrées à la garde d'enfants sont celles pour laquelle l'association est la plus forte.

Graphique 5.A1.1. Les dépenses consacrées à la garde d'enfants ont un rôle explicatif plus important dans les variations des taux de pauvreté que les dépenses affectées aux prestations en espèces et aux allègements fiscaux



Note : Voir les notes du graphique 5.1 pour les données concernant la pauvreté. Voir le chapitre 2 pour les profils de dépenses selon l'âge des enfants jusqu'à 18 ans. Le Luxembourg, pays fortement déviant, est exclu (données sur les dépenses disponibles sur Statlink).

Source : Calculs effectués par le Secrétariat à partir de la Base de données de l'OCDE sur les dépenses sociales (OCDE, 2010d). Les sources des données sur la pauvreté monétaire sont indiquées au graphique 5.1.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888932423883>

ANNEXE 5.A2

Études de cohorte, méthodes et résultats détaillés

Les données pour l'Australie proviennent de *Growing Up in Australia: The Longitudinal Study of Australian Children*. Cette étude a suivi deux cohortes d'enfants. L'analyse effectuée ici utilise les données d'une seule cohorte : celle des enfants nés entre mars 1999 et février 2000 (cohorte K). Trois vagues de collectes de données ont été organisées pour suivre cette cohorte : 1) en 2004, lorsque les enfants étaient âgés de 4 ou 5 ans ; 2) en 2006, lorsqu'ils étaient âgés de 6 ou 7 ans ; et 3) en 2008, à l'âge de 8 ou 9 ans. L'échantillon était limité aux enfants vivant avec leurs deux parents ou avec leur mère, de sorte que seul un petit nombre de familles était exclu. La taille de l'échantillon était d'environ 4 000 enfants.

Les données relatives au Canada sont tirées de l'*Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ)*, étude à long terme menée dans les dix provinces canadiennes. La première collecte de données a eu lieu en 1994/1995 (cycle 1). La présente analyse utilise les informations de deux cohortes : 1) enfants qui étaient âgés de 0 à 1 ans au 31 décembre 2000 (introduits pour la première fois dans le cycle 4), et 2) enfants qui étaient âgés de 0 à 1 ans au 31 décembre 2002 (introduits pour la première fois dans le cycle 5). Les cohortes ont été suivies tous les deux ans : à l'âge de 2-3 ans, à l'âge de 4-5 ans et à l'âge de 6-7 ans (uniquement pour la cohorte introduite dans le cycle 4). L'échantillon constitué des deux cohortes comprenait environ 7 000 enfants.

Les données portant sur le Danemark sont issues de l'*Enquête longitudinale danoise sur les enfants (Danish Longitudinal Survey of Children, DALSC)*, qui utilise un échantillon représentatif d'enfants danois, tous nés dans le même intervalle de six semaines au cours de l'automne 1995. L'échantillon de la DALSC comportait environ 6 000 enfants. Le suivi de cette cohorte a été effectué à travers quatre cycles de collecte de données : 1) en 1996, lorsque les bébés avaient environ 6 mois ; 2) en 1999, quand les enfants étaient âgés de 3 ans et demi environ ; 3) en 2003, quand ils avaient environ 7 ans et demi ; et 4) en 2007, à l'âge de 11 ans environ. Les données de l'enquête ont été fusionnées avec les informations contenues dans les registres administratifs de Statistique Danemark. Les informations utilisées ici proviennent des quatre cycles de collecte et des registres.

Pour le Royaume-Uni, les données proviennent de la *Millennium Cohort Study (MCS)*, une enquête pluridisciplinaire menée auprès de quelque 19 000 enfants nés en 2000-01 dans les quatre nations constitutives du Royaume-Uni. Les enfants ont été suivis à travers quatre cycles de collecte de données : 1) en 2001-02, lorsqu'ils avaient entre 9 et 11 mois ; 2) en 2004-05, quand ils étaient âgés de 3 ans ; 3) en 2006, quand ils avaient 5 ans ; et 4) en 2008, à l'âge de 7 ans.

Enfin, pour les États-Unis, les données sont tirées de l'*Early Childhood Longitudinal Study (ECLS)*, qui réunit et exploite les informations provenant de trois échantillons

longitudinaux d'enfants. Les analyses effectuées dans ce document utilisent les données de la cohorte d'enfants nés en 2001 (ECLS-B), qui ont été suivis à l'âge de 9 mois (2001-02), de 2 ans (2003-04), de 4 ans (2005-06) puis lorsqu'ils étaient en *kindergarten* (automne 2006 ou 2007). L'échantillon est représentatif de la situation nationale et comprend environ 14 000 enfants.

Méthodes

Les modèles sont estimés par application de régressions multivariable. Les modèles portant sur les scores d'aptitudes cognitives sont estimés à l'aide de régressions des moindres carrés ordinaires (MCO), et les modèles de résultats comportementaux à l'aide de régressions logistiques. Les résultats sont régressés sur les variables d'emploi maternel et de garde d'enfant, avec introduction de la série de facteurs contextuels liés à l'enfant et à la famille décrits plus hauts. Les simulations sont effectuées séparément pour chaque variable de résultat, chaque groupe d'âge et chaque pays. Nous ne présentons ici que les résultats de deux spécifications (pour de plus amples détails, le lecteur est invité à se référer à Huerta et al., 2011).

Mesures de résultats cognitifs

Le tableau 5.A2.1 recense les tests d'aptitudes cognitives auxquels ont été soumis les enfants ayant pris part aux cinq études de cohorte analysées ici.

Tableau 5.A2.1. **Récapitulatif des tests d'aptitudes cognitives utilisés**

Australie ¹	Canada	Danemark	Royaume-Uni	États-Unis
			3 ans	2 ans
			– Bracken Basic Concept Scale (pour déterminer si l'enfant est prêt à être scolarisé).	– Bayley Short Form-Research Edition (développement cognitif).
4-5 ans	4-5 ans		5 ans	4 ans
Indice de résultat d'apprentissage : – Australian Council for Education Research (ACER): Who Am I ? – Test de vocabulaire en images de Peabody.	– Test de vocabulaire en images de Peabody.		– British Ability Scale (catégorie « nommer des mots »). – Reconstruction d'images et similitudes.	– Lecture précoce. – Développement du langage. – Mathématiques. – Vocabulaire. – Aptitudes en communication.
6-7 ans			7 ans	5-6 ans
Indice de résultat d'apprentissage : – Test de vocabulaire en images de Peabody. – Échelle d'intelligence de Wechsler (sous-test Matrices). – Academic Rating Scale (langage, maîtrise de l'écrit, mathématiques).			– British Ability Scale (catégorie « nommer des mots »). – Test NFER de progrès en mathématiques.	– Lecture précoce. – Développement du langage. – Mathématiques.
8-9 ans		11 ans		
Indice de résultat d'apprentissage : – Test de vocabulaire en images de Peabody. – Échelle d'intelligence de Wechsler (sous-test Matrices). – Academic Rating Scale (langage, maîtrise de l'écrit, mathématiques).		– Children Problem Solving Test (CHIPS, test de résolution de problèmes).		

1. Pour l'Australie, les concepteurs de l'étude calculent un indice d'acquis intégrant différentes mesures de maîtrise du langage et de l'écrit, qui varient selon l'âge des enfants.

Source : Huerta et al. (2011).

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888932424491>

Mesure des résultats comportementaux

L'analyse prend en considération deux catégories de problèmes de comportement : les problèmes de conduite et les problèmes d'inattention (ou d'hyperactivité). Dans les deux cas, les mesures sont effectuées sur la base des informations communiquées par les parents. Dans la plupart des enquêtes examinées ici, l'instrument utilisé pour évaluer ces aspects du développement de l'enfant est le *Strengths and Difficulties Questionnaire* (SDQ), qui cerne les forces et les faiblesses comportementales de l'enfant en 25 questions. Les problèmes de conduite sont évalués à l'aune des critères suivants : l'enfant a) se bat fréquemment avec les autres enfants, b) est colérique, c) désobéit souvent, d) est porté à la contradiction, et e) a souvent des comportements méchants. De même, les symptômes utilisés pour identifier et mesurer les problèmes d'attention sont les suivants : l'enfant a) est nerveux ou agité, b) ne parvient à se concentrer sur rien, c) bouge sans arrêt, d) se laisse facilement distraire, et e) ne prend pas le temps de réfléchir et ne finit pas ce qu'il commence. Chaque attribut a été noté par les parents sur une échelle de 0 à 2 (pas d'accord du tout, en partie d'accord, totalement d'accord). Pour chaque dimension, on a additionné toutes les réponses de manière à obtenir un score global (plus l'enfant a de problèmes identifiés, plus son score est élevé). Les scores totaux pour chaque dimension ont ensuite été convertis en variables binaires, les points de séparation retenus étant ceux suggérés par la littérature (cf. Huerta et al., 2011). Chacune de ces variables prend la valeur un lorsque l'enfant a un score élevé de problèmes de conduite ou d'attention. Dans le cas des États-Unis, les données sont classifiées différemment : les enfants dont les scores de comportement se situaient dans les 15 % supérieurs de l'échelle de distribution des scores totaux ont été répertoriés comme enfants ayant des problèmes de conduite ou d'attention. La classification a été réalisée différemment pour les données américaines qui n'incluent les mêmes catégories que SDQ. Une recherche antérieure de Waldfogel utilisant ECLS-B a montré que les 15 % des scores les plus élevés représentent des niveaux élevés de problèmes de comportement.

Les études longitudinales ont l'inconvénient d'être sujettes à l'attrition, ce qui est particulièrement problématique lorsque les caractéristiques des observations perdues diffèrent de celles du reste de la population. Au vu des résultats des analyses d'attrition effectuées sur les études de cohorte, même dans les cas où l'attrition cumulée est élevée (particulièrement dans les groupes défavorisés), cela n'affecte pas la représentativité des données (Nathan, 1999 ; Alderman et al., 2001). Malgré tout, afin d'éviter que les résultats ne soient faussés par le biais de non-réponse, pour chaque variable considérée dans les analyses, on a pris soin d'inclure des informations indiquant quelles données étaient manquantes pour tel ou tel participant.

Synthèse des résultats

Les résultats relatifs aux scores d'*aptitudes cognitives* indiquent dans quelle mesure l'on peut s'attendre à ce que le score augmente (si le signe du coefficient est positif) ou diminue (si le signe du coefficient est négatif) par rapport au score obtenu par un enfant dont la mère n'a pas travaillé au cours de sa première année (catégorie de référence ou catégorie omise). La valeur moyenne des résultats aux tests est de 100. Ainsi, une diminution de 1 point correspond à une réduction de 1 % de la valeur moyenne.

Les *résultats comportementaux* (problèmes de conduite et d'attention) sont saisis par le risque relatif rapproché (RRR). Un RRR de 1 indique que la probabilité pour un enfant

d'avoir des problèmes de comportement est égale dans les deux groupes – la catégorie d'emploi maternel examinée et la catégorie omise. Un RRR supérieur à 1 indique que la probabilité pour un enfant d'avoir des problèmes de comportement est plus élevée dans la catégorie examinée que dans la catégorie omise (la catégorie de référence). Un RRR inférieur à 1 indique que la probabilité pour un enfant d'avoir des problèmes de comportement est moins élevée dans la catégorie examinée que dans celle des enfants dont la mère n'a pas travaillé pendant leur première année (catégorie omise). Seules les estimations de paramètre dont on peut démontrer que leur valeur n'est pas due au hasard (estimations statistiquement significatives) sont présentées.

Le tableau 5.A2.2 présente les résultats obtenus pour les trois indicateurs de développement considérés chez les enfants âgés de 3 ans et plus. La première section traite des aptitudes cognitives, la deuxième des problèmes de conduite et la troisième des problèmes d'attention. De manière générale, les scores d'aptitudes cognitives sont quelque peu plus bas pour les enfants dont la mère travaillait lorsqu'ils avaient 6 mois que pour ceux dont la mère n'a pas travaillé pendant l'année qui a suivi leur naissance. Au Royaume-Uni, par exemple, l'emploi maternel à plein-temps à 6 mois est associé à des scores d'aptitudes cognitives inférieurs pour la plupart des indicateurs analysés. C'est pour les scores de lecture à l'âge de 7 ans que l'association est la plus marquée : les enfants dont la mère travaillait à plein-temps lorsqu'ils avaient 6 mois obtiennent des scores inférieurs de 1.2 % à ceux des enfants dont la mère n'a pas travaillé pendant l'année suivant leur naissance. L'emploi à temps partiel à 6 mois est lui aussi lié négativement aux scores d'aptitudes cognitives des enfants britanniques, mais les associations sont moins marquées et moins constantes que dans le cas de l'emploi à plein-temps. Au Royaume-Uni, l'emploi maternel entre 6 et 11 mois est associé à des scores significativement inférieurs pour un indicateur de résultat, la lecture à l'âge de 7 ans (-0.6 point de score).

Quant aux résultats comportementaux, l'analyse des données britanniques semble indiquer qu'à l'âge de 5 ans, les enfants dont la mère travaillait à plein-temps lorsqu'ils avaient 6 mois sont 1.37 fois (37 %) plus susceptibles d'avoir des *problèmes de comportement* que les enfants dont la mère n'a pas exercé d'emploi rémunéré jusqu'à leur premier anniversaire. De même, à l'âge de 5 ans et de 7 ans, les enfants dont la mère exerçait un emploi à temps partiel six mois après leur naissance avaient plus de probabilités d'être sujets à des problèmes de conduite (avec un risque relatif rapproché de 1.42 et 1.10 respectivement) que les enfants de la catégorie de référence (mère sans activité professionnelle pendant la première année). Cependant, le Royaume-Uni est le seul pays pour lequel certaines données font apparaître un effet négatif potentiel de l'emploi maternel à 6 mois sur l'adaptation comportementale de l'enfant.

En règle générale, l'emploi maternel n'a pas d'effet marqué sur les *problèmes d'attention*. Les résultats ne sont pas statistiquement significatifs, sauf au Canada et au Royaume-Uni. Par exemple, à l'âge de 4 ans, les enfants canadiens sont plus susceptibles d'éprouver des problèmes d'attention (RRR de 2.2) si leur mère a travaillé à temps partiel pendant les six premiers mois de leur vie que si elle n'a pas travaillé pendant l'année qui a suivi leur naissance.

Tableau 5.A2.2. Effets de l'emploi maternel précoce sur le développement de l'enfant

RÉSULTATS COGNITIFS	2-3 ans			4-5 ans						Maternelle		6-7 ans			8-9 ans	11 ans
	Danemark	Royaume-Uni	États-Unis	Australie	Canada	Royaume-Uni – vocabulaire	Royaume-Uni – images	États-Unis – langage	États-Unis – vocabulaire	États-Unis – lecture	États-Unis – langage	Australie	Royaume-Uni – lecture	Royaume-Uni – mathématiques	Australie	Danemark
< 6 mois dans un emploi à temps complet	0.83	-0.02	-0.31	0.11	0.61	-0.74*	-0.20	-0.36	-0.69*	0.60	-0.67	-0.80	-1.18***	-0.90**	-0.25	1.16**
	[0.12]	[0.39]	[0.38]	[0.78]	[0.74]	[0.38]	[0.42]	[0.45]	[0.37]	[0.49]	[0.54]	[0.76]	[0.41]	[0.42]	[0.86]	
< 6 mois dans un emploi à temps partiel	[0.12]	-0.49	0.26	-0.15	0.81	-0.51	-0.17	-0.21	-0.21	0.05	-0.71	0.09	-0.95**	-0.59*	0.08	[0.44]
	[0.31]	[0.47]	[0.47]	[0.52]	[0.65]	[0.31]	[0.34]	[0.51]	[0.50]	[0.48]	[0.71]	[0.50]	[0.34]	[0.34]	[0.50]	
6-11 mois de travail rémunéré	0.96	-0.20	0.48	0.26	0.65*	-0.48	0.37	0.28	-0.38	0.14	0.52	0.02**	-0.59*	-0.40	-0.34	-0.04
	[0.11]	[0.31]	[0.58]	[0.46]	[0.40]	[0.31]	[0.33]	[0.58]	[0.50]	[0.61]	[0.61]	[0.47]	[0.32]	[0.34]	[0.49]	[0.36]
CONDUITE DE PROBLÈMES	2-3 ans			4-5 ans						Maternelle		6-7 ans			8-9 ans	11 ans
	Canada	Royaume-Uni		Australie	Canada	Royaume-Uni	États-Unis		États-Unis		Australie	Danemark	Royaume-Uni	Australie	Danemark	
< 6 mois dans un emploi à temps complet	1.24	1.18		1.26	0.87	1.37*	1.13		1.12		1.33	1.04	0.96	0.69	0.84	
	[0.53]	[0.14]		[0.26]	[0.24]	[0.26]	[0.19]		[0.22]		[0.43]	[0.17]	[0.18]	[0.30]		
< 6 mois dans un emploi à temps partiel	0.59	1.15		1.12	0.77	1.42**	0.96		1.06		1.32	[0.17]	1.31*	1.21	[0.21]	
	[0.58]	[0.11]		[0.16]	[0.20]	[0.20]	[0.16]		[0.21]		[0.28]		[0.18]	[0.32]		
6-11 mois de travail rémunéré	1.00	1.10		1.04	0.95	1.16	1.03		1.08		1.18	0.88	1.16	1.10	0.78	
	[0.23]	[0.10]		[0.13]	[0.14]	[0.17]	[0.19]		[0.27]		[0.26]	[0.13]	[0.16]	[0.29]	[0.16]	
PROBLÈMES D'ATTENTION	2-3 ans			4-5 ans						Maternelle		6-7 ans			8-9 ans	11 ans
	Royaume-Uni			Australie	Canada	Royaume-Uni	États-Unis		États-Unis		Australie	Danemark	Royaume-Uni	Australie	Danemark	
< 6 mois dans un emploi à temps complet	1.23			1.21	1.48	1.18	1.06		0.92		1.56	0.98	1.19	0.78	0.99	
	[0.21]			[0.50]	[0.37]	[0.20]	[0.14]		[0.12]		[0.51]	[0.17]	[0.18]	[0.34]		
< 6 mois dans un emploi à temps partiel	1.15			1.21	2.20**	1.11	1.00		0.90		1.42	[0.17]	1.23*	0.91	[0.20]	
	[0.15]			[0.30]	[0.32]	[0.15]	[0.16]		[0.14]		[0.36]		[0.15]	[0.25]		
6-11 mois de travail rémunéré	1.25*			0.91	1.10	1.02	1.15		0.99		1.30	1.07	1.06	1.44	0.87	
	[0.16]			[0.23]	[0.22]	[0.14]	[0.23]		[0.16]		[0.29]	[0.15]	[0.13]	[0.39]	[0.15]	

Note : * p < .10 ; ** p < .05 ; *** p < .01.

Note : Les modèles utilisés pour calculer ces estimations (non présentés ici) contrôlent un certain nombre de facteurs contextuels : facteurs liés à l'enfant (sexe ; âge en mois ; origine ethnique ; naissance prématurée ou non ; poids de naissance ; et nombre de frères et sœurs à la naissance), caractéristiques maternelles (fait d'avoir travaillé pendant la grossesse ; fait de travailler au moment de la collecte des données ; âge à la naissance de l'enfant ; fait d'être née dans un autre pays que celui où est menée l'étude ; et fait d'avoir connu une dépression postpartum), et facteurs liés à la famille (structure familiale ; niveau d'études des parents ; revenu familial ; et mode d'occupation du logement).

Source : Huerta et al. (2011).

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888932424510>



Extrait de :
Doing Better for Families

Accéder à cette publication :
<https://doi.org/10.1787/9789264098732-en>

Merci de citer ce chapitre comme suit :

OCDE (2011), « Favoriser l'épanouissement et le bien-être de l'enfant », dans *Doing Better for Families*, Éditions OCDE, Paris.

DOI: <https://doi.org/10.1787/9789264098794-7-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.