

Chapitre 4

Améliorer les compétences : la formation permet-elle d'accéder à des emplois plus nombreux et meilleurs ?

On affirme souvent que l'amélioration des compétences des travailleurs pourrait aider à relever les défis des mutations structurelles et du progrès technologique ainsi que du vieillissement démographique. Les politiques visant à développer les compétences pourraient donc constituer un volet important de la Stratégie de l'OCDE pour l'emploi. Pour autant, on sait encore peu de choses de l'impact de l'apprentissage des adultes sur le marché du travail. Les politiques qui développent les compétences des travailleurs contribuent-elles à améliorer la situation globale de l'emploi ? Dans quelle mesure les travailleurs qui reçoivent une formation bénéficient-ils de meilleures perspectives d'emploi au détriment de leurs homologues non formés ? Les effets de la formation sont-ils différents selon les groupes démographiques et, au vu des tendances observées, que faut-il penser des stratégies d'apprentissage tout au long de la vie ?

Introduction	202
Principaux résultats	203
1. Éducation, formation des adultes et emploi agrégé	204
2. Échapper aux trappes à inactivité : formation des adultes, participation individuelle et chômage	209
3. Des emplois mieux rémunérés : l'effet de la formation sur le salaire individuel	216
4. Perspectives d'un emploi plus stable : effet de la formation sur la sécurité de l'emploi	219
Conclusions	227
Annexe 4.A1. Données complémentaires	233
Annexe 4.A2. Description des données	238
Bibliographie	242

Introduction

La huitième recommandation de la *Stratégie de l'OCDE pour l'emploi* visait à « améliorer les qualifications et les compétences de la main-d'œuvre en modifiant profondément les systèmes d'enseignement et de formation » (OCDE, 1994a, p. 45). Trois des neuf recommandations détaillées qui la composaient concernaient les possibilités de remédier aux défaillances du marché et aux inégalités afin « d'améliorer les incitations propres à encourager les entreprises et les travailleurs à investir dans la formation continue » (*op. cit.*, p. 51). Par la suite, cependant, les recommandations par pays se sont essentiellement concentrées sur l'éducation initiale, et non sur la formation des adultes – peut-être faute de consensus sur les mesures à prendre pour améliorer les compétences des travailleurs (OCDE, 1997a).

On commence maintenant à mieux comprendre quelles sont les mesures qui ont le plus de chances d'accroître l'offre de formation des adultes, et pour qui (voir par exemple OCDE, 2003a). Cependant, il existe relativement peu d'analyses empiriques sur le rendement de la formation qui confortent la recommandation de la *Stratégie pour l'emploi* relative à la formation des adultes. Celles qui concernent l'impact sur la performance sur le marché du travail des programmes de formation financés par l'État pour les chômeurs ont donné des résultats quelque peu mitigés (voir par exemple Martin et Grubb, 2001). Les études dont on dispose sur la formation des salariés portent surtout sur son effet *moyen* sur les salaires et la productivité¹ – elles ne répondent pas à la question de savoir comment cette formation influe sur les perspectives d'emploi des travailleurs, que ce soit en général ou pour des groupes spécifiques. Peu d'études examinent la relation entre la formation des salariés et la sécurité de l'emploi, et leurs résultats ne sont guère concluants². De plus, le nombre d'heures de formation reçues par chaque participant étant beaucoup plus faible que celui de l'éducation initiale à temps plein, on peut se demander dans quelle mesure une amélioration marginale de l'offre de formation peut modifier la performance de ses bénéficiaires sur le marché du travail. Enfin, les études existantes ne prennent pas en compte le risque qu'aux gains obtenus par les individus qui ont amélioré leurs compétences correspondent des pertes pour ceux qui ne participent pas à une formation – c'est-à-dire la possibilité qu'il y ait d'importants « effets d'éviction ».

Ce chapitre s'efforce de combler cette lacune en se servant à la fois des données agrégées comparatives sur la formation dans les différents pays et des enquêtes longitudinales dont on ne disposait pas au milieu des années 90 lors du lancement de la *Stratégie de l'OCDE pour l'emploi*. Il cherche à évaluer de façon aussi rigoureuse que possible les effets globaux et individuels de l'éducation et de la formation des adultes sur leurs performances vis-à-vis du marché du travail. Après avoir passé en revue les mécanismes par lesquels l'éducation et la formation pourraient avoir un impact sur l'emploi global et examiné dans quelle mesure ces mécanismes s'appliquent à l'apprentissage des adultes, ce chapitre présente quelques données empiriques sur la relation entre la formation des adultes et la performance globale sur le marché du travail. Le corps principal du chapitre explore au niveau microéconomique les mécanismes économiques suggérés par l'analyse

agrégée, correction faite dans toute la mesure du possible du biais de sélection et de l'hétérogénéité, et en examine l'importance pour des groupes particuliers. La dernière section fait, à partir de l'analyse développée dans l'édition 2003 des *Perspectives de l'emploi*, une première tentative pour évaluer la mesure dans laquelle les recommandations de ce volet de la Stratégie pour l'emploi sont confortées par les conclusions du rapport.

Principaux résultats

- *L'éducation et la formation ont vraisemblablement de plus en plus d'importance pour les performances de chacun sur le marché du travail.* Elles sont susceptibles d'accroître les avantages potentiels que les individus peuvent tirer de leur participation au marché du travail. Elles peuvent aussi augmenter les perspectives de productivité de chacun (ainsi que le coïncidence entre la productivité et le salaire), et par conséquent stimuler la demande de main-d'œuvre. Le recentrage de la demande sur des compétences plus élevées, lié à l'évolution technologique et organisationnelle, ainsi que la concurrence internationale, peuvent avoir accru le risque d'obsolescence des qualifications et augmenté la pression sur la demande de main-d'œuvre qualifiée. Plus généralement, étant donné le rôle du capital humain dans la stimulation de la croissance, on peut supposer que l'éducation et la formation ont une influence positive sur l'emploi global.
- *L'analyse empirique des liens entre la formation et l'emploi agrégé va dans le sens de ces prédictions théoriques.* On observe dans l'ensemble des pays une forte corrélation entre la performance de l'emploi, d'une part, et l'éducation initiale aussi bien que la formation des adultes, d'autre part. Cela tient essentiellement à la corrélation étroite existant entre les investissements en capital humain et la participation au marché du travail, qui s'explique peut-être par le fait que ces investissements renforcent l'attrait du travail parce que soit les salaires escomptés sont plus élevés, soit les perspectives d'emploi sont meilleures qu'en l'absence de formation. En revanche, on ne trouve pas de corrélation significative entre formation et taux de chômage.
- *Au niveau individuel, il y a un lien étroit entre les antécédents de formation et les résultats au niveau de l'emploi.* En moyenne, on estime qu'une augmentation de 10 % du temps consacré par un adulte à l'éducation ou à la formation se traduit par : a) une augmentation de la probabilité d'être actif de près de 0.4 point ; et b) une réduction de la probabilité d'être au chômage de près de 0.2 point. Il importe de noter que ces résultats restent valables même lorsqu'on a essayé de corriger le biais de sélection, ce qui tend à montrer l'existence d'un lien causal entre formation et performance individuelle sur le marché du travail.
- *La formation des salariés n'a une incidence sensible sur la progression salariale que dans le cas de salariés jeunes ou très instruits.* En revanche, pour les travailleurs âgés et ceux qui ont un faible niveau d'instruction, *la formation paraît avoir plus d'impact sur les mesures aussi bien subjectives qu'objectives de la sécurité de l'emploi.* Ceci montre que pour les travailleurs âgés et peu instruits, la formation permet d'obtenir et de conserver les compétences nécessaires pour atteindre une productivité correspondant aux salaires du marché, ce qui conforte les perspectives d'emploi de ces catégories.
- *Alors qu'on observe une assez bonne correspondance entre les résultats agrégés et individuels pour l'emploi et l'activité, il n'en va pas de même de l'impact de la formation sur le chômage, ce qui s'explique peut-être en partie par le fait que les individus qui reçoivent une éducation ou une formation peuvent dans une certaine mesure évincer ceux qui n'en bénéficient*

pas. Cependant, bien qu'il soit impossible d'estimer ces effets d'éviction au niveau de l'ensemble de l'économie, les données dont on dispose montrent qu'à l'intérieur de chaque groupe de travailleurs, ces effets, s'ils existent, ne sont pas importants.

- Le fait qu'on n'observe pas d'effets marqués de substitution dus à la formation à l'intérieur d'un même groupe conforte l'idée que *des mesures appropriées peuvent améliorer la situation sur le marché du travail de groupes particuliers ciblés*. De telles mesures peuvent constituer un volet important d'une stratégie générale visant à réduire les trappes à inactivité.

1. Éducation, formation des adultes et emploi agrégé

Baisse tendancielle de la demande relative de main-d'œuvre peu qualifiée

On observe de façon presque systématique dans toutes les économies de l'OCDE que les taux d'emploi des individus peu instruits sont beaucoup plus faibles que ceux des personnes à haut niveau d'instruction (voir l'annexe statistique, tableau D). Qui plus est, le fossé semble se creuser dans pratiquement tous les pays. Entre 1991 et 2001, dans la zone de l'OCDE, le taux d'emploi total a augmenté d'environ 0.1 point par an ; dans la même période, le taux d'emploi des personnes dont le niveau est inférieur au deuxième cycle du secondaire a baissé d'environ 0.3 point par an (OCDE, 2003a).

Qu'est-ce qui peut expliquer les faibles taux d'emploi des personnes peu qualifiées ?

Plusieurs facteurs peuvent expliquer pourquoi les taux d'emploi des personnes dont le niveau est inférieur au deuxième cycle du secondaire sont si faibles en termes relatifs (voir notamment OCDE, 1994b ; et Nickell et Bell, 1995). Premièrement, les travailleurs peu instruits tendent à ne remplir que des fonctions d'une faible complexité, tandis que les travailleurs à haut niveau d'instruction qui possèdent plus de compétences génériques peuvent, en principe, remplir différents types d'emploi ; ils peuvent par conséquent, en période de dépression de la demande, concurrencer leurs homologues moins instruits pour des postes peu qualifiés (Thurow, 1972, référence classique sur la concurrence pour l'emploi).

Deuxièmement, un plus haut degré d'instruction peut s'accompagner d'une meilleure information sur le marché du travail et de techniques de recherche d'emploi plus efficaces, qui réduisent la probabilité du chômage ou sa durée (voir notamment OCDE, 1989).

Troisièmement, le revenu potentiel du travail est plus élevé pour les personnes qui ont un haut niveau d'instruction, ce qui veut dire qu'elles ont plus intérêt à s'engager sur le marché du travail (au lieu de vivre de prestations et/ou de se tourner vers la production domestique ; voir notamment Gronau, 1986 ; et OCDE, 2003a).

Quatrièmement, en raison de diverses imperfections du marché du travail, l'écart entre la productivité marginale et le salaire (considéré comme incluant tous les coûts variables liés au salarié) peut être plus grand dans le cas des salariés à haut niveau d'instruction que dans le cas des moins instruits (voir encadré 4.1) ; cela pourrait amener les entreprises à organiser le processus de production de façon à employer davantage de salariés à haut niveau d'instruction ou, en période de récession, à conserver les plus instruits et licencier les moins instruits³.

Ces explications des performances relatives des travailleurs à haut niveau d'instruction ne s'excluent pas mutuellement, mais elles n'ont pas les mêmes implications pour l'action publique. En effet, dans la mesure où la réussite des plus instruits ne tient qu'au fait qu'ils peuvent concurrencer avec succès les moins instruits pour les emplois peu qualifiés, seuls des changements relatifs de la position d'un individu sur l'échelle des niveaux d'instruction

Encadré 4.1. **Déterminants non institutionnels de la relation entre l'éducation et l'écart productivité-salaire**

Les politiques et les institutions – telles que le salaire minimum légal et les salaires planchers fixés par convention collective (voir chapitre 3) – sont généralement citées comme l'une des raisons qui expliqueraient que le coin entre la productivité et le salaire puisse être plus faible (et éventuellement même négatif) à l'extrémité inférieure du marché des compétences (voir notamment Siebert, 1997 ; et Freeman et Schettkat, 2001). Même si l'influence des institutions sur la distribution des salaires est indéniable, d'autres facteurs pourraient aussi expliquer pourquoi l'écart entre la productivité marginale et le salaire peut être plus grand pour les salariés à haut niveau d'instruction. Premièrement, il peut être moins coûteux pour les employeurs d'investir pour cette catégorie dans un savoir propre à l'entreprise (Waldman, 1984 ; Stevens, 1994). Même si les salariés en question pourraient en tirer quelque bénéfice, ces compétences spécialisées ne se transfèrent pas facilement vers beaucoup d'autres emplois bien rémunérés ; il est donc peu probable qu'ils puissent s'en approprier tous les avantages (voir notamment Parsons, 1986). Deuxièmement, même lorsque les compétences acquises dans le poste sont générales, elles ne sont pas forcément reconnues par les autres employeurs, en raison d'une asymétrie de l'information (Greenwald, 1986 ; Acemoglu et Pischke, 1998). De ce fait, la recherche d'un autre emploi qui leur convienne peut être coûteuse pour les travailleurs à haut niveau d'instruction, ce qui donne à leur employeur un certain pouvoir de marché. De fait, Booth et Zoega (2004) montrent que la plupart des mécanismes de rémunération habituellement pris en compte dans l'économie des ressources humaines – y compris la rémunération aux pièces – sortent du cadre concurrentiel et impliquent une relation positive entre le pouvoir de marché de l'employeur et la productivité individuelle.

auront une importance pour sa performance au plan de l'emploi, et une augmentation générale du niveau d'instruction moyen de la population n'aura aucun effet sur les taux d'emploi agrégés. Néanmoins, on n'a que peu de témoignages concrets de ce mécanisme d'éviction⁴. À l'inverse, selon les autres explications du succès relatif des travailleurs à haut niveau d'instruction (à savoir le fait que ce niveau peut accroître tout à la fois l'efficacité de la recherche d'emploi, l'attraction du travail par rapport à l'inactivité, et l'écart productivité-salaire), de meilleures qualifications devraient se traduire par un taux d'emploi plus élevé, même si on ne peut pas théoriquement écarter la possibilité qu'une augmentation générale du niveau d'instruction n'ait aucun effet sur l'emploi agrégé⁵.

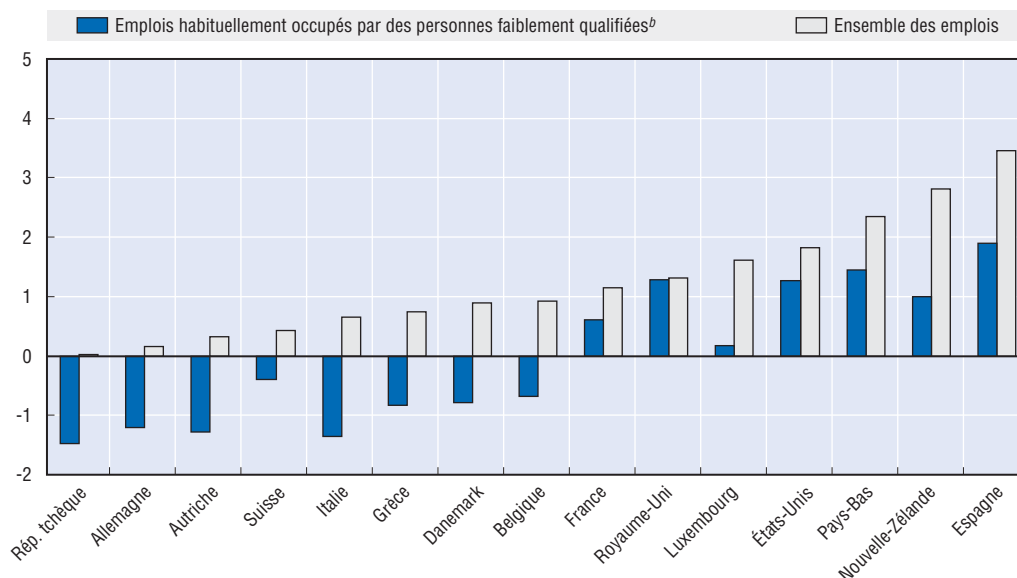
Liens éventuels entre l'éducation et l'emploi agrégé

L'éducation peut exercer à plusieurs titres une influence sur les taux d'emploi agrégés :

- *L'éducation a, on le sait, un fort impact sur la productivité.* D'après les estimations les plus plausibles, relever le niveau d'instruction moyen d'un an augmenterait la productivité globale d'au moins 5 %, et peut-être davantage à long terme de par le potentiel d'innovation qu'elle peut dégager (de la Fuente et Ciccone, 2003). Les gains de productivité peuvent alors se répercuter sur les travailleurs (par un relèvement des salaires) et les entreprises (par un accroissement de l'écart productivité-salaire), et augmenter aussi bien l'incitation au travail que la demande de main-d'œuvre (pour autant que les gains de salaire et de productivité ne se concentrent pas dans des groupes de population dont les taux d'activité et d'emploi sont déjà élevés).

- *L'éducation pourrait permettre de faire face à l'augmentation de la demande de compétences.* Les travailleurs non qualifiés voient depuis trente ans reculer la demande les concernant, ce qui a pour effet de réduire leurs salaires (et par conséquent leur incitation à travailler) et/ou d'aggraver leurs perspectives de chômage, dans la mesure où la structure des salaires ne peut pas totalement s'adapter. On débat depuis plus de dix ans des causes de ce déplacement de la demande, sans que la controverse trouve une solution. L'explication la plus courante est que le changement technologique favorise les travailleurs qualifiés (voir Chennels et Van Reenen, 2002, pour un aperçu de la littérature). Une autre explication veut que les flux d'échanges et d'investissements directs étrangers (IDE) aboutissent à la délocalisation des activités de production à forte intensité de main-d'œuvre non qualifiée vers les pays moins développés, et à la spécialisation des pays industrialisés dans des secteurs plus intensifs en main-d'œuvre qualifiée (voir OCDE, 1997b). Quelles que soient les causes, on estime que la réorientation de la demande au détriment des moins qualifiés est considérable. Ainsi, Nickell et Bell (1996), même dans leurs estimations les plus prudentes, attribuent 10 à 30 % de la hausse du taux de chômage intervenue entre 1970 et 1990 dans les pays du G7 qu'ils étudient au déplacement de la demande vers la main-d'œuvre qualifiée. Le fait est que la nature des emplois change. Le graphique 4.1 montre que dans la moitié des pays considérés, les emplois généralement occupés par des personnes à faible niveau d'instruction ont diminué entre 1993 et 2002. Dans les autres pays, la croissance de l'emploi dans ces types de postes a été positive, mais

Graphique 4.1. **La nature des emplois change**
Croissance annuelle moyenne du nombre d'emplois, 1993-2002^a



- a) Les emplois habituellement occupés par des personnes faiblement qualifiées correspondent aux emplois avec une part élevée de travailleurs ayant un niveau d'instruction inférieur au deuxième cycle du secondaire. Pour chaque pays, les emplois (c'est-à-dire l'emploi dans les cellules secteur/profession) sont classés en fonction de leur proportion de travailleurs faiblement qualifiés en 1993, puis répartis en trois groupes de taille égale en terme de parts d'emploi. La croissance globale de l'emploi et la croissance de l'emploi du groupe avec la part la plus élevée de travailleurs faiblement qualifiés sont représentées sur ce graphique.
- b) 1994-2002 pour le Danemark ; 1995-2002 pour l'Autriche, la France et le Royaume-Uni ; 1995-2001 pour l'Allemagne ; 1993-2001 pour le Luxembourg ; 1996-2002 pour les Pays-Bas ; 1992-98 pour les États-Unis, la Nouvelle-Zélande, et la Suisse ; 1993-98 pour la République tchèque ; 1993-2002 pour tous les autres pays.

Source : Estimations du Secrétariat sur la base de l'Enquête communautaire sur les forces de travail pour les pays de l'UE ; base de données de l'OCDE sur les services pour les autres pays.

plus faible que la croissance de l'emploi total. Il semble par conséquent logique de penser que, simplement en permettant d'adapter l'offre de capital humain à l'évolution de la demande, l'éducation peut avoir un impact positif sur les taux d'emploi agrégés.

- *L'éducation est capitale pour la compétitivité dans les secteurs de haute technologie.* On pourrait assister à une concurrence pour les emplois au-delà des frontières nationales, qui entraînerait une course au capital humain entre les pays. Des études récentes (voir par exemple Bartelsman et al., 2004) soulignent que, pour les pays de l'OCDE, la qualité des ressources humaines est capitale pour maintenir la compétitivité dans les secteurs de pointe et attirer les IDE. En effet, Nicoletti et al. (2003) estiment qu'une année supplémentaire du niveau moyen d'instruction de la population augmenterait de 1.9 % le stock total d'investissements directs de l'étranger. Ceux-ci pourraient eux-mêmes entraîner une forte croissance de l'emploi, comme le montre l'expérience irlandaise (Barry et Bradley, 1997 ; Walsh et Whelan, 2003).

En fin de compte, la question de savoir si le capital humain a un impact sur l'emploi agrégé n'est pas tranchée. On peut, en étendant le modèle des déterminants institutionnels et de politique du taux d'emploi utilisé au chapitre 2 (tableau 4.A1.1 dans l'annexe 4.A1), se faire une meilleure idée de la relation globale éducation-emploi⁶. Les estimations les plus fiables montrent que, dans le passé, l'élévation d'un an du niveau moyen d'instruction s'est accompagnée dans les pays de l'OCDE d'une hausse de 1.1 à 1.7 point des taux d'activité et d'emploi, tandis qu'on ne constate pas de lien robuste entre l'éducation et le chômage. Cependant, on ne peut pas déduire aisément de ces estimations un impact causal de l'éducation sur les taux d'emploi et d'activité, en raison de problèmes évidents d'endogénéité – dus par exemple au fait que le changement technologique a simultanément un impact sur le rendement de l'éducation (et par conséquent sur le niveau d'études ; Bils et Klenow, 2000), d'une part, et sur les salaires (et par conséquent l'activité), d'autre part. Néanmoins, il est intéressant de constater que la relation entre l'éducation d'une part et l'emploi et l'activité d'autre part reste significative même lorsqu'on la corrige de la croissance du PIB, des institutions et d'une tendance (non linéaire) commune.

Formation des adultes et emploi agrégé

L'Étude de l'OCDE sur l'emploi (OCDE, 1994b) donne au moins quatre raisons de penser que les mécanismes qui déterminent la relation entre l'éducation et l'emploi pourraient aussi s'appliquer aux compétences acquises à l'âge adulte. Premièrement, même si le savoir attire le savoir et si la productivité de la formation des adultes croît en principe avec la quantité et la qualité de l'éducation initiale, les individus entrés dans la vie active sans qualifications pourraient éventuellement réduire ce handicap par une formation ultérieure (voir Heckman, 2000 ; et Blundell, 2000, pour un examen approfondi de cette question controversée).

Deuxièmement, de nombreuses études empiriques montrent que la formation des adultes a un impact positif sur la productivité au niveau des entreprises⁷. Si les effets de substitution sont faibles et si les gains de productivité ne se limitent pas aux travailleurs dont le bilan d'emploi est relativement bon, ces gains au niveau des entreprises ont des chances de se traduire par une augmentation du taux d'activité et/ou une baisse du taux de chômage.

Troisièmement, le taux de renouvellement de la population active par l'entrée de jeunes travailleurs qualifiés est trop lent pour contrebalancer les effets de l'évolution de la demande de main-d'œuvre vers plus de qualifications et maintenir la compétitivité

Encadré 4.2. Une adaptation réussie face au changement : la stratégie de survie de l'industrie du bas en Caroline du Nord

La Caroline du Nord abrite l'une des plus fortes concentrations de l'industrie américaine du bas, surtout spécialisée dans le tricotage circulaire de produits tels que les chaussettes. La pression de la concurrence étrangère a poussé cette industrie à modifier son processus de production, notamment en adoptant des machines à commande numérique et en améliorant l'efficacité de la traçabilité du produit tout au long de la chaîne de production. Les pressions concurrentielles ont également obligé les producteurs à reconsidérer leurs méthodes de gestion des ressources humaines, afin de fidéliser le personnel et de l'adapter plus rapidement aux nouvelles technologies en améliorant ses compétences cognitives, et de résolution de problèmes, alors que son niveau moyen d'instruction reste faible. En effet, s'agissant d'une industrie à bas salaires, malgré le relèvement des compétences nécessaires, l'industrie du bas a des difficultés à attirer des travailleurs plus instruits.

En 1990, face à cette situation, la Carolina Hosiery Association a décidé de mettre en place et de financer un Hosiery Technology Center (HTC) pour assurer le transfert de connaissances technologiques aussi bien aux jeunes débutants qu'aux techniciens et opérateurs-machine expérimentés. Le programme de formation présente plusieurs aspects novateurs (Willis et al., 2003). Premièrement, le partenariat entre de multiples parties prenantes a permis une mise en commun des ressources et des idées qui se traduit par une formation efficace et de qualité. En effet, un programme ambitieux de coopération a été mis en place entre le HTC, le réseau des collèges communautaires de la Caroline du Nord, les différentes entreprises de la branche, les fournisseurs, la chambre régionale de commerce et d'industrie et le gouvernement de l'État. Deuxièmement, le HTC a été stratégiquement implanté au sein du réseau de collèges communautaires de la Caroline du Nord, de façon à assurer la proximité avec les différentes grappes de fabricants de bas. Le choix de l'implantation est une composante assez importante de cette stratégie car, pour ne pas perturber le processus de production, il vaut mieux assurer la formation en dehors de l'usine, sur l'équipement mis en place dans les laboratoires du HTC. Il est par conséquent capital de faciliter l'accès des salariés des différentes entreprises à l'un des collèges liés au HTC, qui peuvent proposer des horaires de cours souples (par exemple deux ou trois heures, deux jours par semaine pendant quatre semaines) qui tiennent compte des horaires de travail des salariés et leur permettent d'alterner formation intensive et pratique en entreprise.

internationale d'un pays. On peut donc penser que l'éducation et la formation des adultes permettront à la fois de limiter les délocalisations à l'étranger des activités productives (voir encadré 4.2) et d'attirer les investissements directs de l'étranger.

Quatrièmement, du fait de l'obsolescence du capital humain, l'éducation et la formation des adultes pourraient être nécessaires pour maintenir les perspectives d'emploi des salariés bien au-delà de l'âge scolaire. Les études qui portent sur les recrutements et les départs de travailleurs montrent que l'évolution technologique a un impact négatif très net sur les perspectives d'emploi des travailleurs âgés. Ainsi, Bartel et Sicherman (1993) constatent qu'aux États-Unis, les travailleurs des branches où le rythme moyen de l'évolution technologique est élevé tendent à partir plus tard à la retraite, mais que des chocs technologiques imprévus les obligent à partir plus tôt. On peut en déduire que, si les travailleurs se dirigent vers les branches d'activité en fonction de leur capacité à suivre le rythme de l'évolution technologique, l'introduction d'innovations induit une certaine obsolescence des qualifications. De même, Givord et Maurin (2004) constatent que

le risque de perte d'emploi des travailleurs ayant une grande ancienneté a été plus élevé en France dans les années 90 dans les branches dont l'intensité d'utilisation de l'informatique ou de l'Internet était supérieure à la médiane. Enfin, Aubert et al. (2004) concluent que l'adoption de nouvelles technologies a un impact négatif sur l'emploi des travailleurs âgés au niveau de l'entreprise.

Comme dans le cas de l'éducation initiale, l'impact de l'éducation et de la formation des adultes sur la performance globale sur le marché du travail reste à évaluer empiriquement. La première chose que l'on peut remarquer est qu'il existe une corrélation positive extrêmement robuste dans l'ensemble des pays entre la formation des salariés et les taux d'emploi et d'activité (graphique 4.2), tandis qu'on ne constate pas de corrélation significative entre la formation et les taux de chômage (voir l'annexe 4.A2 pour les définitions et les sources des données, notamment la distinction entre éducation formelle et formation professionnelle). Là aussi, il faut être très prudent dans l'interprétation de ces résultats, car ils peuvent aussi refléter une corrélation entre la formation et l'éducation d'une part (voir notamment OCDE, 2003a), et l'éducation et la performance sur le marché du travail de l'autre. Cependant, même si l'on tient compte des effets de l'éducation, de la croissance du PIB et des institutions, il semble y avoir une relation significative entre la formation des salariés et l'emploi global – relation qui paraît essentiellement due à la corrélation entre la formation des adultes et la participation au marché du travail (voir tableau 4.A1.2 dans l'annexe 4.A1)⁸. Entre 42 % et 46 % de la variance résiduelle des taux d'activité entre les pays s'expliquent statistiquement par la variance des taux de participation à la formation⁹, même s'il faut tenir compte dans l'interprétation des chiffres de l'éventuel biais d'endogénéité – dû par exemple à la corrélation des taux de participation à la formation et au marché du travail avec le taux de changement technologique.

Pour résumer, cette section fait apparaître un lien positif entre l'amélioration des compétences et qualifications des adultes et les taux agrégés d'activité et d'emploi. Cela tend à conforter l'hypothèse selon laquelle l'investissement dans l'éducation et la formation des adultes, en augmentant le revenu que ceux-ci peuvent attendre du travail, en accroît l'intérêt relatif par rapport à la production domestique et par conséquent entraîne une hausse des taux d'emploi.

2. Échapper aux trappes à inactivité : formation des adultes, participation individuelle et chômage

Les individus qui participent à une formation ont une probabilité plus forte d'avoir un emploi

Un premier coup d'œil sur les données individuelles montre un schéma conforme à l'analyse agrégée de la section précédente. Le graphique 4.3 présente des écarts de taux d'activité entre les individus qui ont bénéficié d'une formation au cours des deux années précédentes et ceux qui n'en ont pas eu (en faisant une distinction entre ceux qui ont reçu une formation dans chacune des deux années et ceux qui n'en ont reçu que pendant une année)¹⁰. Pour tous les groupes sélectionnés, les taux d'activité sont plus élevés pour les personnes qui ont reçu une formation au cours des deux années précédentes que pour leurs homologues qui n'en ont reçu aucune pendant la même période¹¹. L'éducation et la formation permanentes semblent particulièrement importantes pour les femmes et les travailleurs à la partie supérieure de la tranche d'âge de forte activité¹², le taux d'activité des personnes qui ont reçu une formation au cours des deux dernières années dépassant

Graphique 4.2. Les taux de formation et d'emploi sont liés entre eux

Participation à la formation^a et performance globale sur le marché du travail, seconde moitié des années 90

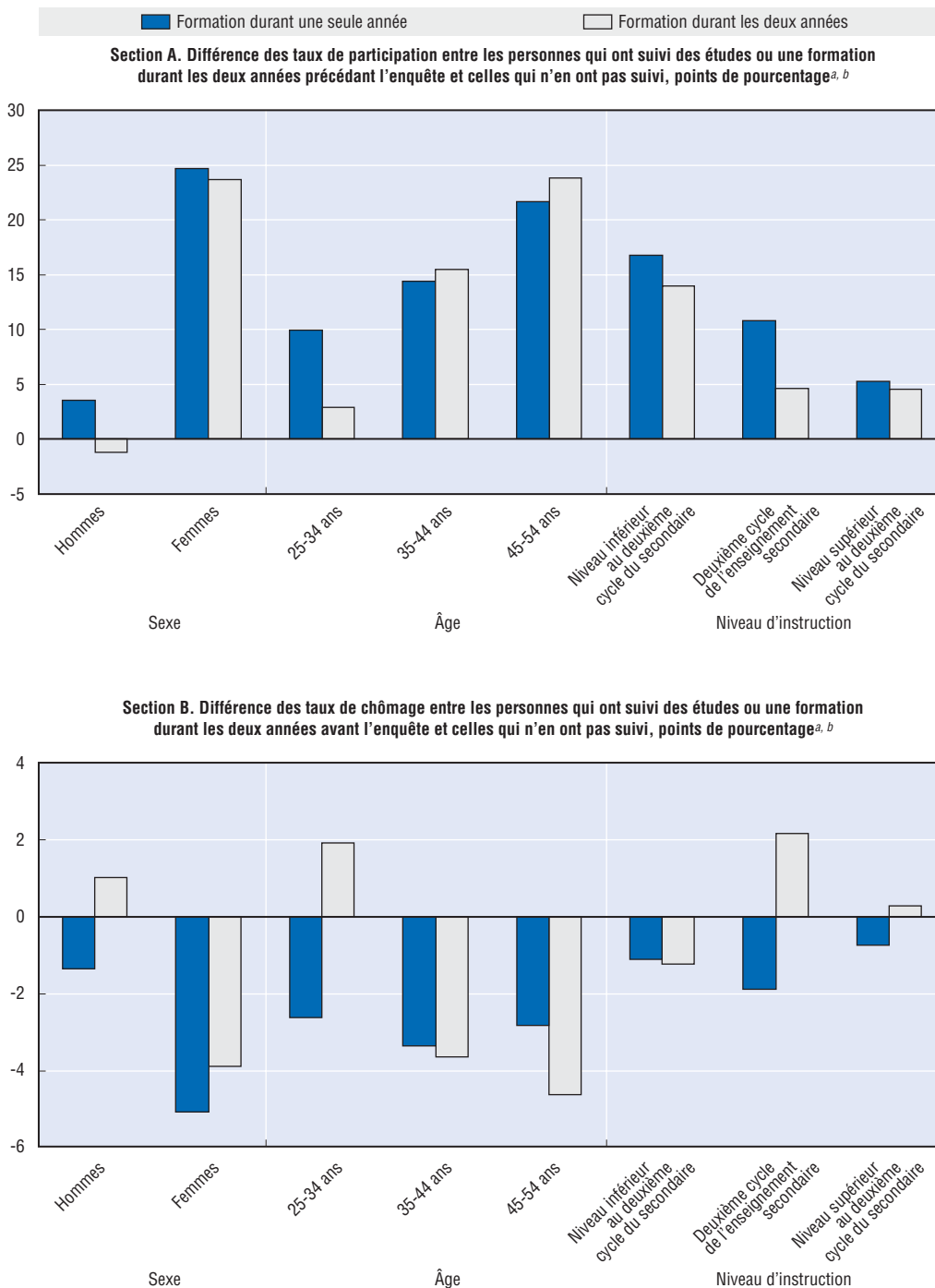


***, **, * statistiquement significatifs aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

a) Rapport des salariés recevant une formation sur une année à l'ensemble des salariés.

Source : Estimations du Secrétariat effectuées sur la base de l'Enquête internationale sur la littératie des adultes (IALS), de la Seconde enquête sur la formation professionnelle continue (CVTS2) et des données du chapitre 2 de cette publication.

Graphique 4.3. Les travailleurs ayant suivi une formation participent davantage au marché du travail et connaissent moins de chômage que leurs homologues non formés



a) Les données se rapportent aux individus âgés de 25 à 54 ans.

b) Moyenne pondérée des pays suivants : Allemagne (German Socio-Economic Panel, SOEP), Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, Finlande, France, Grèce, Irlande, Italie, Pays-Bas et Portugal.

Source : Calculs du Secrétariat sur la base du Panel communautaire des ménages, vagues 1 à 7 (1994-2000).

de plus de 20 points celui des personnes qui n'en ont pas reçu. Toutefois, il semble que les individus qui ont bénéficié d'une formation dans les deux années précédentes aient en moyenne des taux de chômage plus faibles que leurs homologues qui n'ont reçu aucune formation dans la même période.

La formation des adultes a un impact durable sur les perspectives individuelles d'emploi

Les compétences s'accumulent tout au long de la vie, la participation à une formation dans les deux années précédentes n'est pas très représentative du stock de compétences accumulées. Néanmoins, ces résultats sont confirmés par les analyses multivariées qui, en exploitant pleinement la structure longitudinale des données disponibles, permettent d'estimer la relation entre le stock total de formation antérieure et l'emploi (voir l'encadré 4.3 ainsi que OCDE, 2004, qui contient un exposé complet des modèles empiriques utilisés dans ce chapitre et des procédures utilisées aux fins de l'identification et de l'élimination du biais de sélection). Dans tous les pays à l'exception des Pays-Bas, on estime que l'éducation et la formation des adultes ont une corrélation significative avec la probabilité d'être actif (graphique 4.4). En moyenne, à une augmentation de 10 % du volume d'éducation ou de formation antérieure d'un individu correspond une augmentation de la probabilité d'être actif comprise entre 0.3 et 0.4 point de pourcentage¹³. La relation est plus forte pour les femmes et les jeunes, et dans des pays comme l'Autriche, l'Espagne et l'Italie. On constate la relation inverse entre la formation et le chômage (graphique 4.5). Bien qu'il y ait une variation relativement importante d'un pays à l'autre, une augmentation de 10 % du volume d'éducation et de formation antérieures s'accompagne d'une baisse moyenne de la probabilité d'être au chômage comprise entre 0.15 et 0.2 point de pourcentage, avec là encore un effet plus important pour les jeunes et les femmes.

En résumé, les données microéconométriques présentées ici sont assez concordantes avec les conclusions de la littérature relative aux évaluations des programmes de formation destinés aux chômeurs (où l'on trouve des résultats positifs plus souvent pour les programmes de formation qui font partie de stratégies axées d'abord sur l'emploi – c'est-à-dire des stratégies visant d'abord à trouver un emploi approprié et seulement ensuite à améliorer les compétences ; voir par exemple Martin et Grubb, 2001 ; Layard, 2003 ; et Betcherman *et al.*, 2004) et confortent dans une certaine mesure la composante « apprentissage tout au long de la vie » de la Stratégie pour l'emploi. L'incitation à participer au marché du travail (ainsi que la probabilité d'avoir un emploi) semble dépendre de la quantité d'éducation et de formation que les individus reçoivent au long de leur vie professionnelle. D'une part, cela implique que le travail semble « rémunérateur » (et les emplois faciles à trouver) pour les individus qui ont constamment bénéficié d'éducation et de formation. D'autre part, en recourant à l'éducation et à la formation continue, les travailleurs semblent réduire le risque d'obsolescence de leur capital humain.

Les travailleurs qui participent à une formation évincent-ils ceux qui ne le font pas ?

Ces résultats – basés sur la performance sur le marché du travail des travailleurs qui ont participé à une formation par rapport à ceux qui ne l'ont pas fait – peuvent-ils être étendus à l'ensemble de l'économie ? Ce n'est pas aussi simple. Les estimations microéconométriques présentées ici ne prennent pas en compte le risque d'effets d'éviction – c'est-à-dire la mesure dans laquelle la formation d'un individu réduit les perspectives d'emploi des individus non formés. Le fait que, comme le montre la section 1, l'on ne

Encadré 4.3. **Comment estimer l'impact de la formation sur la performance individuelle sur le marché du travail ?**

Les associations simples illustrées par le graphique 4.3 ne permettent pas d'établir de lien causal entre la formation et de meilleures perspectives d'emploi. Les compétences s'accumulent tout au long de la vie et la participation à une formation au cours des deux années précédentes n'est pas très représentative du stock de compétences accumulées. De plus, le biais de sélection peut modifier les résultats : les individus dotés de caractéristiques plus productives ont des chances de recevoir plus de formation (parce que le rendement attendu de la formation est plus important), en même temps qu'ils ont plus de chances d'être occupés même en l'absence de formation. Une analyse multivariée exploitant la structure longitudinale des données est nécessaire pour résoudre ce problème.

Dans un premier temps, on peut effectuer une analyse longitudinale multivariée de l'impact de la formation sur l'employabilité individuelle en contrôlant pour les effets fixes et autres caractéristiques observables individuelles. Les effets fixes individuels permettent de tenir compte de toutes les caractéristiques non observables invariantes dans le temps, y compris la formation reçue avant la fenêtre de temps considérée. Si l'on fait abstraction de l'obsolescence du capital humain – qui a toutefois peu de chances de créer des problèmes majeurs de mesure étant donné que les séries chronologiques sont relativement courtes – cette approche permet d'estimer l'effet du stock de formation antérieure sur les perspectives d'emploi, tout en éliminant simultanément le biais de sélection dû aux facteurs invariants dans le temps.

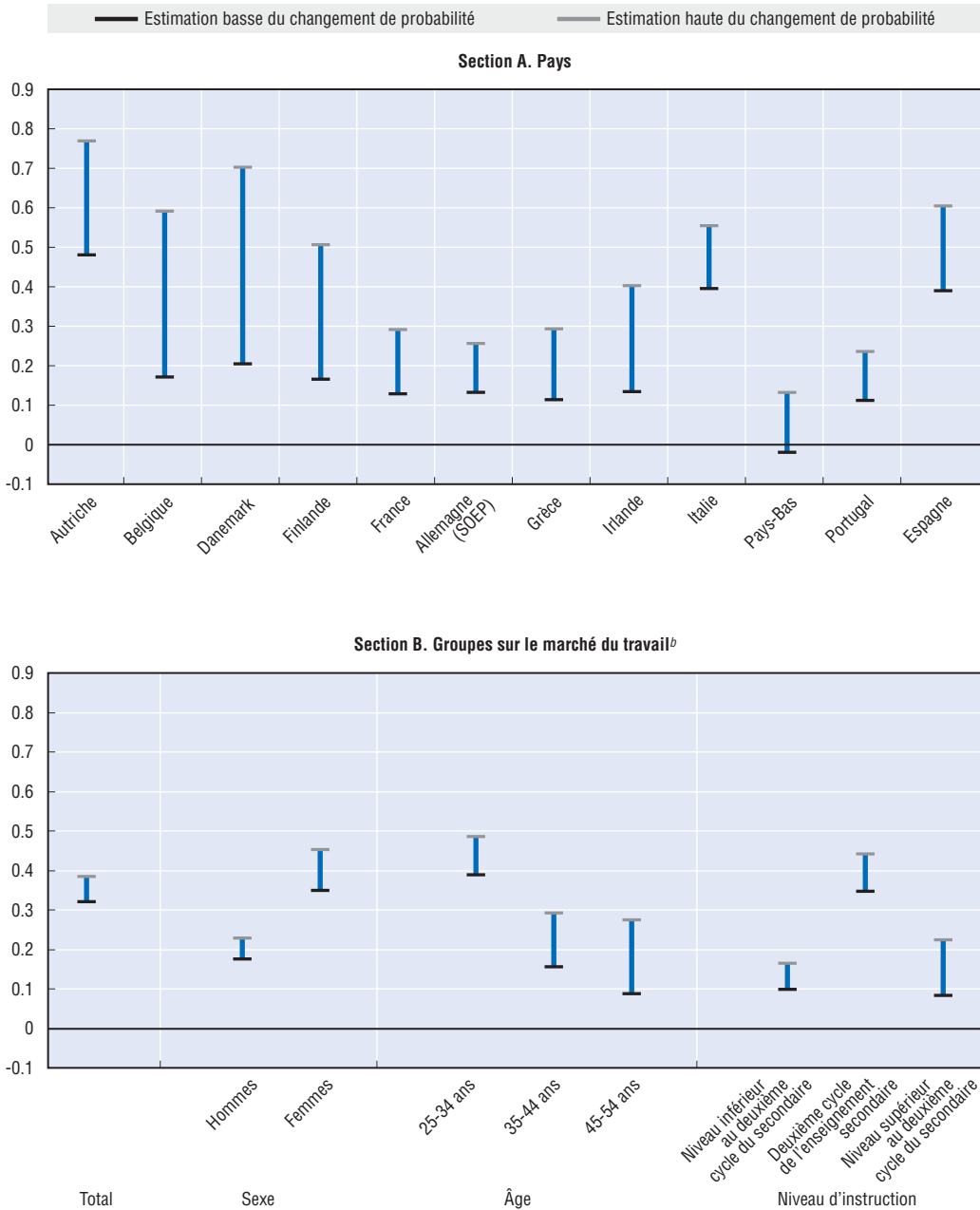
Contrôler pour les effets fixes ne suffit pas à corriger des sources de biais de sélection variant dans le temps et à établir un lien de causalité. Par exemple, si un certain nombre de personnes ne sont pas occupées, c'est en raison de périodes d'études prolongées. Il se peut que ces personnes restent en dehors de la population active pendant un certain nombre d'années pour y entrer (ou y rentrer) ultérieurement, en dehors de la fenêtre de temps considérée. De même, dans le cas des personnes occupées, la participation à une formation peut correspondre à des événements spécifiques de l'appariement entreprise-travailleur, notamment à un rythme plus rapide d'adoption des nouvelles technologies dans les entreprises les plus dynamiques, qui sont corrélés à la fois avec la probabilité de formation et avec la probabilité de conservation de l'emploi (et par conséquent de rester occupé) sans que cela implique un lien de causalité.

Lorsque l'on mesure l'employabilité au moyen du salaire individuel ou de la sécurité de l'emploi (voir les sections 3 et 4), il est toutefois possible de franchir un pas de plus et de séparer la formation antérieure en deux composantes : formation reçue pendant la période de travail chez l'employeur du moment, d'un côté, et formation reçue pendant une période de travail chez des employeurs précédents, de l'autre. Si l'identification de l'impact de la première catégorie est problématique (notamment parce qu'il peut capturer des effets spécifiques de l'appariement entreprise-travailleur qui ont une corrélation avec la formation), on peut démontrer que l'impact de la formation reçue auprès d'employeurs précédents n'est pas fondamentalement affecté par le biais de sélection (voir OCDE, 2004, pour une analyse plus complète).

trouve pas de relation entre la formation et une baisse du chômage global – alors qu'il y a une relation avec une probabilité individuelle plus faible de chômage – laisse supposer qu'il y a peut-être un certain degré de substitution, qui annule en partie les gains d'emploi agrégé obtenus par le relèvement des compétences.

Graphique 4.4. La formation accroît la probabilité d'être actif

Changement estimé de la probabilité de participer au marché du travail suite à une formation, points de pourcentage^a



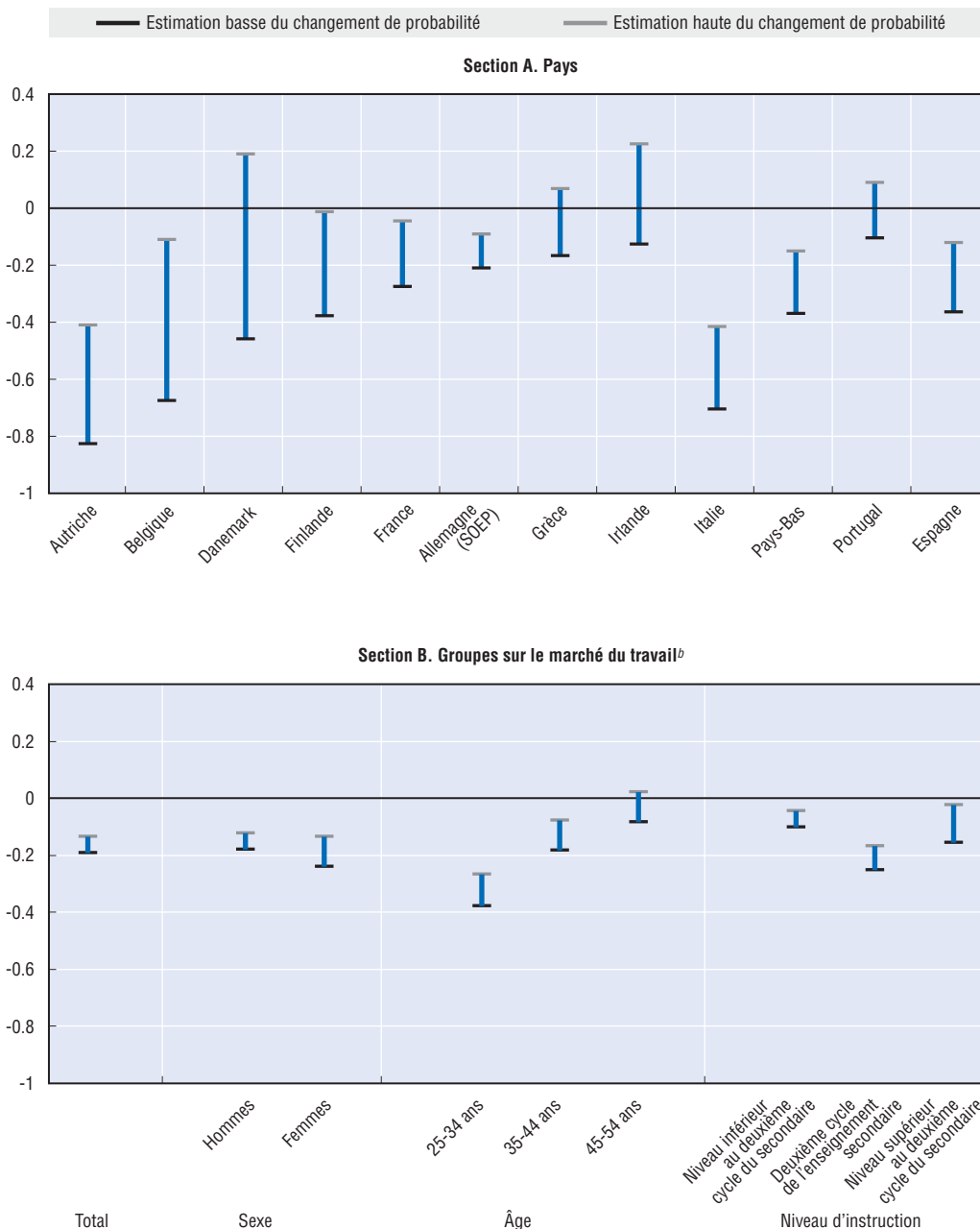
SOEP : German Socio-Economic Panel.

- a) Intervalle de confiance à 10 % de l'impact d'un accroissement de 10 % du nombre d'années durant lesquelles un individu moyen suit une formation ou des études. Les estimations sont obtenues en maximisant la vraisemblance conditionnelle d'un modèle logit à effets fixes. En plus des effets fixes individuels, la spécification inclut des variables indicatrices par pays/année, l'âge et l'âge au carré, l'état de santé, le type de famille, la situation matrimoniale, la cohabitation hors mariage et la présence d'enfants. Les variables liées à la famille sont croisées avec le sexe. Les données se rapportent aux individus âgés de 25 à 54 ans.
- b) L'échantillon inclut les pays indiqués dans la section A.

Source : Calculs du Secrétariat sur la base du Panel communautaire des ménages, vagues 1 à 7 (1994-2000).

Graphique 4.5. La formation réduit le risque de chômage

Changement de la probabilité d'être au chômage suite à une formation, points de pourcentage^a



SOEP : German Socio-Economic Panel.

- a) Intervalle de confiance à 10 % de l'impact d'un accroissement de 10 % du nombre d'années durant lesquelles un individu moyen suit une formation ou des études. Les estimations sont obtenues en maximisant la vraisemblance conditionnelle d'un modèle logit à effets fixes. En plus des effets fixes individuels, la spécification inclut des variables indicatrices par pays/année, l'âge et l'âge au carré, l'état de santé, le type de famille, la situation matrimoniale, la cohabitation hors mariage et la présence d'enfants. Les variables liées à la famille sont croisées avec le sexe. Les données se rapportent aux individus âgés de 25 à 54 ans.
- b) L'échantillon inclut les pays indiqués dans la section A.

Source : Calculs du Secrétariat sur la base du Panel communautaire des ménages, vagues 1 à 7 (1994-2000).

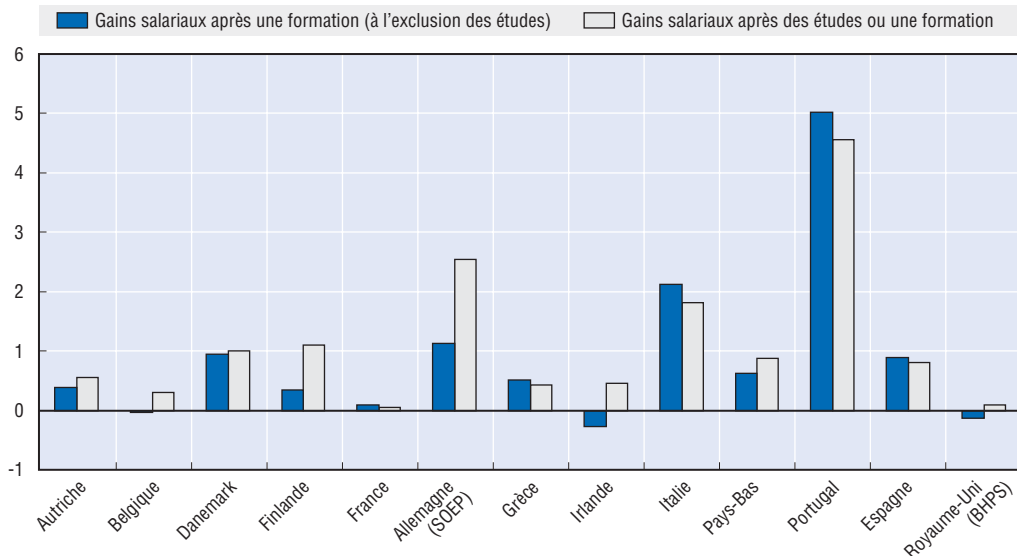
En l'absence d'instruments valables pour le taux de formation agrégé, il est difficile de mesurer la pertinence des effets d'éviction au niveau de l'ensemble de l'économie. Néanmoins, on peut construire des tests simples pour vérifier si les travailleurs formés ont plus ou moins de chances d'évincer des travailleurs appartenant au même groupe que ceux appartenant à d'autres groupes (les résultats de ces tests sont présentés dans les tableaux 4.A1.3 et 4.A1.4 de l'annexe 4.A1)¹⁴. Ces tests n'apportant pas la preuve que les effets d'éviction intragroupe sont importants¹⁵, on peut penser que les données empiriques montrent effectivement que les politiques d'apprentissage tout au long de la vie, si elles sont bien ciblées sur des groupes particuliers qui réussissent moins bien sur le marché du travail, peuvent être efficaces pour améliorer la performance relative de ces groupes sur le marché du travail (dans le scénario le plus défavorable, aux dépens des groupes non ciblés) et par conséquent s'inscrire dans une stratégie générale de réduction des trappes à inactivité et d'augmentation des taux d'activité chez les travailleurs d'âge moyen et âgés. Le coût de ces politiques pour les finances publiques et les risques d'effets d'aubaine qu'elles impliquent doivent toutefois être évalués avec soin et pris en compte au moment de leur élaboration (voir OCDE, 2003a).

Au total, les personnes qui ont une formation participent davantage au marché du travail que celles qui n'en ont pas, soit parce que le revenu qu'elles peuvent espérer tirer du travail (à condition qu'elles en aient un) est plus élevé lorsqu'elles ont reçu une formation, soit parce que la formation augmente la probabilité de tirer du travail un revenu stable – ce qui dans les deux cas augmente l'incitation à travailler. Il est donc utile de vérifier si la formation est associée à un salaire plus élevé et/ou à une plus grande sécurité d'emploi. C'est l'objet du reste de ce chapitre.

3. Des emplois mieux rémunérés : l'effet de la formation sur le salaire individuel

Si la formation favorise l'activité en augmentant le rendement pour l'individu, il semble logique de penser que la formation augmente le salaire individuel, particulièrement pour ceux pour lesquels le travail n'est pas toujours rémunérateur. Il existe différentes façons de calculer l'avantage salarial de la formation¹⁶. La méthode la plus simple, lorsqu'on dispose de données longitudinales, consiste à comparer les taux de croissance du salaire entre deux interviews pour les travailleurs qui reçoivent une formation entre ces deux dates, par rapport à ceux qui n'en reçoivent pas. Le graphique 4.6 illustre des valeurs moyennes simples de l'avantage salarial calculé de cette façon. Les avantages de la formation ainsi calculés vont de pratiquement zéro en France et au Royaume-Uni à un maximum de près de 5 % au Portugal. En outre ils sont plus faibles dans de nombreux pays lorsqu'on les calcule uniquement par rapport à la formation professionnelle (à l'exclusion de l'éducation), mais restent positifs dans tous les pays sauf trois (Belgique, Irlande et Royaume-Uni).

Pour les gouvernements, il est important de savoir si les nouvelles compétences acquises par la formation sont transférables d'un poste à l'autre et d'un employeur à l'autre. C'est particulièrement important dans le contexte d'une stratégie pour l'emploi qui vise à assouplir le marché du travail et à rendre la réaffectation des ressources plus rapide et efficace. Par ailleurs, les salariés des entreprises les plus performantes (par exemple les plus innovantes) reçoivent peut-être davantage de formation et voient leurs salaires augmenter plus rapidement. Pour ces raisons – ainsi que pour éliminer le biais de sélection – le tableau 4.1 décompose les avantages bruts de la formation présentés plus

Graphique 4.6. **Les salaires progressent plus rapidement après une formation**Différence dans la progression des salaires entre salariés formés et non formés, points de pourcentage^a

BHPS : British Household Panel Survey.

SOEP : German Socio-Economic Panel.

a) Différence en points de pourcentage des taux de croissance annuels moyens entre les salariés bénéficiant d'une formation entre deux interviews et ceux qui n'en bénéficient pas. Les chiffres sont ajustés pour prendre en compte le fait que l'intervalle de temps entre les deux interviews peut être différent d'une année. Les données se rapportent aux salariés âgés de 25 à 54 ans et travaillant plus de 15 heures par semaine.

Source : Calculs du Secrétariat sur la base du Panel communautaire des ménages, vagues 1 à 7 (1994-2000).

haut en prime à la formation reçue auprès de l'employeur du moment – estimés en tenant compte de l'hétérogénéité spécifique de l'appariement entreprise-travailleur (voir OCDE, 2004) – et en prime à la formation reçue auprès d'employeurs précédents, après correction également des variations des caractéristiques observables des individus et des entreprises.

Dans tous les pays pour lesquels on dispose de données, l'éducation et la formation continue reçue auprès des employeurs *précédents* ont en moyenne un impact positif sur le salaire, même s'il n'est pas très marqué en Italie et au Portugal. La participation à une éducation formelle ou à une formation une année donnée est estimée accroître le salaire d'un pourcentage pouvant aller jusqu'à 5,8 % (en Autriche). En revanche, les travailleurs qui ne changent pas d'employeur après avoir reçu une formation en tirent généralement un avantage salarial plus faible (parfois même insignifiant). Ces résultats sont aussi d'une façon générale confirmés lorsqu'on estime séparément les primes salariales à la formation et à l'éducation, encore que les estimations soient moins précises – et assez nettement plus faibles dans le cas de la formation professionnelle¹⁷. Le fait que la prime salariale à la formation reçue auprès d'employeurs précédents soit plus faible dans le cas de la formation professionnelle que dans le cas de l'éducation formelle n'est pas étonnant, car les compétences acquises par une formation formelle sont plus facilement identifiées et reconnues. L'accréditation et la validation des compétences acquises au cours d'épisodes de formation professionnelle courts et de formations non structurées sont en effet capitales pour la transférabilité de la formation (et c'est un problème crucial de politique publique) (OCDE, 2003a). Globalement, ces résultats concordent avec ceux des études antérieures qui concluent généralement que la prime salariale à la formation augmente après un changement d'emploi¹⁸.

Tableau 4.1. **Un effet durable de la formation seulement pour certains groupes**Estimations sur données de panel des primes salariales à la formation, pourcentage^a

	Formation suivie avec		Éducation formelle suivie avec		Éducation formelle ou formation suivies avec	
	Employeurs précédents	Employeur du moment	Employeurs précédents	Employeur du moment	Employeurs précédents	Employeur du moment
Partie A. Pays						
Allemagne (SOEP)	0.67	1.02	4.06***	2.11***	3.08***	1.82***
Autriche	5.81***	0.88**
Belgique	2.30*	1.84***	-1.20	-1.84	2.12*	1.57***
Danemark	1.60***	0.87***	4.39***	0.17	2.26***	0.78***
Espagne	3.83***	0.32	5.99***	0.20	5.05***	0.24
Finlande	2.78***	0.66**	2.70*	1.22*	3.47***	0.83***
Irlande	3.31*	0.21	6.15***	0.67	4.46***	0.39
Italie	1.65	2.21***
Pays-Bas	0.48	0.44	6.12***	0.23	2.78**	0.58
Portugal	2.41	2.98***
Royaume-Uni (BHPS)	5.09*	0.92
Partie B. Groupes sur le marché du travail						
Total	1.19***	1.11***	5.28***	0.91***	2.65***	1.22***
Sexe						
Hommes	1.65***	1.25***	5.51***	1.49***	3.12***	1.43***
Femmes	0.70	0.93***	4.97***	0.34	2.17***	0.97***
Âge						
25-34 ans	2.13***	1.55***	6.21***	1.41***	4.40***	1.65***
35-44 ans	0.55	0.92***	2.70**	0.78*	0.83*	1.06***
45-54 ans	0.56	0.71***	1.47	0.17	0.81	0.72***
Niveau d'instruction						
Niveau inférieur au deuxième cycle du secondaire	1.09	1.29***	2.58	0.64	1.39*	1.24***
Deuxième cycle de l'enseignement secondaire	0.11	0.93***	6.87***	0.35	2.44***	0.96***
Niveau supérieur au deuxième cycle du secondaire	1.43***	0.95***	3.03***	0.95***	1.97***	1.10***

BHPS : British Household Panel Survey.

SOEP : German Socio-Economic Panel.

***, **, * statistiquement significatifs aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

.. Pas suffisamment d'observations avec au moins un changement d'emploi après une session de formation.

a) Estimations de la prime salariale à la formation durant une année supplémentaire, obtenues à partir de l'estimation d'une équation de salaire avec des contrôles pour les effets fixes individuels, l'âge, l'âge au carré, l'ancienneté dans l'emploi, l'ancienneté dans l'emploi au carré, la taille de l'entreprise, une variable indicatrice du secteur public, la profession, une variable indicatrice pour un contrat permanent, le logarithme des heures travaillées, le logarithme des heures travaillées au carré, le nombre d'emplois précédents, la raison du changement de dernier emploi et les termes d'interaction entre les variables indicatrices par pays/années et la date de l'interview. La formation suivie auprès de l'employeur du moment a été normalisée en soustrayant les moyennes spécifiques des emplois appariés. Les primes salariales à la formation et à l'éducation formelle sont estimées au travers d'une spécification qui inclut simultanément les deux variables.

Source : Calculs du Secrétariat sur la base du Panel communautaire des ménages, vagues 1 à 7 (1994-2000).

Examiner les résultats par groupe de travailleurs est instructif à de nombreux égards. Premièrement, la prime salariale à la formation auprès de l'employeur du moment semble moins élevée pour les femmes que pour les hommes, peut-être en raison de l'hétérogénéité de la qualité des programmes de formation et/ou de la discrimination professionnelle entre les sexes (voir Bardone *et al.*, 2004). Deuxièmement, l'avantage salarial procuré par la participation à la formation, s'il existe déjà dans le poste occupé chez l'employeur du moment, est relativement homogène dans l'ensemble des groupes d'âges et de niveaux d'études (de l'ordre de 1 % pour tous les groupes). Inversement, l'impact de la formation sur le salaire ne semble transférable d'un emploi à un autre que dans le cas des travailleurs relativement jeunes et/ou à niveau élevé d'instruction, du moins si l'on considère exclusivement la formation professionnelle (à l'exclusion de l'éducation).

Faut-il en conclure que l'éducation et la formation n'ont pas d'impact *durable* sur les gains salariaux pour d'autres groupes, et en particulier ceux dont le salaire est déjà plus bas, l'insécurité de l'emploi plus grande et l'accès aux possibilités de formation plus imparfait ? Cela ne serait pas justifié. En fait, cette « rentabilité » n'est calculée que pour les travailleurs qui ont un emploi. Autrement dit, les estimations ne tiennent pas compte de l'impact de la formation sur les perspectives d'emploi et sur la limitation des pertes de revenu occasionnées par les épisodes de chômage. En effet, comme il existe une rigidité à la baisse des salaires, on peut penser que les travailleurs qui ne sont pas en mesure de garder la même productivité (par exemple en raison de l'obsolescence de leurs compétences) sont plus souvent licenciés – au lieu d'être maintenus en place avec une baisse de salaire – et par conséquent exclus de notre échantillon. On peut supposer en particulier que, dans le cas des travailleurs âgés, la formation permet aux employeurs d'assurer le *maintien* de la productivité individuelle pour un salaire individuel constant et par conséquent de *maintenir en place* le travailleur concerné. Inversement, les travailleurs qui ne reçoivent pas de formation ont plus de probabilités de basculer dans le non-emploi parce que leur productivité n'est plus à la hauteur de leur salaire. Cette question est développée dans la section qui suit.

4. Perspectives d'un emploi plus stable : effet de la formation sur la sécurité de l'emploi

L'expression « insécurité de l'emploi » est généralement utilisée dans la littérature pour désigner le risque pour le travailleur de subir une baisse importante de revenu (et/ou de bien-être) suite à la perte de son emploi ou à sa menace (voir notamment Nickell *et al.*, 2002). Par perte d'emploi, on entend les séparations *involontaires* du point de vue du travailleur. En pratique, cela signifie que la sécurité de l'emploi comporte deux aspects (voir aussi le chapitre 2) : la probabilité de conserver la relation d'emploi sans modification des conditions de travail (y compris le salaire), et le coût attendu de la perte d'emploi, que l'on peut considérer comme le produit de la probabilité de la perte d'emploi et de son coût si cette probabilité se vérifie. Ce coût (conditionnel) de la perte d'emploi tendra à être plus élevé dans les cas où la durée de l'épisode de non-emploi qui suit la perte d'emploi est plus longue (voir OCDE, 1997b, 2002).

La formation réduit-elle l'insécurité de l'emploi ? On peut penser qu'en accroissant la productivité individuelle, la formation reçue auprès de l'employeur du moment augmentera soit le salaire potentiel (sans augmenter la probabilité de séparation involontaire) soit l'écart productivité-salaire (réduisant ainsi le risque de perte d'emploi). Dans la mesure où la formation est générale et où plus les compétences du travailleur sont

élevées plus l'écart productivité-salaire est grand, on peut aussi penser que la formation va accroître la probabilité de trouver un nouvel emploi en cas de licenciement.

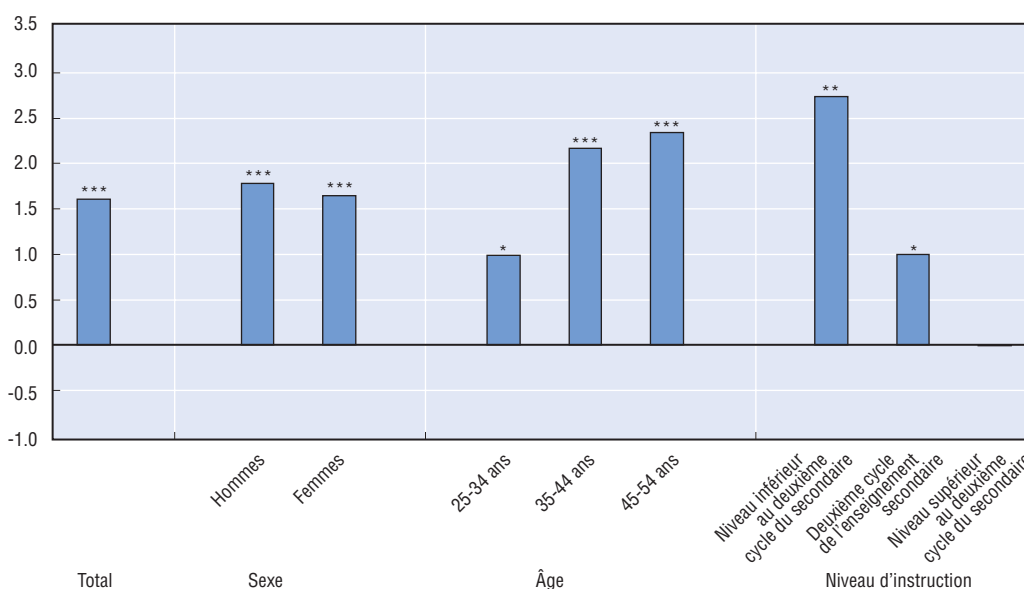
La suite de cette section s'efforce de dégager quelques indications sur la relation empirique entre la formation et la sécurité de l'emploi au niveau individuel. Il s'agit, en considérant plusieurs indicateurs différents, de distinguer les effets de la formation sur les différents aspects de la sécurité de l'emploi et d'en dresser un tableau relativement précis malgré le manque de mesures objectives globales satisfaisantes de la sécurité de l'emploi.

Les travailleurs formés se sentent plus en sécurité

Le graphique 4.7 illustre la variation sur deux ans des perceptions subjectives de la sécurité de l'emploi (mesurée sur une échelle de Likert de 1 à 6). Comme on l'a fait précédemment, pour corriger le biais de sélection, on établit une distinction dans l'analyse entre la formation auprès d'employeurs précédents et la formation auprès de l'employeur du moment. Dans ce cas, toutefois, l'effet de la formation auprès de l'employeur du moment ne peut s'identifier en contrôlant les effets spécifiques de l'appariement

Graphique 4.7. **La formation a un impact positif sur la sécurité de l'emploi**

Changement dans la perception de la sécurité de l'emploi suite à une formation, pourcentage^{a, b, c}



***, **, * statistiquement significatifs aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

a) Estimations de l'impact en pourcentage de la perception de la sécurité de l'emploi (mesurée sur une échelle de Likert de 1 à 6) d'un salarié moyen qui participe à une formation ou fait des études durant une année supplémentaire. Chaque catégorie de sécurité est supposée correspondre à un intervalle de longueur 1, à l'exception des catégories extrêmes supérieures et inférieures. Dans l'estimation du modèle, les changements sur deux ans de la perception de la sécurité de l'emploi sont pris comme variables dépendantes et les estimations sont obtenues par estimation du maximum de vraisemblance d'un modèle de régression gaussien par intervalle. Les variables de contrôle sont : les différences de l'âge sur deux ans, l'âge au carré, l'ancienneté dans l'emploi, l'ancienneté dans l'emploi au carré, le logarithme du salaire, le logarithme des heures travaillées, ainsi que les variables indicatrices de l'emploi privé/public, le nombre d'emplois précédents, le niveau différé de la perception de la sécurité de l'emploi, les séparations volontaires ou involontaires au cours de la période de référence de deux ans et les variables indicatrices par pays/année.

b) Les données se rapportent aux salariés travaillant plus de 15 heures par semaine et âgés de 25 à 54 ans.

c) L'échantillon inclut les pays suivants : Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, Finlande, France, Grèce, Italie, Pays-Bas, Portugal et Royaume-Uni (British Household Panel Survey, BHPS).

Source : Calculs du Secrétariat sur la base du Panel communautaire des ménages, vagues 1 à 7 (1994-2000).

entreprise-travailleur¹⁹. C'est pourquoi le graphique 4.7 ne rend compte que de l'impact estimé de la formation reçue auprès d'employeurs précédents²⁰.

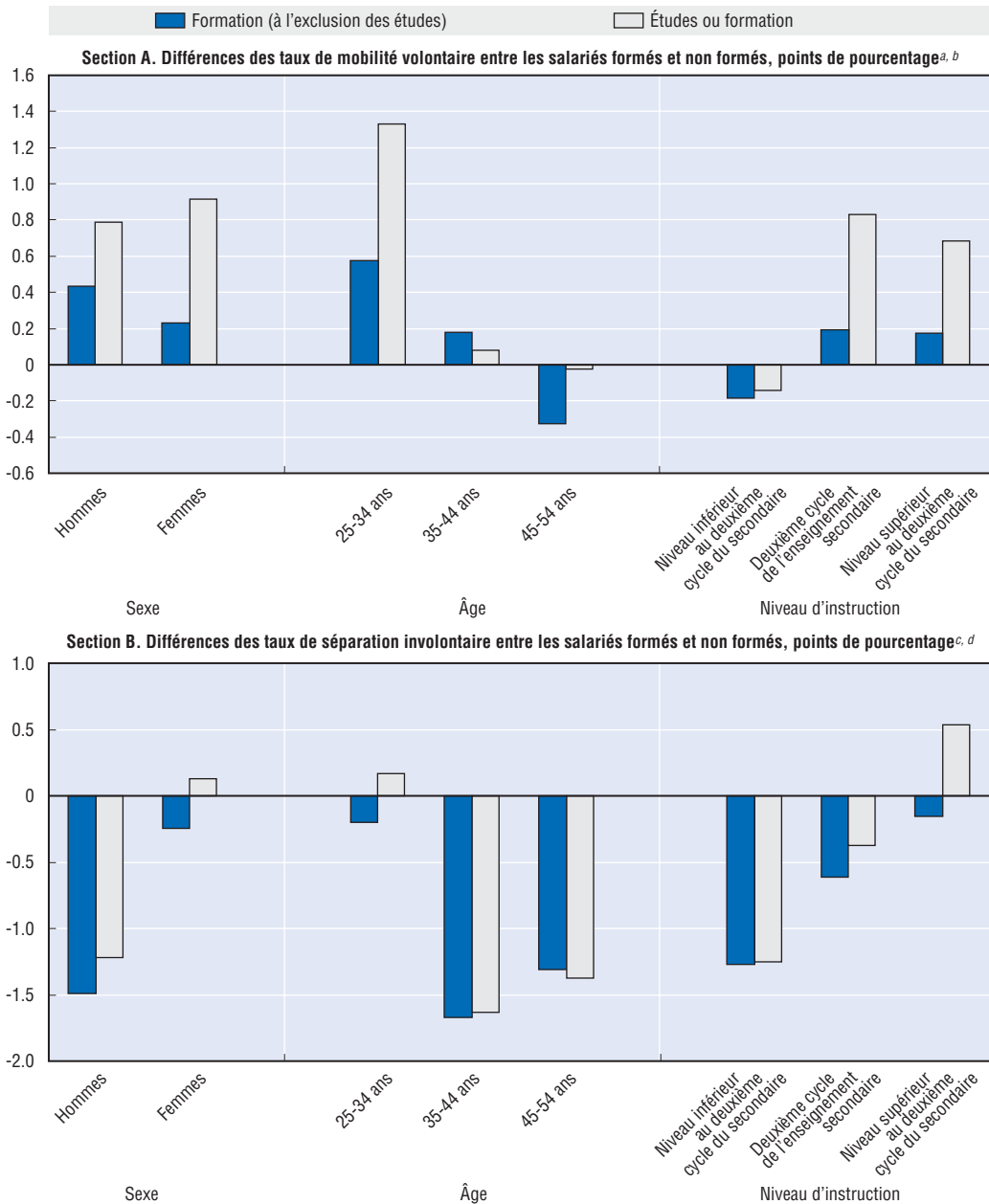
Deux faits semblent se dégager très nettement du graphique 4.7. Premièrement, l'éducation et la formation reçues auprès d'employeurs précédents ont un impact positif sur le sentiment de sécurité de l'emploi de toutes les catégories de travailleurs (à l'exception de ceux qui ont le niveau d'instruction le plus élevé). Étant donné que ces mesures sont en partie prospectives (c'est-à-dire qu'elles tiennent compte du risque perçu de perte d'emploi), les résultats tendent à conforter l'hypothèse selon laquelle le rendement de la formation peut être positif même pour les groupes de travailleurs pour lesquels il ne se traduit pas dans le salaire (pour autant qu'ils aient un emploi). Deuxièmement, fait plus marquant, c'est pour les catégories pour lesquelles les primes salariales estimées sont les plus faibles que la formation reçue auprès d'employeurs précédents a le plus d'impact sur le sentiment de sécurité de l'emploi. Pour ceux qui changent d'emploi, on estime que pour chaque année de formation antérieure, les salariés dont le niveau est inférieur au deuxième cycle du secondaire enregistrent un accroissement de leur sentiment de sécurité de l'emploi de 2.7 %, et les salariés de 35 à 54 ans de plus de 2 %. Fait intéressant, que Bassanini (2004) fait ressortir, la formation professionnelle semble exercer sur la sécurité de l'emploi un effet plus important que l'éducation formelle, contrairement à ce que l'on observe dans le cas des salaires (voir section 3).

La relation entre la formation et la mobilité est complexe...

On peut s'attendre à ce que la formation ait des effets ambigus sur la mobilité de l'emploi. D'un côté, on peut s'attendre, au lendemain d'une formation, à une baisse de la probabilité de perte de l'emploi, particulièrement lorsqu'il s'agit d'une formation financée par l'entreprise. D'un autre côté, une formation à des compétences transférables peut accroître la probabilité de départ des travailleurs parce qu'ils ont de meilleures offres d'emploi ailleurs. En fait, Parent (1999) – qui étudie les épisodes répétés d'emploi aux États-Unis dans le National Longitudinal Survey of Youth sans considérer la raison de la cessation de la relation d'emploi – ne trouve aucune corrélation entre la quantité de formation reçue pendant un épisode d'emploi et la durée de celui-ci.

Dans les pays pour lesquels les données sont disponibles, les travailleurs qui ont reçu antérieurement une éducation ou une formation tendent à partir plus souvent pour prendre des emplois meilleurs et moins souvent contre leur gré (graphique 4.8)²¹. Néanmoins, on observe des différences importantes selon les groupes de travailleurs et les types de formation. L'impact de la formation sur la mobilité volontaire est essentiellement limité aux travailleurs relativement jeunes et instruits – par exemple l'écart entre individus formés et non formés des taux de mobilité volontaire annualisés est de 1.7 point pour les travailleurs de 25 à 34 ans et de 0.7-0.8 point environ pour ceux qui ont au moins achevé leurs études secondaires. Par contre, la corrélation négative entre la formation et les départs involontaires est plus nette dans le cas des travailleurs âgés et peu instruits – la différence de taux des départs involontaires étant supérieure à 1.2 point pour les travailleurs de 35 ans et plus ou ayant un niveau inférieur au deuxième cycle de l'enseignement secondaire. De plus, les travailleurs tendent à être moins mobiles s'ils ne reçoivent qu'une formation professionnelle sans bénéficier par ailleurs d'une éducation formelle. Ce résultat n'est pas étonnant : l'éducation formelle est moins souvent financée par l'entreprise (OCDE, 2003a) et donne des compétences qui sont généralement transférables et plus facilement valorisées sur le marché du travail extérieur.

Graphique 4.8. Les travailleurs formés démissionnent plus souvent et sont moins fréquemment licenciés que les travailleurs non formés



- a) Différence en point de pourcentage des taux annualisés des changements volontaires d'emploi entre salariés formés et non formés. Les changements volontaires d'emploi sont définis comme des départs motivés par de « meilleures opportunités de travail » selon l'interviewé. Les taux de mobilité volontaire sont définis comme la part des salariés à la date t qui quittent volontairement leur employeur entre la date t et $t + 1$. Les salariés formés sont définis comme ceux qui ont reçu une formation entre la date $t - 1$ et t . Les données se rapportent aux personnes âgées de 25 à 54 ans.
- b) Moyenne pondérée des pays suivants : Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, Finlande, France, Grèce, Irlande, Italie, Pays-Bas, Portugal et Royaume-Uni (British Household Panel Survey, BHPS).
- c) Différence en point de pourcentage des taux annualisés des séparations involontaires entre salariés formés et non formés. Les taux de séparation involontaire sont définis comme la part des salariés à la date t qui ont perdu leur emploi contre leur gré à la date $t + 1$. Les salariés formés sont définis comme ceux qui ont reçu une formation entre la date $t - 1$ et t . Les données se rapportent aux personnes âgées de 25 à 54 ans.
- d) Moyenne pondérée des pays suivants : Allemagne (German Socio-Economic Panel, SOEP), Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, Finlande, France, Grèce, Irlande, Italie, Pays-Bas, Portugal et Royaume-Uni (British Household Panel Survey, BHPS).

Source : Calculs du Secrétariat sur la base du Panel communautaire des ménages, vagues 1 à 7 (1994-2000).

La probabilité de séparation involontaire est une mesure objective naturelle du risque de perte d'emploi – c'est-à-dire une des composantes de l'insécurité de l'emploi évoquée plus haut. Cependant, les chiffres présentés ici sont à manipuler avec une prudence particulière. En effet, le fait que les licenciements semblent être moins fréquents en présence de formation ne prouve pas que celle-ci réduise la probabilité d'être licencié. Assurer la formation d'un salarié peut être la *conséquence* (et non la *cause*) d'une décision de l'entreprise de ne pas le licencier, qui elle-même peut dépendre des caractéristiques individuelles (y compris les aptitudes non observées). Le cadre naturel d'approfondissement de cette analyse et du traitement de cette question serait un modèle de risque standard avec prise en compte des effets fixes individuels. Malheureusement, on ne dispose pas de bases de données internationalement comparables comportant des séries chronologiques individuelles suffisamment longues où l'on puisse observer deux épisodes d'emploi complets pour une fraction importante de l'échantillon. C'est pourquoi on ne peut pas ici développer davantage une analyse multivariée formelle des taux de séparation. On peut, néanmoins, faire un pas de plus en exploitant la distinction entre contrats permanents et temporaires, qui généralement implique un risque de perte d'emploi différent (OCDE, 2002).

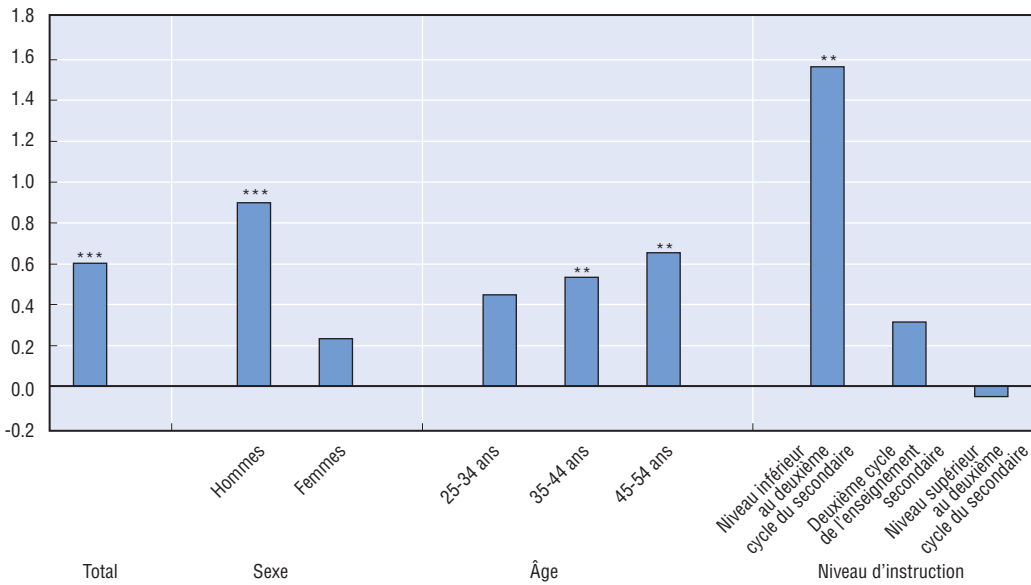
... mais les travailleurs formés ont plus de chances de trouver (et de conserver) un emploi permanent

Le graphique 4.9 illustre l'impact de la formation reçue auprès d'employeurs précédents sur la probabilité d'être titulaire d'un *contrat permanent*, en prenant le même cadre que celui adopté pour l'analyse des mesures subjectives de la sécurité de l'emploi²². Les résultats de l'estimation correspondent à ceux de l'analyse des perceptions subjectives de la sécurité de l'emploi. Premièrement, pour tous les groupes de travailleurs considérés ici, la formation reçue auprès d'employeurs précédents a un impact positif sur la probabilité de détenir un contrat permanent. En moyenne, on estime que cette probabilité augmente de 0.6 point par année de travail auprès d'un employeur précédent au cours de laquelle le salarié a reçu une formation. Deuxièmement, le plus fort impact de la formation reçue auprès d'employeurs précédents concerne les catégories pour lesquelles les primes salariales estimées à la formation sont faibles, bien que les différences entre groupes soient moins marquées dans ce cas que dans celui du sentiment subjectif de sécurité de l'emploi. Par exemple, à condition qu'ils changent d'emploi, pour chaque année où ils ont reçu une formation antérieure, les salariés de 45 à 54 ans accroissent de près de 0.7 point leur probabilité de détenir un contrat permanent.

Comme on en a fait l'hypothèse à la section 3, le fait que la formation semble avoir un plus fort impact sur le risque de perte d'emploi que sur le salaire (dans la mesure où on a un emploi) dans le cas des travailleurs à la partie supérieure de la tranche d'âge de forte activité peut s'expliquer facilement par l'effet de l'obsolescence des compétences sur le profil par âge de l'écart productivité-salaire : en présence d'une rigidité salariale à la baisse, l'obsolescence des compétences réduit le coin entre productivité et salaire, accroissant ainsi le risque de perte d'emploi sans modifier le niveau de salaire si l'on conserve l'emploi. Dans ce cas, la formation est nécessaire pour maintenir les compétences des travailleurs au niveau voulu pour que leur productivité corresponde à leur salaire. Si l'échelle des salaires se réduit, un argument du même type peut être généralisé à tous les travailleurs à faible productivité (y compris, potentiellement, à ceux qui n'ont que peu ou pas de qualifications). Ainsi, si le salaire minimum est relativement élevé, le principal avantage d'une formation, pour les travailleurs dont la productivité ne serait pas sans cela à la

Graphique 4.9. La formation accroît les chances pour les travailleurs d'obtenir un contrat permanent

Changement de la probabilité d'obtenir un contrat permanent suite à une formation, points de pourcentage^{a, b}



***, **, * statistiquement significatifs aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

a) Estimations de l'impact en point de pourcentage de la probabilité d'obtenir un contrat permanent pour un salarié moyen qui suit une formation ou des études durant une année supplémentaire. Les estimations sont obtenues en effectuant un modèle probit ordonné généralisé des changements sur deux ans du statut du contrat. L'estimation par maximum de vraisemblance de ce modèle prend en compte le fait que les catégories censurées à gauche ou à droite dépendent du statut contractuel du salarié au début de la période. Les variables de contrôle sont : la différence de l'âge sur deux ans, l'âge au carré, l'ancienneté dans l'emploi, l'ancienneté dans l'emploi au carré, le logarithme du salaire, le logarithme des heures travaillées, l'emploi public/privé et le nombre d'emplois précédents, ainsi que des variables indicatrices décalées du type de contrat, les séparations volontaires ou involontaires durant les deux ans de la période de référence et des variables indicatrices par pays/année.

b) L'échantillon inclut les pays suivants : Allemagne (German Socio-Economic Panel, SOEP), Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, Finlande, France, Grèce, Italie, Pays-Bas, Portugal et Royaume-Uni (British Household Panel Survey, BHPS).

Source : Calculs du Secrétariat sur la base du Panel communautaire des ménages, vagues 1 à 7 (1994-2000).

hauteur du salaire minimum, quelles que soient les circonstances, est de leur donner une meilleure chance de rester dans l'emploi (Agell et Lommerud, 1997).

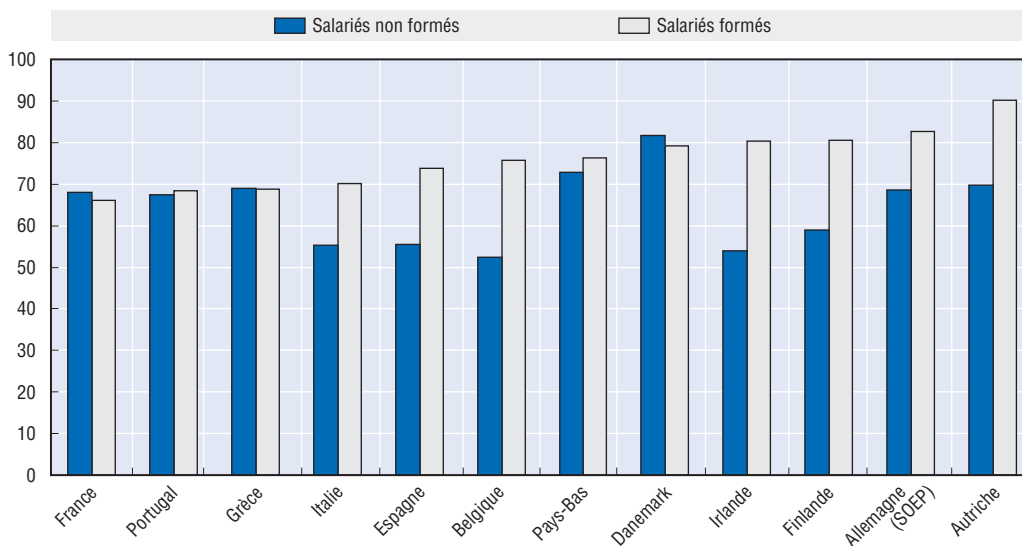
La formation avant perte d'emploi tend à réduire la durée du chômage

Comme on l'a vu plus haut, pour évaluer l'impact de la formation sur l'insécurité de l'emploi, il faut en évaluer l'effet à la fois sur le risque de perte d'emploi et sur la mesure dans laquelle cette perte d'emploi crée une insécurité sur le plan des gains et du niveau de vie des travailleurs et de leur famille. En effet, il semble y avoir un certain point d'équilibre entre la fréquence des pertes d'emploi et les coûts qui en résultent ; par exemple, les marchés où la protection de l'emploi est plus faible se caractérisent par des taux relativement élevés de départs involontaires, mais aussi par un retour à l'emploi relativement rapide (voir chapitre 2).

Dans la mesure où la formation donne des compétences transférables, on peut penser qu'elle accroît les probabilités de réemploi en cas de licenciement, et par conséquent qu'elle réduit le coût de la perte d'emploi en diminuant la durée de l'épisode de chômage éventuel. Le graphique 4.10 montre que les travailleurs qui ont bénéficié d'une formation

Graphique 4.10. Dans quelques pays, les travailleurs formés connaissent des épisodes de chômage relativement courts après un licenciement

Pourcentage^a de personnes réemployées deux ans après un licenciement



SOEP : German Socio-Economic Panel.

a) Les données se rapportent à la situation au regard de l'emploi à la date t des personnes âgées de 25 à 54 ans, qui étaient employées en $t-3$ et qui connaissent une séparation involontaire entre $t-3$ et $t-2$. Les individus formés sont ceux qui ont suivi des études ou une formation entre $t-4$ et $t-3$. Les pays sont classés par ordre croissant du taux de réemploi des personnes formées.

Source : Calculs du Secrétariat sur la base du Panel communautaire des ménages, vagues 1 à 7 (1994-2000).

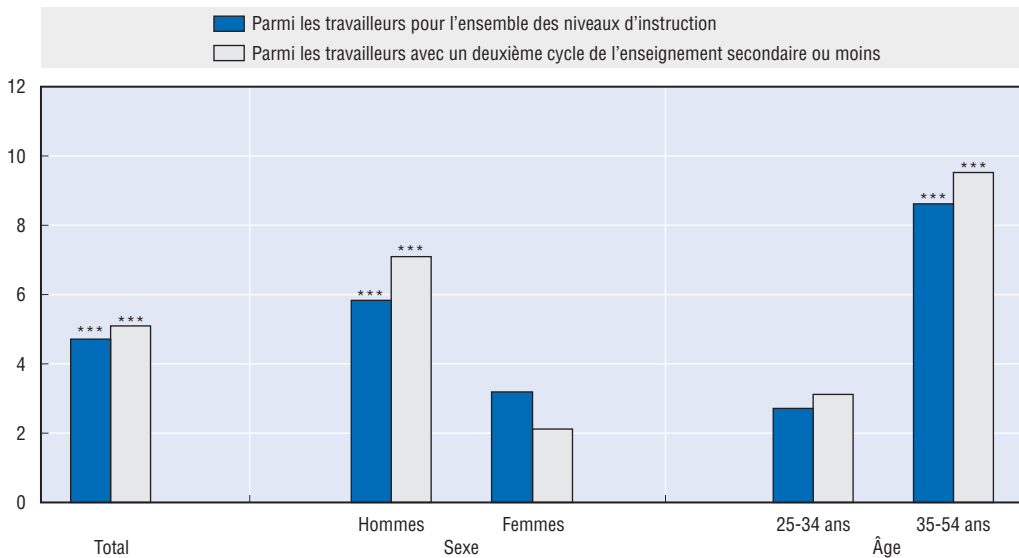
ou d'une éducation au cours de l'année qui a précédé leur perte d'emploi sont plus souvent réemployés deux ans plus tard que leurs homologues non formés. La variation d'un pays à l'autre est toutefois très nette : dans des pays comme l'Autriche, la Belgique, la Finlande ou l'Irlande, la proportion de travailleurs formés qui sont réemployés deux ans après leur perte d'emploi est supérieure de 20 points à celle des travailleurs non formés, tandis qu'au Danemark, en France, en Grèce, aux Pays-Bas et au Portugal, la différence entre les deux groupes est négligeable.

Là encore, on ne peut tirer aucune conclusion générale de ce graphique. Les individus qui reçoivent une formation peuvent présenter des caractéristiques plus productives et la corrélation positive apparente entre la formation et les probabilités de réemploi ne résulte pas forcément d'un lien causal. Malheureusement, faute de bases de données internationalement comparables où l'on observe de nombreux épisodes de chômage pour une fraction importante de l'échantillon, ce problème ne peut être étudié dans un cadre avec effets fixes (voir OCDE, 2004). L'analyse est donc faite en deux temps. Premièrement, le graphique 4.11 rend compte des estimations de l'effet de la formation et de l'éducation reçues avant la perte d'emploi, sur la base d'une spécification économétrique simple où l'on a pris en compte les caractéristiques de l'emploi perdu et les changements des caractéristiques de l'individu et du ménage. Deuxièmement, ce modèle simple est réestimé par des méthodes d'appariement pour contrôler la robustesse des résultats à la sélection des observables (résultats de l'analyse de sensibilité présentée au tableau 4.A1.5 de l'annexe 4.A1)²³.

Pour les personnes de 35 à 54 ans, chacune des années dans le précédent emploi (perdu) où elles ont reçu une formation est estimée accroître leur probabilité d'être

Graphique 4.11. La formation accroît la probabilité de réemploi après une perte d'emploi

Changements de la probabilité de réemploi suite à une formation, points de pourcentage^{a, b}



***, **, * statistiquement significatifs aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

a) Estimations probit de l'augmentation en points de pourcentage de la probabilité de réemploi deux ans après une séparation involontaire pour un salarié moyen due au fait qu'il ait suivi des études ou une formation durant une année alors qu'il travaillait pour l'employeur dont il s'est séparé. Les variables de contrôle sont les changements sur deux ans de l'état de santé, le type de famille, la situation matrimoniale, la présence d'enfants, l'âge, l'âge au carré, la cohabitation hors mariage, ainsi que des variables caractérisant l'emploi occupé avant la séparation : l'ancienneté dans l'emploi, l'ancienneté dans l'emploi au carré, la taille de l'entreprise, les variables indicatrices de la profession, le statut à temps partiel, l'expérience du chômage avant l'emploi, le logarithme du salaire. Les variables liées à la famille sont croisées avec le sexe. En raison de la petite taille de l'échantillon, les groupes de variables conjointement non significatifs sont écartés de la spécification finale afin d'avoir un modèle parcimonieux.

b) L'échantillon inclut les pays suivants : Allemagne (German Socio-Economic Panel, SOEP), Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, Finlande, Italie, Irlande, Pays-Bas et Portugal.

Source : Calculs du Secrétariat sur la base du Panel communautaire des ménages, vagues 1 à 7 (1994-2000).

réemployées deux ans après la perte d'emploi d'environ 8 points de pourcentage, en moyenne. Cet effet est légèrement supérieur (9 points) si ce sont des personnes dont les qualifications sont inférieures ou égales au deuxième cycle du secondaire et reste vrai si l'on ne prend en compte que la formation professionnelle (à l'exclusion de l'éducation). Ce résultat paraît aussi robuste à toutes les vérifications effectuées dans l'analyse de sensibilité. À l'inverse, les résultats sont moins nets pour les autres groupes, et l'on peut penser que certains schémas qui découlent de l'estimation du modèle de base (comme l'écart apparent entre les sexes) peuvent résulter d'effets de structure par âge.

Globalement, cette section a montré que les travailleurs qui ne semblent pas tirer avantage de la formation sous forme d'une hausse de salaire, peuvent en tirer avantage en termes de perspectives d'emploi plus stables, avec un risque plus faible de perte d'emploi et des chances plus grandes d'être réemployés rapidement et dans un poste moins précaire. C'est le cas particulièrement pour les catégories (telles que les travailleurs âgés faiblement instruits) pour lesquels l'écart productivité-salaire risque d'être de plus en plus comprimé, à mesure qu'ils vieillissent, du fait des politiques du personnel pratiquées par les entreprises et/ou des dispositifs institutionnels (par exemple le salaire minimum).

Compte tenu du manque à gagner dû aux épisodes d'inactivité, les gains en terme de revenu à la suite d'une formation semblent importants pour ces groupes.

Conclusions

Comme le dit le Prix Nobel 2000 d'Économie, James Heckman : « Lorsqu'on veut évaluer une stratégie d'investissement dans le capital humain, il est capital de considérer les interventions publiques (programmes de formation, politique scolaire, réforme de l'école et interventions précoces) dans leur globalité, et non pas séparément. [...] Nous ne pouvons pas nous permettre d'attendre pour investir dans le capital humain que les enfants soient devenus des adultes, ni même qu'ils atteignent l'âge scolaire – car alors il peut être trop tard pour intervenir. L'apprentissage est un processus dynamique et c'est lorsqu'il commence jeune et se poursuit jusqu'à l'âge adulte qu'il est le plus efficace » (Heckman, 2000, p. 50). Cette observation doit être l'une des clés de l'action publique. Néanmoins, comme le note Blundell (2000), elle n'implique pas que des interventions plus tardives soient inutiles. De fait, *l'Étude de l'OCDE sur l'emploi* énumère plusieurs raisons pour lesquelles « la stratégie dominante de mise en valeur des ressources humaines fondée sur l'offre systématique d'une formation et d'un enseignement formel dispensés avant d'entrer sur le marché du travail s'avère de plus en plus insuffisante » (OCDE, 1994b, p. 170). C'est pourquoi il est souhaitable de compléter les interventions précoces par des mesures de formation des adultes.

Ce chapitre a montré que la formation avait bien un impact positif sur la performance des individus sur le marché du travail. Il montre aussi que les personnes qui ont déjà des compétences suffisantes, un salaire élevé et des bonnes perspectives d'emploi ne sont pas les seules à pouvoir tirer avantage de la formation. En particulier, dans le cas des travailleurs plus mûrs et moins instruits, la formation joue un rôle important de renforcement de la sécurité de l'emploi. Au total, cela permet de penser que des mesures en faveur de l'apprentissage tout au long de la vie, si elles sont bien conçues, peuvent compléter les mécanismes de valorisation du travail et les programmes actifs du marché du travail qui donnent des résultats, afin de « réduire autant que possible le nombre d'individus qui n'obtiennent pas – ou qui perdent – les qualifications nécessaires pour disposer de revenus du travail supérieurs au seuil de pauvreté » (OCDE, 1999a, p. 12).

Trois des recommandations de la Stratégie de l'OCDE pour l'emploi visaient à « améliorer les incitations propres à encourager les entreprises et les travailleurs à investir dans la formation continue » (OCDE, 1994a, p. 48) :

- a) Permettre aux travailleurs d'alterner, tout au long de leur vie active, des périodes d'activité et des périodes prolongées de formation hors poste (en réduisant, par exemple, le temps de travail au profit du temps consacré à la formation).
- b) Instituer un système conjuguant prélèvements et aides au titre de la formation pour inciter les entreprises à faire un plus gros effort de formation, ou un système de « crédits-formation » en faveur des travailleurs adultes, pour leur permettre d'acquérir de nouvelles compétences dans des établissements de formation agréés ou dans des entreprises ; veiller tout spécialement à concevoir et à appliquer des mécanismes qui minimisent les effets d'inertie et de déplacement.
- c) Rendre la valeur des compétences plus transparente par rapport à celle des autres facteurs de production (par exemple en encourageant une réforme des méthodes comptables et de notification ainsi que des dispositifs institutionnels connexes), de

façon que les travailleurs et les entreprises puissent considérer les compétences des travailleurs comme un actif durable.

Compte tenu des conclusions du présent chapitre et du chapitre 5 des *Perspectives de l'emploi 2003*, ces recommandations appellent plusieurs remarques. Premièrement, les systèmes de cofinancement – par le biais desquels les employeurs, les salariés et les gouvernements financent conjointement la formation – doivent viser à réduire les coûts marginaux (directs et d'opportunité), afin de réduire au minimum les effets d'aubaine. Ce qui compte pour la décision de l'individu ou de l'entreprise d'investir dans la formation, c'est la différence entre les avantages marginaux attendus et les coûts marginaux de la formation. Pour les entreprises qui de toute façon auraient dépensé le minimum légal, les systèmes de prélèvements/aides fondés sur le principe « former ou payer » ne les incitent pas à investir davantage dans la formation. Au contraire, en couvrant la totalité des coûts jusqu'à un plafond prédéterminé, ces systèmes surpaient le supplément d'investissement dans la formation qu'ils induisent de la part d'entreprises qui en l'absence d'un tel système auraient dépensé moins que le minimum légal²⁴. Qui plus est, les individus ou les organismes seront plus susceptibles de surveiller efficacement la qualité de la prestation lorsque la subvention constitue une contribution *partielle* et qu'ils ont eux-mêmes mis en jeu des ressources qui leur sont propres.

Deuxièmement, d'une façon générale, il semble préférable de privilégier les dispositifs de financement qui ont un fort potentiel d'effet de levier, car ils sont plus susceptibles de réduire les effets d'aubaine et les coûts pour les finances publiques. Il peut s'agir de dispositifs réglementaires et institutionnels qui permettent de mobiliser des ressources privées substantielles de la part des employeurs et des salariés, avec un cofinancement public limité (par exemple, clauses de remboursement, contrats d'apprentissage, comptes d'épargne-temps, comptes d'épargne-formation, etc. ; voir OCDE, 2003a), ainsi que des mesures favorisant la constitution de consortiums qui réunissent les moyens de formation de différentes entreprises. Un exemple typique en est la cogestion en Allemagne du système d'apprentissage par les associations d'entreprises (voir notamment Soskice, 1994). Néanmoins, divers types de consortiums de formation se développent aussi dans de nombreux autres pays, avec ou sans apport financier public (voir l'encadré 4.4 pour la Corée et l'encadré 4.2 plus haut pour un exemple concernant les États-Unis).

Troisièmement, l'intervention publique peut aussi accroître les *avantages* de la formation pour les individus. En favorisant la *transférabilité* des compétences et la *transparence* de la validation des acquis, elle permet aux travailleurs formés de mieux se valoriser et d'obtenir des emplois mieux rémunérés. De nombreux pays ont mis en place des systèmes normalisés de validation des compétences, qui permettent de reconnaître les qualifications acquises en dehors des institutions de formation professionnelle ou d'enseignement. Cependant, il reste beaucoup à faire pour assurer le bon fonctionnement de ces mécanismes (Bjørnåvold, 2002 ; OCDE, 2003b). Mais dans le contexte des réformes du marché du travail, avancer plus vite dans cette voie est essentiel. En fait, toute la série des recommandations de la Stratégie de l'OCDE pour l'emploi « visent à rendre les économies et les sociétés mieux à même de faire face au changement et d'en tirer parti : i) en renforçant leur capacité d'ajustement et d'adaptation ; et ii) en développant leur capacité d'innovation et leur créativité » (OCDE, 1994a, p. 45). Dans la pratique, cela implique de faciliter et d'accélérer la réaffectation des ressources au sein de l'économie, ce qui exige que les travailleurs soient en mesure de passer de manière efficiente d'un emploi à l'autre à de nombreuses reprises au cours de leur vie active.

Encadré 4.4. **Mise en commun de ressources : les consortiums de formation en Corée**

Afin de s'attaquer aux pénuries de qualifications et de faciliter la mise en place de formations, en Corée les services de formation des grandes entreprises (y compris les multinationales) ont réuni leurs moyens pour créer des centres communs de formation à l'intention de leurs partenaires (fournisseurs, distributeurs et sous-traitants), dont la plupart sont des entreprises petites ou moyennes. L'avantage de cette collaboration est qu'elle permet d'accroître l'efficacité et la qualité des formations en réunissant les ressources et le savoir-faire des services de formation existants, d'en élargir la clientèle aux salariés de toutes les entreprises partenaires, et de rationaliser les programmes d'études tout en permettant d'assurer des formations souples et adaptées à la demande. L'État apporte son concours en subventionnant le consortium lui-même de même que les entreprises partenaires et leurs salariés, comme le prévoit la loi de 2001 pour la formation professionnelle des travailleurs.

Deux consortiums de formation récemment créés par Samsung Heavy Industries (SHI) et Volvo sont de bons exemples de ce type d'initiative. Face à de graves pénuries de main-d'œuvre qualifiée et à une insuffisance de la qualité de produits intermédiaires fournis par les entreprises partenaires, SHI a créé un centre de formation commun avec les entreprises partenaires. Le projet pilote a démarré en 2001 avec des programmes et des matériels de formation correspondant aux besoins en qualifications des entreprises partenaires. L'évaluation préliminaire de ce projet pilote indique une nette amélioration sur le plan à la fois de l'accès à la formation et de son taux d'achèvement : en 2002, 92 % des entreprises partenaires y ont participé, avec un taux d'achèvement de 98 % des stagiaires (KRIVET, 2004). Quant au consortium de formation de Volvo, c'est un exemple de stratégie initiée par une multinationale pour mettre en commun les ressources de formation afin d'améliorer le niveau des qualifications chez les fournisseurs et les sous-traitants. Il a profité non seulement à Volvo – en relevant la qualité des produits reçus de ses fournisseurs – mais aussi aux entreprises partenaires – en augmentant l'efficacité et la qualité de leurs processus de production. Au vu de ces initiatives réussies de consortiums d'entreprises, le gouvernement coréen examine actuellement la possibilité d'aider à la création de consortiums de formation au niveau des branches et au niveau des régions.

Quatrièmement, si cela permet d'accroître la part des avantages que les travailleurs peuvent tirer de la formation, le fait d'améliorer la transférabilité des compétences – et de favoriser une redistribution efficace de la main-d'œuvre et une certaine souplesse salariale au travers de réformes du marché du travail – va réduire la part de ces avantages que peuvent s'approprier les employeurs. Toutefois, face aux imperfections des marchés des capitaux ou de la formation, les salariés risquent de ne pas être en mesure de supporter et/ou d'accepter un accroissement de leur part du financement de la formation²⁵. Les contraintes du crédit pourraient par exemple faire obstacle à la formation des travailleurs à faible niveau d'instruction (à bas revenu), ou bien ces travailleurs pourraient avoir des difficultés à négocier avec leurs employeurs le contenu et la qualité des programmes de formation. Dans ce cas, si l'on veut inciter davantage les entreprises à investir dans la formation, des déductions fiscales accordées aux entreprises – éventuellement financées par un prélèvement spécifique et de toute façon couvrant moins que les coûts totaux de la formation²⁶ – pourraient être nécessaires.

Notes

1. On notera quatre exceptions : Bassanini et Brunello (2003), Kuckulenz et Zwick (2003), Leuven et Oosterbeek (2004) et Arulampalam et al. (2004).
2. Ces études tendent à souffrir d'un biais de sélection. Voir notamment Bishop (1997) et Ok et Tergeist (2003).
3. Ce dernier phénomène peut se produire dans deux cas. Premièrement, s'il y a compression des salaires par rapport à la productivité, un choc négatif fera souvent baisser la productivité individuelle (nominale) en dessous du salaire dans le cas des travailleurs peu productifs (peu instruits). Deuxièmement, si les entreprises investissent davantage dans un capital professionnel spécifique pour les salariés à haut niveau d'instruction – ou si les emplois vacants habituellement détenus par les personnes à haut niveau d'instruction sont plus coûteux à remplir – les entreprises conserveront les travailleurs à haut niveau d'instruction même si l'écart productivité-salaire devient temporairement négatif, car si elles les licenciaient, le capital propre au poste considéré serait perdu (Oi, 1962 ; et Hamermesh, 1993, sont des références classiques sur cette question).
4. À titre d'exemple, Gautier et al. (2002), utilisant pour les Pays-Bas un ensemble de données qui leur permet de tenir compte des caractéristiques des salariés, des emplois et des entreprises, constatent qu'en période de récession, les entreprises n'augmentent pas le niveau d'instruction moyen des recrutements pour un emploi donné, mais qu'elles abaissent le niveau d'instruction moyen des départs, quel que soit le niveau de complexité de l'emploi. S'il y avait eu concurrence pour les emplois, il aurait fallu relever le niveau d'instruction moyen des recrutements, en tout cas pour les emplois peu complexes (voir notamment Okun, 1981).
5. Ainsi, tous ces mécanismes peuvent résulter d'un phénomène de tri par l'éducation des individus à fortes aptitudes, de sorte qu'un relèvement du niveau d'instruction de tous les travailleurs ne se traduirait pas, toutes choses égales par ailleurs, par une augmentation de la productivité (voir notamment Weiss, 1995).
6. La spécification de base considérée au chapitre 2 a été augmentée par le nombre moyen d'années d'instruction de la population, les variables indicatrices de temps et le PIB réel. Cette dernière variable, qui permet de corriger des évolutions spécifiquement nationales (dues par exemple au changement technologique) est diminué de la moyenne par soustraction de la moyenne de l'échantillon national afin d'éliminer les effets de taille. On estime deux variantes différentes de ce modèle augmenté, avec des effets aussi bien fixes qu'aléatoires. Au-delà du modèle de base, on estime un modèle réduit qui exclut les variables institutionnelles présentant moins de variation dans le temps. Ce dernier modèle est motivé par le fait que l'effet des institutions qui varient peu dans le temps risque d'être mal estimé lorsqu'on inclut dans la spécification les effets fixes, les variables indicatrices de temps et deux variables à forte évolution dans le temps (PIB et éducation). Il faut en revanche inclure les variables indicatrices de temps et la croissance du PIB, sinon le coefficient de l'éducation ne rendra compte que de la hausse tendancielle historique des taux d'activité.
7. Voir Barron et al. (1999), Dearden et al. (2000) et Ballot et al. (2001) pour des analyses récentes qui vont dans ce sens aux États-Unis, au Royaume-Uni ainsi qu'en France et en Suède ; voir aussi Bartel (2000) pour un bilan des études antérieures.
8. Malheureusement, contrairement à ce qui se passe pour la relation éducation-emploi, le caractère transversal des données comparatives internationales sur la formation ne permet pas d'appliquer un modèle international/chronologique commun. Néanmoins, la corrélation partielle entre la formation et la performance sur le marché du travail (compte tenu des effets de l'éducation et des institutions) peut être estimée en considérant la corrélation simple entre la formation des salariés et les effets fixes obtenus par l'estimation des modèles utilisés pour le tableau 4.A1.1.
9. Ce chiffre bondit à plus de 70 % lorsqu'on élimine deux valeurs extrêmes (Portugal et Suisse).
10. Toute cette microanalyse est fondée sur le Panel communautaire des ménages, le British Household Panel Survey (BHPS) et le German Socio-Economic Panel (SOEP). Le choix des ensembles de données répond à la nécessité de préserver la comparabilité internationale des mesures de la formation (voir l'annexe 4.A2).
11. Le fait que les taux d'activité sont plus faibles dans le cas de formation au cours des deux années n'est pas étonnant, car on ne peut exclure de l'échantillon les personnes qui poursuivent des études à plein-temps. En fait, lorsqu'on exclut l'éducation formelle, les taux d'activité sont plus élevés dans le cas des individus qui ont bénéficié d'une formation au cours des deux années. Afin de limiter le biais dû aux individus qui poursuivent leur éducation initiale, l'analyse ne prend pas en compte les personnes d'âge inférieur ou égal à 24 ans.

12. Dans ce chapitre, on désigne les travailleurs de 45 à 54 ans par le terme « travailleurs à la partie supérieure de la tranche d'âge de forte activité » pour les distinguer des « travailleurs à la partie inférieure de la tranche d'âge de forte activité » (25-34 ans) et des « travailleurs à la partie intermédiaire de la tranche d'âge de forte activité » (35-44 ans). Pour des raisons de taille d'échantillon, il n'a pas été possible d'inclure dans l'analyse les travailleurs de 55 ans et plus.
13. Plus précisément, les graphiques 4.4 et 4.5 montrent l'effet d'une augmentation de 10 % du nombre d'années où un individu de caractéristiques moyennes a reçu une formation (voir aussi encadré 4.3). En fait, les données disponibles permettent seulement d'établir si un individu a participé à une formation au cours d'une année donnée, mais il n'est pas possible d'identifier le nombre d'épisodes, ni le nombre d'heures de formation reçues. En conséquence, toutes les mesures utilisées dans le reste de ce chapitre peuvent au mieux se baser sur le nombre d'années au cours desquelles un individu a reçu une formation (voir l'annexe 4.A2).
14. Pour effectuer ces tests, les spécifications économétriques utilisées pour les graphiques 4.4 et 4.5 intègrent des taux de formation et/ou d'emploi contemporains ou différés par groupe et/ou agrégé (en substituant aux variables indicatrices pays-année des variables année). Étant donné que la régression tient compte de l'effet individuel de la formation, on pourrait penser que, si l'éviction à l'intérieur d'un même groupe est importante, l'effet estimé du taux de formation spécifique du groupe sur l'activité (le chômage) sera négatif (positif). Cependant, ce raisonnement n'est pas valable, en raison de l'endogénéité possible des taux de formation et d'activité (chômage) spécifiques des groupes avec, disons, le taux d'évolution technologique. Néanmoins, un premier test possible peut être basé sur l'inclusion *simultanée* dans la spécification des taux *différés* d'emploi et de formation spécifiques des groupes. En fait, étant donné qu'on contrôle pour la relation positive (négative) entre l'évolution technologique et l'activité (le chômage) par l'intégration du taux d'emploi différé dans la spécification – et pour l'effet individuel de la formation par le stock de formation individuelle – on peut penser que, si l'éviction à l'intérieur d'un groupe est importante, le coefficient estimé du taux différé de la formation spécifique du groupe sur l'activité (le chômage) sera négatif (positif). Une deuxième solution consiste à inclure dans la spécification les taux de formation aussi bien *spécifiques du groupe* que *relatifs à l'ensemble de l'économie* (contemporains ou différés). Même si les deux coefficients estimés de ces mesures ont des chances d'être biaisés vers le haut (vers le bas), on pourrait penser que si les effets d'éviction spécifiques du groupe sont plus importants qu'au niveau de l'ensemble de l'économie, la différence entre le coefficient estimé des taux de formation spécifiques des groupes et celui estimé pour l'ensemble de l'économie devrait être négatif (positif). Si elle est séduisante, cette deuxième solution a l'inconvénient de reposer sur l'hypothèse implicite non justifiée que le biais à la hausse (à la baisse) du coefficient estimé du taux de formation spécifique du groupe n'est pas plus important que le biais sur le coefficient estimé du taux de formation global. Ces tests sont effectués pour neuf tranches d'âge par niveau d'instruction et les statistiques correspondantes figurent aux tableaux 4.A1.3 et 4.A1.4.
15. Pour être plus précis, les résultats sont moins nets pour le chômage que pour l'activité (comparer les tableaux 4.A1.3 et 4.A1.4). Toutefois, ceci n'est pas étonnant si l'on tient compte des conclusions de l'analyse agrégée. Les seules exceptions sont peut-être les travailleurs jeunes peu instruits, pour lesquels les statistiques des tests ne sont pas robustes.
16. La littérature économique fourmille de résultats empiriques sur cette question. Voir Bishop (1997), OCDE (1999b), Leuven (2003) et Ok et Tergeist (2003) pour les études récentes.
17. Elles sont toutefois significatives au seuil de 10 % dans presque tous les pays pour lesquels on a pu estimer des primes distinctes (pour limiter le manque de fiabilité, on n'a pas calculé d'estimation par pays lorsque l'échantillon comprend moins de 100 individus ayant reçu une formation avant de changer d'emploi et/ou lorsque ces individus représentent moins de 2 % de l'échantillon).
18. Voir Loewenstein et Spletzer (1998, 1999) et Parent (1999) pour les États-Unis, Fougère et al. (2001) pour la France, Blundell et al. (1999) et Booth et Bryan (2002) pour le Royaume-Uni et Gerfin (2003) pour la Suisse. Ces études interprètent le fait que la prime salariale à l'emploi augmente après un changement d'emploi comme un signe du pouvoir de marché des employeurs. Cependant, il existe au moins deux autres explications possibles. Premièrement, l'entreprise formatrice n'a pas toujours un poste à haut salaire à offrir au travailleur qui a reçu la formation. Dans ce cas – si les compétences acquises par la formation sont transférables – celui-ci peut avoir de meilleures opportunités à l'extérieur. Deuxièmement, il se peut que le salarié accepte d'être rémunéré moins que son produit marginal dans son emploi actuel s'il est sensible à la réciprocité. En particulier, il peut interpréter l'investissement de l'entreprise dans une formation générale comme une action généreuse qui mérite en retour une modération des exigences salariales après la formation (Leuven et al., 2004).

19. Ceci est dû au fait que la qualité de l'appariement n'est pas forcément connue du travailleur au moment du recrutement et que la formation fournie par l'employeur est peut-être l'un des moyens par lesquels se communique l'information sur la qualité de cet appariement : lorsqu'il bénéficie d'une formation financée par l'entreprise, le salarié réalise que l'employeur n'a pas l'intention de le licencier ou, s'il s'agit d'un travailleur temporaire, que son contrat sera renouvelé ou transformé, ce qui améliore sa perception de la sécurité de l'emploi, sans que celle-ci découle de la formation reçue.
20. Pour ce chapitre, trois types de modèles (linéaire, gaussien à intervalles et probit ordonné généralisé ; voir OCDE, 2004) ont été estimés avec des résultats qualitativement identiques. Dans les modèles, l'écart sur deux ans de la sécurité perçue de l'emploi est utilisé comme variable dépendante et, étant donné que l'utilisation d'écarts de longue durée réduit la taille de l'échantillon, on n'a pas essayé de faire des estimations par pays. Les résultats du modèle de régression gaussien par intervalle sont présentés au graphique 4.7.
21. Dans ce chapitre, les départs volontaires correspondent à des séparations dues à de meilleures opportunités d'emploi, selon la personne interrogée. Les séparations involontaires concernent les personnes qui sont parties parce qu'elles disent « y avoir été obligées par l'employeur », parce que « le contrat se terminait » ou en raison de la « vente/fermeture de leur entreprise individuelle ou familiale », et aussi celles qui se retrouvent au chômage après leur départ.
22. À la différence du graphique 4.7, le graphique 4.9 présente les résultats obtenus au moyen du modèle probit ordonné généralisé des changements de statut contractuel sur une période de deux ans. En fait, le statut contractuel étant une variable dichotomique, il est facile d'exprimer les estimations du modèle probit ordonné généralisé en points de pourcentage d'impact sur les probabilités.
23. L'absence d'instruments appropriés pour la formation rend impossible la correction de la sélection sur les inobservables. Afin de corriger des biais de sélection observables, on utilise des méthodes d'appariement basées sur le score de propension (méthode du plus proche voisin et méthode du noyau gaussien basées, dans les deux cas, sur un support commun ; voir OCDE, 2004). On notera aussi que les groupes de travailleurs utilisés dans cette analyse sont plus agrégés que dans les autres analyses de ce chapitre. Ceci a pour but de conserver la taille des échantillons, qui peut facilement poser problème lorsqu'on utilise un support commun pour appliquer des méthodes d'appariement basées sur le score de propension. Par exemple, dans le cas des travailleurs de 35 à 54 ans ayant un niveau égal ou inférieur au deuxième cycle du secondaire, l'échantillon ne comprend que 1 631 observations, dont 1 268 sont effectivement utilisées dans l'estimation par la méthode du noyau gaussien et 210 seulement dans l'estimation par la méthode du plus proche voisin.
24. Les dispositifs du type « former ou payer » placent les entreprises devant un choix financièrement neutre entre former (et ne pas payer la taxe) ou ne pas former (et payer la taxe). Les sommes recueillies de cette façon sont ensuite distribuées aux entreprises sous forme de subvention supplémentaire. Les entreprises, à strictement parler, ne bénéficient pas d'une subvention automatique, car celle-ci ne leur est pas nécessairement attribuée. Appliquer un prélèvement dans le cadre d'un dispositif de ce type équivaut toutefois à percevoir une taxe d'un certain pourcentage de la masse salariale, indépendamment des dépenses de formation, et à subventionner à 100 % les dépenses de formation à hauteur de ce même pourcentage de la masse salariale, à quoi s'ajoute une subvention supplémentaire au cas par cas en fonction du projet de formation (voir OCDE, 2003a).
25. Voir dans OCDE (2003a) une analyse plus poussée de l'effet sur l'offre de formation des interactions entre les imperfections des différents marchés.
26. Dans les pays qui accordent des déductions fiscales aux entreprises (notamment en Autriche, Italie, Luxembourg et aux Pays-Bas), le taux moyen de la déduction est d'environ 120 %, ce qui revient à une subvention de 20 % (voir OCDE, 2003a). On notera que dans la plupart des autres pays, les coûts liés à la formation sont fiscalement considérés comme des frais d'exploitation et déductibles du revenu imposable de l'entreprise. En tant que tels, cependant, ils bénéficient d'un traitement analogue à celui des investissements en immobilisations (où l'amortissement est déduit du revenu imposable) et de certaines formes d'investissements immatériels (comme les coûts de R-D qui sont déduits du revenu imposable), mais ne représentent pas une incitation fiscale.

ANNEXE 4.A1

Données complémentaires

Tableau 4.A1.1. **L'éducation et l'emploi vont de pair**

Estimations à effets fixes et aléatoires des liens entre éducation et performance sur le marché du travail

	Modèle de base à effets fixes ^a	Modèle de base à effets aléatoires ^a	Modèle réduit à effets fixes ^b	Modèle réduit à effets aléatoires ^b
Partie A. Taux d'emploi				
Changement en point de pourcentage associé à l'éducation^c	1.06	1.32**	1.55***	1.85***
Nombre d'observations	219	219	251	251
Nombre de pays	19	19	21	21
Test d'Hausman (valeur P)	–	1.00	–	0.00***
Partie B. Taux d'activité				
Changement en point de pourcentage associé à l'éducation^c	1.15**	1.24**	1.59***	1.72***
Nombre d'observations	219	219	251	251
Nombre de pays	19	19	21	21
Test d'Hausman (valeur P)	–	1.00	–	0.84
Partie C. Taux de chômage				
Changement en point de pourcentage associé à l'éducation^c	-0.17	-0.65**	-0.30	-0.55*
Nombre d'observations	219	219	251	251
Nombre de pays	19	19	21	21
Test d'Hausman (valeur P)	–	0.81	–	0.11

La variable dépendante est indiquée dans le titre de chaque section.

***, **, * statistiquement significatifs aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

- a) Modèle de base : les variables de contrôle sont le coin fiscal, les dépenses de politiques actives du marché du travail (PAMT), le taux de remplacement, l'indice de législation de protection de l'emploi (LPE), l'indice de centralisation/corporatisme, la couverture conventionnelle, le logarithme du PIB diminué de sa moyenne (en volume), l'écart de production et les variables indicatrices des années.
- b) Modèle réduit : mêmes variables de contrôle que dans le modèle de base, excepté la LPE et les variables concernant la négociation salariale.
- c) Changement en points de pourcentage de la variable dépendante associée à une année supplémentaire du niveau moyen d'instruction de la population.

Source : Estimations du Secrétariat effectuées sur la base de l'Enquête internationale sur la littératie des adultes (IALS), de la Seconde enquête sur la formation professionnelle continue (CVTS2), des données de Bassanini et Scarpetta (2002) et des données des chapitres 2 et 3 de cette publication.

Tableau 4.A1.2. La corrélation entre formation et emploi n'est pas seulement le fait des institutions et de l'éducation

Estimation en deux étapes de la corrélation partielle entre la formation des salariés et la performance sur le marché du travail

	Taux d'emploi, modèle de base ^a	Taux d'emploi, modèle réduit ^b	Taux d'activité, modèle de base ^a	Taux d'activité, modèle réduit ^b	Taux de chômage, modèle de base ^a	Taux de chômage, modèle réduit ^b
Participation à la formation ^c	0.58**	0.59***	0.65***	0.68***	-0.08	-0.04
Heures de formation ^d	0.52**	0.48**	0.61***	0.63***	0.06	0.18

Le tableau présente le coefficient de corrélation entre les variables de formation et les effets fixes par pays obtenus à partir des régressions agrégées présentées dans le tableau 4.A1.1.

***, **, * statistiquement significatifs aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

- Modèle de base : les variables de contrôle supplémentaire sont le coin fiscal, les dépenses de politiques actives du marché du travail (PAMT), le taux de remplacement, l'indice de législation de protection de l'emploi (LPE), l'indice de centralisation/corporatisme, la couverture conventionnelle, le logarithme du PIB diminué de sa moyenne (en volume), l'écart de production et les variables indicatrices des années.
- Modèle réduit : mêmes variables de contrôle que dans le modèle de base, excepté la LPE et les variables concernant la négociation salariale.
- Rapport des salariés recevant une formation durant une année à l'ensemble des salariés.
- Heures annuelles de formation par salarié.

Source : Estimations du Secrétariat effectuées sur la base de l'Enquête internationale sur la littératie des adultes (IALS), de la Seconde enquête sur la formation professionnelle continue (CVTS2), des données de Bassanini et Scarpitta (2002) et des données des chapitres 2 et 3 de cette publication.

Tableau 4.A1.3. Test des effets d'éviction intragroupe (activité)

Statistique Z^a

	Modèle i ^b	Modèle ii ^c	Modèle iii ^d
Niveau supérieur au deuxième cycle du secondaire			
25-34 ans	-0.46	-1.34	0.89
35-44 ans	-1.84*	1.23	1.37
45-54 ans	-1.52	0.88	-0.54
Deuxième cycle de l'enseignement secondaire			
25-34 ans	-0.54	0.87	0.50
35-44 ans	2.12**	2.82***	1.19
45-54 ans	0.73	0.91	0.58
Niveau inférieur au deuxième cycle du secondaire			
25-34 ans	-2.12**	2.06**	-1.96*
35-44 ans	1.46	2.37**	1.97**
45-54 ans	-0.87	0.59	-1.08

***, **, * statistiquement significatifs aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

- Une spécification logit à effet fixe avec les mêmes variables de contrôle que dans le graphique 4.4 est utilisée, sauf que les variables agrégées et les variables indicatrices des années remplacent les variables indicatrices par pays/année.
- Les variables agrégées incluses sont les taux différés de la participation à la formation et de l'emploi des groupes spécifiques. Les statistiques présentées servent à vérifier que le coefficient de la participation à la formation est significativement différent de zéro. Une valeur significativement négative suggère l'existence d'effets d'éviction à l'intérieur des groupes.
- Les variables agrégées incluses sont les taux de participation à la formation des groupes spécifiques et de l'économie dans son ensemble. Les statistiques présentées servent à vérifier si la différence entre les coefficients de participation à la formation des groupes spécifiques et de l'économie dans son ensemble est différente de zéro. Une valeur significativement négative suggère que les effets des groupes spécifiques l'emportent sur ceux de l'économie dans son ensemble.
- Les variables agrégées incluses sont les taux différés de la participation à la formation des groupes spécifiques et de l'économie dans son ensemble. Les statistiques présentées servent à vérifier si la différence entre les coefficients de la participation à la formation des groupes spécifiques et de l'économie dans son ensemble est différente de zéro. Une valeur significativement négative suggère que les effets des groupes spécifiques l'emportent sur ceux de l'économie dans son ensemble.

Source : Calculs du Secrétariat sur la base du Panel communautaire des ménages, vagues 1 à 7 (1994-2000).

Tableau 4.A1.4. **Test des effets d'éviction intragroupe (chômage)**Statistique Z^a

	Modèle i ^b	Modèle ii ^c	Modèle iii ^d
Niveau supérieur au deuxième cycle du secondaire			
25-34 ans	0.80	1.20	-0.90
35-44 ans	0.48	2.56**	0.18
45-54 ans	0.10	-2.23**	-1.59
Deuxième cycle de l'enseignement secondaire			
25-34 ans	-0.29	-1.35	-1.36
35-44 ans	-0.19	1.98**	1.20
45-54 ans	-0.69	1.85*	-0.44
Niveau inférieur au deuxième cycle du secondaire			
25-34 ans	-0.04	0.35	3.20***
35-44 ans	-1.08	-0.54	0.04
45-54 ans	-1.03	0.79	0.35

***, **, * statistiquement significatifs aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

- a) Une spécification logit à effet fixe avec les mêmes variables de contrôle que dans le graphique 4.5 est utilisée, sauf que les variables agrégées et les variables indicatrices des années remplacent les variables indicatrices par pays/année.
- b) Les variables agrégées incluses sont les taux différés de participation à la formation et d'emploi des groupes spécifiques. Les statistiques présentées servent à vérifier que le coefficient de la participation à la formation est significativement différent de zéro. Une valeur significativement positive suggère l'existence d'effets d'éviction à l'intérieur des groupes.
- c) Les variables agrégées incluses sont les taux de participation à la formation des groupes spécifiques et de l'économie dans son ensemble. Les statistiques présentées servent à vérifier si la différence entre les coefficients de participation à la formation des groupes spécifiques et de l'économie dans son ensemble est significativement différente de zéro. Une valeur significativement positive suggère que les effets des groupes spécifiques l'emportent sur ceux de l'économie dans son ensemble.
- d) Les variables agrégées incluses sont les taux différés de la participation à la formation des groupes spécifiques et de l'économie dans son ensemble. Les statistiques présentées servent à vérifier si la différence entre les coefficients de la participation à la formation des groupes spécifiques et de l'économie dans son ensemble est différente de zéro. Une valeur significativement positive suggère que les effets des groupes spécifiques l'emportent sur ceux de l'économie dans son ensemble.

Source : Calculs du Secrétariat sur la base du Panel communautaire des ménages, vagues 1 à 7 (1994-2000).

Tableau 4.A1.5. **Analyse de sensibilité pour l'effet estimé de la formation sur la probabilité de réemploi par groupe sur le marché du travail**Points de pourcentage^{a, b}

	Base ^c	Dernière année ^{d, e}	APV ^{e, f}	Noyau ^{e, g}
Partie A. Éducation formelle ou formation				
Total				
Tous niveaux d'instruction	4.7***	2.8	6.1**	3.3*
Deuxième cycle de l'enseignement secondaire ou moins	5.1***	4.4	5.5	5.6**
Sexe				
Hommes				
Tous niveaux d'instruction	5.8***	5.5*	4.3	5.3**
Deuxième cycle de l'enseignement secondaire ou moins	7.1***	7.0*	6.0	6.4*
Femmes				
Tous niveaux d'instruction	3.2	-1.4	-6.3	1.3
Deuxième cycle de l'enseignement secondaire ou moins	2.1	-1.6	-3.5	1.6
Âge				
25-34 ans				
Tous niveaux d'instruction	2.7	-0.8	-1.0	0.1
Deuxième cycle de l'enseignement secondaire ou moins	3.1	-0.6	-2.8	-0.1
35-54 ans				
Tous niveaux d'instruction	8.6***	8.8**	-0.3	6.7**
Deuxième cycle de l'enseignement secondaire ou moins	9.5***	11.8**	10.6*	11.2**
Partie B. Formation				
Total				
Tous niveaux d'instruction	1.8	2.7	3.6	3.2
Deuxième cycle de l'enseignement secondaire ou moins	2.5	4.1	6.5*	5.1*
Sexe				
Hommes				
Tous niveaux d'instruction	6.4***	5.5*	5.1	5.4**
Deuxième cycle de l'enseignement secondaire ou moins	8.2**	6.8*	0.9	6.0**
Femmes				
Tous niveaux d'instruction	-2.2	-1.4	-1.5	1.7
Deuxième cycle de l'enseignement secondaire ou moins	-4.8	-2.1	1.4	1.3
Âge				
25-34 ans				
Tous niveaux d'instruction	-1.1	-1.0	-2.0	0.1
Deuxième cycle de l'enseignement secondaire ou moins	-0.9	-1.1	-0.7	-1.1
35-54 ans				
Tous niveaux d'instruction	7.7**	8.1**	5.6	6.8**
Deuxième cycle de l'enseignement secondaire ou moins	9.3**	11.8**	17.8***	11.3**

Tableau 4.A1.5. Analyse de sensibilité pour l'effet estimé de la formation sur la probabilité de réemploi par groupe sur le marché du travail (suite)

Points de pourcentage^{a, b}

	Base ^c	Dernière année ^{d, e}	APV ^{e, f}	Noyau ^{e, g}
Partie C. Éducation formelle				
Total				
Tous niveaux d'instruction	8.9***	6.8**	5.2	7.0**
Deuxième cycle de l'enseignement secondaire ou moins	11.5***	8.3**	3.5	7.4**
Sexe				
Hommes				
Tous niveaux d'instruction	3.3	0.6	1.9	0.7
Deuxième cycle de l'enseignement secondaire ou moins	5.0	4.0	-7.8	-1.1
Femmes				
Tous niveaux d'instruction	13.9***	11.8**	18.4***	11.2**
Deuxième cycle de l'enseignement secondaire ou moins	18.9***	13.6**	15.8*	13.9**
Âge				
25-34 ans				
Tous niveaux d'instruction	8.1**	6.2**	14.5***	7.1**
Deuxième cycle de l'enseignement secondaire ou moins	12.0***	8.6*	5.3	8.0
35-54 ans				
Tous niveaux d'instruction	8.6	8.4	5.3	5.1
Deuxième cycle de l'enseignement secondaire ou moins	8.3	3.7	3.3	2.1

***, **, * statistiquement significatifs aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

- a) Estimations de l'augmentation en points de pourcentage de la probabilité de réemploi deux ans après une séparation involontaire pour un salarié moyen par suite de sa participation à une formation alors qu'il travaillait pour l'employeur dont il s'est séparé. Les variables de contrôle sont les changements sur deux ans de l'état de santé, le type de famille, la situation matrimoniale, la présence d'enfants, l'âge, l'âge au carré, la cohabitation hors mariage, ainsi que les variables caractérisant l'emploi occupé avant la séparation : l'ancienneté dans l'emploi, l'ancienneté dans l'emploi au carré, la taille de l'entreprise, les variables indicatrices de la profession, le statut à temps partiel, l'expérience du chômage avant l'emploi, le logarithme du salaire. Les variables liées à la famille sont croisées avec le sexe. En raison de la petite taille de l'échantillon, les groupes de variables conjointement non significatifs sont écartés de la spécification finale afin d'obtenir un modèle parcimonieux. Les estimations séparées pour la formation et l'éducation formelle sont obtenues en incluant les deux variables dans la même spécification.
- b) L'échantillon inclut les pays suivants : Allemagne (German Socio-Economic Panel, SOEP), Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, Finlande, Irlande, Italie, Pays-Bas et Portugal.
- c) Estimations probit. La formation est codée comme le nombre d'années pour lesquelles, durant l'emploi précédent, l'individu a participé à une formation.
- d) Estimations probit.
- e) La formation est codée comme une variable indicatrice prenant la valeur 1 si l'individu a participé à une formation l'année précédant la séparation.
- f) Estimations par la méthode d'appariement du plus proche voisin (APV) sur un support commun, avec une spécification logit pour le score de propension.
- g) Estimations par la méthode d'appariement du noyau gaussien sur un support commun, avec une spécification logit pour le score de propension; les écarts types sont obtenus par la méthode du Bootstrap en effectuant 100 reproductions.

Source : Calculs du Secrétariat sur la base du Panel communautaire des ménages, vagues 1 à 7 (1994-2000).

ANNEXE 4.A2

*Description des données***Données agrégées**

Les données utilisées pour le graphique 4.1 proviennent des enquêtes européennes sur les forces de travail pour les pays de l'UE et de la base de données OCDE-DELSA sur les services pour les autres pays. Les emplois sont définis comme cellules secteur/profession. Pour chaque pays, 96 emplois (cellules secteur/profession) sont classés en fonction de leur proportion de travailleurs faiblement qualifiés en 1993, puis répartis en trois groupes de taille égale en fonction de leur part dans l'emploi total.

Toutes les autres données agrégées utilisées dans ce chapitre proviennent des chapitres 2 et 3, sauf celles relatives au nombre moyen d'années d'études, qui sont tirées de Bassanini et Scarpetta (2002), et les données concernant la formation des salariés qui ont été reconstruites à partir des deux sources suivantes (pour plus de précisions, voir OCDE, 2003a) :

- *L'Enquête internationale sur la littératie des adultes (IALS)*, qui est une enquête réalisée dans les années 90 par l'OCDE et Statistique Canada auprès des individus. Il est demandé aux travailleurs s'ils ont suivi une formation quelconque au cours des 12 mois précédant l'enquête, mais des précisions ne sont données que sur les trois dernières sessions de formation (objet, financement, organisme chargé de la formation, durée, etc.). Les données se rapportent à 1994 pour le Canada, les États-Unis, l'Irlande, les Pays-Bas, la Pologne et la Suisse (régions germanophones et francophones) ; à 1996 pour l'Australie, la Belgique (Flandres uniquement), la Nouvelle-Zélande et le Royaume-Uni ; et à 1998 pour le Danemark, la Finlande, la Hongrie, l'Italie, la Norvège, la République tchèque et les régions italophones de la Suisse.
- *La deuxième Enquête sur la formation professionnelle continue (CVTS2)*, qui a été menée par Eurostat en 2000 dans les États qui étaient membres de l'UE à cette date, en Norvège et dans neuf pays qui étaient candidats à l'adhésion à l'UE. Il s'agit d'une enquête auprès des entreprises qui couvre les établissements comptant au moins dix salariés. Cette enquête fournit des informations sur la formation financée par l'employeur et suivie pendant l'année précédant l'enquête par des personnes occupant un emploi, à l'exclusion des apprentis et des stagiaires. L'enquête prend en compte tout un ensemble de caractéristiques concernant les entreprises, mais pour les salariés elle ne retient comme caractéristiques que le sexe, la participation à une formation et le nombre total d'heures de formation.

La définition de la formation professionnelle n'est pas la même selon les enquêtes et, par conséquent, les différentes enquêtes ne rendent pas compte du même type de formation. Dans l'enquête CVTS2, la formation professionnelle désigne les cours et stages ne se déroulant pas sur le lieu de travail, c'est-à-dire par exemple dans une salle de classe ou un centre de formation dans lequel les participants reçoivent un enseignement dispensé par des enseignants, des lecteurs ou des maîtres de conférences pour une période définie à l'avance. Elle inclut les études de troisième cycle mais exclut la formation initiale – autrement dit, il s'agit de la formation reçue par un travailleur après qu'il a été embauché pour adapter ses compétences à sa fonction. Dans l'enquête IALS, une distinction est faite entre la formation liée à l'emploi ou à la carrière et la formation à d'autres fins. En outre, l'éducation et la formation sont divisées en sept catégories qui s'excluent mutuellement, à savoir celles : i) conduisant à un diplôme/certificat universitaire ; ii) conduisant à un diplôme/certificat de niveau postsecondaire ; iii) conduisant à un diplôme/certificat professionnel ; iv) conduisant à un certificat d'apprentissage ; v) conduisant à un diplôme d'études élémentaires ou secondaires ; vi) conduisant à une amélioration de la qualification professionnelle ; et vii) autres cas. Pour les besoins de l'analyse développée dans ce chapitre, seule la formation liée à l'emploi ou à la carrière a été retenue.

Les échantillons des enquêtes CVTS2 et IALS sont relativement restreints (le nombre de pays retenus peut varier selon la mesure de la formation, mais en tout état de cause il ne dépasse pas 18 par base de données). Afin d'augmenter la taille et la diversité de l'échantillon utilisé pour l'analyse dans ce chapitre, les données provenant des enquêtes CVTS2 et IALS relatives tant aux taux de participation à la formation qu'au nombre estimé d'heures de formation par salarié ont été fusionnées en utilisant la technique suggérée dans le rapport OCDE (1999b). Dans un premier temps, les distributions dans les différents pays dans chaque enquête ont été standardisées pour obtenir une moyenne de 0 et une variance de 1. Dans un second temps, on a construit un indice synthétique du taux de participation en prenant, pour chaque pays, la moyenne non pondérée des valeurs standardisées disponibles (en prenant l'unique valeur uniformisée pour les pays qui ne figurent pas dans les deux séries de données). Le problème que pose l'indice synthétique est que ses valeurs (dont la moyenne synthétique est proche de 0) sont difficiles à corrélérer avec les taux de participation et les nombres d'heures effectives. C'est pourquoi, dans un troisième temps, des mesures finales synthétiques ont été reconstruites en multipliant l'indice synthétique par la moyenne des écarts types des distributions d'origine et en y ajoutant la moyenne de leurs valeurs moyennes.

Dans le cas de l'IALS, plusieurs mesures pouvaient être utilisées. Dans la mesure qui a été retenue, on a éliminé uniquement les cours qui n'étaient pas liés à l'emploi, mais on a pris en compte tant l'éducation liée à l'emploi que la formation professionnelle. Les taux de corrélation entre les divers pays des mesures synthétiques avec les mesures d'origine des enquêtes CVTS2 et IALS sont très élevés (supérieurs à 0.95 dans tous les cas). Comme contrôle supplémentaire de la qualité, on a procédé à une régression des mesures synthétiques finales par rapport aux mesures d'origine (séparément sur les données de la CVTS2 et celles de l'IALS), sans intégrer de constante. Si ce processus d'harmonisation des données n'introduit aucune modification systématique des données sur les seuils, on peut tabler sur un coefficient de la mesure d'origine qui ne sera pas statistiquement différent de 1. En ce qui concerne les taux de participation, cette hypothèse ne peut être rejetée au seuil de 5 %, alors qu'elle est rejetée dans le cas du nombre d'heures de formation. On a expérimenté la répartition des types de cours pris en compte dans l'IALS pour vérifier si le

fait d'utiliser une définition différente de la formation pouvait améliorer la qualité de la mesure synthétique du nombre d'heures de formation. Toutefois, toutes les alternatives testées ont donné de plus mauvais résultats (en termes de contrôle de la qualité) en ce qui concerne la participation à la formation sans améliorer la comparabilité entre pays des données relatives au nombre d'heures de formation.

Compte tenu des données disponibles, les échantillons utilisés dans les tableaux 4.A1.1 et 4.A1.2 couvrent uniquement les pays suivants : Allemagne, Australie, Autriche, Belgique, Canada, Danemark, Espagne, États-Unis, Finlande, France, Grèce, Irlande, Italie, Japon (tableau 4.A1.1 uniquement), Norvège, Nouvelle-Zélande, Pays-Bas, Portugal, Royaume-Uni, Suède et Suisse. Les échantillons couvraient les années 1985 à 1998, mais le panel n'est pas cylindrique car il manque des données sur les variables institutionnelles pour certains pays pour certaines années (voir les chapitres 2 et 3).

Données individuelles

L'analyse microéconomique de ce chapitre repose sur des données individuelles issues des chiffres publiés en 2003 par le *Panel communautaire des ménages* (PCM). Cette enquête apporte une profusion d'informations sur les revenus et les caractéristiques socio-économiques des individus pour tous les pays de l'UE et elle vise à fournir des données représentatives, aussi bien transversales que longitudinales. Comme il est basé sur un questionnaire commun, le PCM fournit, en principe, des informations comparables entre pays, ce qui est son principal atout. De plus, les chiffres publiés par le PCM contiennent des données longitudinales supplémentaires provenant d'autres sources pour certains pays – comme le German Socio-Economic Panel (SOEP) et le British Household Panel Survey (BHPS) –, dont les questions sont formulées de manière à être comparables à celles du PCM.

La principale question posée dans le PCM au sujet de la formation professionnelle est la suivante : « Avez-vous suivi à un moment quelconque depuis janvier (année précédant l'année de l'enquête) une éducation ou une formation professionnelle, y compris des cours à temps partiel ou de courte durée ? ». À partir de cette question on construit une variable indicatrice « participation à la formation professionnelle », qui prend la valeur 1 si la personne interrogée répond « oui » et 0 si elle répond « non ». De la même manière, la principale question portant sur l'éducation formelle dans le PCM est formulée en ces termes : « Avez-vous à un moment quelconque depuis janvier (de l'année précédant l'année de l'enquête) suivi un cours d'éducation formelle ? ». À partir de cette question on construit une variable indicatrice intitulée « participation à l'éducation formelle », qui prend la valeur 1 si la personne interrogée répond « oui » et la valeur 0 si elle répond « non ». La distinction faite entre éducation formelle et formation professionnelle repose sur les catégories correspondantes des enquêtes nationales sur la population active.

Dans l'année de l'interview, le stock de formation professionnelle et d'éducation formelle est augmenté de 1 si la personne a déclaré avoir participé à un cours de ce type pendant la période couverte par cette interview. Chaque stock de formation est ensuite décomposé en trois agrégats : la formation reçue de l'employeur du moment, celle reçue auprès d'employeurs précédents et celle suivie pendant une période de non-emploi. En raison de la nature fragmentaire des informations sur la durée des cours (de nombreuses valeurs faisant défaut pour de nombreux pays), les dates de début et de fin ne sont pas utilisées pour l'analyse dans ce chapitre, ce qui a deux conséquences. En premier lieu, l'épisode de formation déclaré lors d'une interview est considéré comme appartenant à la

période comprise entre cette interview et la précédente, bien qu'il puisse avoir eu lieu avant celui-ci. Cela revient à accroître le risque de déclarations erronées, qui, comme l'ont montré Frazis et Loewenstein (1999), est susceptible en biaisant les résultats de les faire tendre vers 0. En second lieu, la formation déclarée lors d'une interview est soit considérée comme ayant été reçue de l'employeur du moment pendant la période de l'interview, soit, si la personne n'occupe pas d'emploi à ce moment là, considérée comme ayant été reçue pendant une période de non-emploi. Si, lors d'une interview donnée, la personne déclare qu'elle s'est séparée de l'employeur pour lequel elle travaillait au moment de l'interview précédente, la formation déclarée lors d'interviews antérieures comme une formation reçue de l'employeur du moment est ajoutée au stock de formation reçue auprès d'employeurs précédents et le stock de formation reçue de l'employeur du moment est recalculé et fixé à 0 ou à 1 (si une formation est déclarée dans l'interview en cours).

L'analyse microéconomique de ce chapitre porte uniquement sur des individus âgés de 25 à 54 ans. Pour des raisons de disponibilité des données, une personne est considérée comme salariée si elle travaille au moins quinze heures par semaine. De plus, le salaire horaire brut du salarié est calculé sur la base des gains mensuels bruts procurés par l'emploi principal à la date de l'interview, en les divisant par 52/12 et par le nombre habituel d'heures de travail hebdomadaires. Les heures supplémentaires et leur rémunération sont incluses.

La version du PCM utilisée dans ce chapitre contient des données allant de 1994 à 2000. Bien qu'en principe, le PCM couvre quinze pays de l'Union européenne, l'échantillon de pays dans les différentes analyses a été établi en fonction des données disponibles. Le Luxembourg et la Suède n'apparaissent jamais dans l'analyse – en raison de la faible taille de l'échantillon pour le premier pays et de l'absence de données longitudinales pour le second. On a eu recours de préférence à des données issues des sources SOEP et BHPS pour l'Allemagne et le Royaume-Uni, respectivement, car on ne dispose pas de données fournies par le PCM sur ces deux pays après 1996. Néanmoins, par suite d'un changement apporté au questionnaire du BHPS à partir de 1998, les vagues 1998 à 2000 uniquement sont utilisées pour le Royaume-Uni ; d'autre part, le panel SOEP ne fournissant pas d'informations sur les perceptions subjectives de la sécurité de l'emploi, ce sont les données du PCM qui sont utilisées pour l'Allemagne dans l'analyse de la section 4. Par ailleurs, on ne dispose pas de données pour l'Autriche en 1994 et pour la Finlande en 1994 et 1995. En outre, les observations concernant certains pays et certaines années sont exclues de l'échantillon dans le cas des spécifications incluant les salaires comme variable dépendante ou explicative, en raison du manque de comparabilité des séries chronologiques de données sur les salaires – notamment, 1995 pour l'Autriche, 1994 et 1997-2000 pour la France, 1994-96 pour la Grèce, 2000 pour l'Irlande et 1994 pour l'Espagne. Enfin, le Royaume-Uni est exclu de l'analyse de la probabilité d'être actif ou d'être au chômage, puisque les données provenant de l'enquête BHPS ne permettent pas de distinguer les chômeurs des inactifs, alors que l'Irlande est exclue de l'analyse des perceptions subjectives de la sécurité de l'emploi car de nombreuses valeurs font défaut.

Bibliographie

- Acemoglu, D. et J.S. Pischke (1998), « Why Do Firms Train? Theory and Evidence », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, pp. 79-119.
- Agell, J. et K. Lommerud (1997), « Minimum Wages and the Incentives for Skill Formation », *Journal of Public Economics*, vol. 64, pp. 25-40.
- Arulampalam, W., A. Booth et Bryan (2004), « Are there Asymmetries in the Effects of Training on the Conditional Male Wage Distribution? », IZA Discussion Paper, n° 984, janvier.
- Aubert, P., E. Caroli et M. Roger (2004), « New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Evidence from France in the 1990s », miméo, CREST-INSEE et INRA-LEA, Paris, mars.
- Ballot, G., F. Fakhfakh et E. Taymaz (2001), « Who Benefits from Training and R&D? The Firm or the Workers? A study on panels of French and Swedish firms », ERMES Working Paper, n° 01-12.
- Bardone, L., A. Bassanini, A. Puymoyen et P. Swaim (2004), « Dissecting the Gender Pay Trap: What Can We Learn from International Comparisons? », *Gender Statistics: Occupational Segregation: Extent, Causes and Consequences, Proceedings of the 25th CEIES Conference*, Eurostat, Commission européenne, Luxembourg, à paraître.
- Barron, J.M., M.C. Berger et D.A. Black (1999), « Do Workers Pay for On-the-Job Training? », *Journal of Human Resources*, vol. 34, n° 2, pp. 235-252.
- Barry, F. et J. Bradley (1997), « FDI and Trade: The Irish Host-Country Experience », *Economic Journal*, vol. 107, pp. 1798-1811.
- Bartel, A. (2000), « Measuring the Employer's Return on Investments in Training: Evidence from the Literature », *Industrial Relations*, vol. 39, pp. 502-524.
- Bartel, A. et N. Sicherman (1993), « Technological Change and Retirement Decisions of Older Workers », *Journal of Labor Economics*, vol. 11, pp. 162-183.
- Bartelsman, E., A. Bassanini, J. Haltiwanger, R. Jarmin, S. Scarpetta et T. Schank (2004), « The Spread of ICT and Productivity Growth: Is Europe Really Lagging Behind in the New Economy? », in D. Cohen, P. Garibaldi et S. Scarpetta (dir. pub.), *The ICT Revolution: Productivity Differences and the Digital Divide*, Oxford University Press, Oxford.
- Bassanini, A. (2004), « Improving Skills for More and Better Jobs? The Quest for Efficient Policies to Promote Adult Education and Training », communication à la Conférence de la Commission européenne sur la qualité et l'efficacité de l'éducation, Bruxelles, mai.
- Bassanini, A. et G. Brunello (2003), « Is Training More Frequent When Wage Compression is Higher? Evidence from the European Community Household Panel », IZA Discussion Paper, n° 839, août.
- Bassanini, A. et S. Scarpetta (2002), « Does Human Capital Matter for Growth in OECD Countries? A Pooled Mean Group Approach », *Economics Letters*, vol. 74, n° 3, pp. 399-405.
- Betcherman, G., K. Olivas et A. Dar (2004), « Impacts of Active Labor Market Programs: New Evidence from Evaluations with Particular Attention to Developing and Transition Countries », World Bank Social Protection Discussion Paper, n° 0402, janvier.
- Bils, M. et P. Klenow (2000), « Does Schooling Cause Growth? », *American Economic Review*, vol. 90, n° 5, pp. 1160-1183.
- Bishop, J.H. (1997), « What We Know about Employer – Provided Training: A Review of the Literature », *Research in Labor Economics*, vol. 16, pp. 19-87.
- Bjørnåvold, J. (2002), « Assessment of Non-formal Learning: A Link to Strategies for Lifelong Learning », in D. Colardyn (dir. pub.), *Lifelong Learning: Which Ways Forward?*, deuxième édition, Lemma Publishers, Utrecht.
- Blundell, R. (2000), « Comments on James Heckman's Policies to Foster Human Capital », *Research in Economics*, vol. 54, n° 1, pp. 57-60.

- Blundell, R., L. Dearden et C. Meghir (1999), « Work-related Training and Earnings », miméo, Institute for Fiscal Studies, Londres.
- Booth, A. et M. Bryan (2002), « Who Pays for General Training? New Evidence for British Men and Women », IZA Discussion Paper, n° 486, avril.
- Booth, A. et G. Zoega (2004), « Is Wage Compression a Necessary Condition for Firm-financed General Training? », *Oxford Economic Papers*, vol. 56, pp. 88-97.
- Chennells, L. et J. Van Reenen (2002), « Has Technology Hurt Less Skilled Workers? An Econometric Survey of the Effects of Technical Change on the Structure of Pay and Jobs », in Y. L'Horty, N. Greenan et J. Mairesse (dir. pub.), *Productivity, Inequality, and the Digital Economy*, The MIT Press, Boston, MA.
- Dearden, L., H. Reed et J. Van Reenen (2000), « Who Gains When Workers Train? Training and Productivity in a Panel of British Industries », IFS Working Paper, n° 00-04.
- Fougère, D., D. Goux et E. Maurin (2001), « Formation continue et carrières salariales : Une évaluation sur données individuelles », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 62, pp. 49-69.
- Frazis, H. et M. Loewenstein (1999), « Re-examining the Returns to Training: Functional Form, Magnitude, and Interpretation », BLS Working Paper, n° 325.
- Freeman, R. et R. Schettkat (2001), « Skill Compression, Wage Differentials, and Employment: Germany vs. the US », *Oxford Economic Papers*, vol. 53, pp. 582-603.
- De la Fuente, A. et A. Ciccone (2003), *Le capital humain dans une économie mondiale fondée sur la connaissance*, Commission européenne, Luxembourg.
- Gautier, P.A., G. van den Berg, J. van Ours et G. Ridder (2002), « Worker Turnover at the Firm Level and Crowding Out of Lower Educated Workers », *European Economic Review*, vol. 46, pp. 523-538.
- Gerfin, M. (2003), « Firm-sponsored Work Related Training in Frictional Labour Markets: An Empirical Analysis for Switzerland », *Universität Bern Diskussionschriften*, n° 03-17, octobre.
- Givord, P. et E. Maurin (2004), « Changes in Job Security and their Causes: An Empirical Analysis Method Applied to France 1982-2000 », *European Economic Review*, à paraître.
- Greenwald, B.C. (1986), « Adverse Selection in the Labour Market », *Review of Economic Studies*, vol. 53, pp. 325-347.
- Gronau, R. (1986), « Home Production: A Survey », in O. Ashenfelter et R. Layard (dir. pub.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 1, North-Holland, Amsterdam.
- Hamermesh, D.S. (1993), *Labor Demand*, Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Heckman, J.J. (2000), « Policies to Foster Human Capital », *Research in Economics*, vol. 54, n° 1, pp. 3-56.
- KRIVET (Korea Research Institute for Vocational Education and Training) (2004), *Korea Background Report: Thematic Review of Adult Learning*, Séoul, à paraître.
- Kuckulenz, A. et T. Zwick (2003), « The Impact of Training on Earnings: Differences between Participant Groups and Training Forms », ZEW Discussion Paper, n° 03-57.
- Layard, R. (2003), « Note pour examen », Résumé du Comité de l'emploi, du travail et des affaires sociales au niveau ministériel, Forum « Bons ou mauvais emplois : mythes et réalités », OCDE, Paris.
- Leuven, E. (2003), « The Economics of Training: A Survey of the Literature », miméo, université d'Amsterdam.
- Leuven, E. et H. Oosterbeek (2004), « Evaluating the Effect of Tax Deductions on Training », *Journal of Labor Economics*, à paraître.
- Leuven, E., H. Oosterbeek, R. Sloof et C. van Klaveren (2004), « Worker Reciprocity and Employer Investment in Training », *Economica*, à paraître.
- Loewenstein, M.A. et J.R. Spletzer (1998), « Dividing the Costs and Returns to General Training », *Journal of Labor Economics*, vol. 16, n° 1, pp. 142-171.
- Loewenstein, M.A. et J.R. Spletzer (1999), « General and Specific Training: Evidence and Implications », *Journal of Human Resources*, vol. 34, n° 4, pp. 710-733.
- Martin, J.P. et D. Grubb (2001), « What Works and for Whom: A Review of OECD Countries' Experiences with Active Labour Market Policies », *Swedish Economic Policy Review*, vol. 8, n° 2, pp. 9-56.

- Nickell, S. et B. Bell (1995), « The Collapse in Demand for the Unskilled and Unemployment Across the OECD », *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 11, n° 1, pp. 40-62.
- Nickell, S. et B. Bell (1996), « Changes in the Distribution of Wages and Unemployment in OECD Countries », *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol. 86, pp. 302-308.
- Nickell, S., P. Jones et G. Quintini (2002), « A Picture of Job Insecurity Facing British Men », *Economic Journal*, vol. 112, pp. 1-27.
- Nicoletti, G., S. Golub, D. Hajkova, D. Mirza et K.Y. Yoo (2003), « Influence des politiques sur les échanges et l'investissement direct étranger », *Revue économique de l'OCDE*, n° 36, OCDE, Paris, pp. 7-84.
- OCDE (1989), *Perspectives de l'emploi*, Paris.
- OCDE (1994a), *L'Étude de l'OCDE sur l'emploi – Faits, analyse, stratégies*, Paris.
- OCDE (1994b), *L'Étude de l'OCDE sur l'emploi – Données et explications. 2^e partie : possibilités d'adaptation du marché du travail*, Paris.
- OCDE (1997a), *La mise en œuvre de la Stratégie de l'OCDE pour l'emploi – L'expérience des pays membres*, Paris.
- OCDE (1997b), *Perspectives de l'emploi*, Paris.
- OCDE (1999a), *La mise en œuvre de la Stratégie de l'OCDE pour l'emploi – Évaluation des performances et des politiques*, Paris.
- OCDE (1999b), *Perspectives de l'emploi*, Paris.
- OCDE (2002), *Perspectives de l'emploi*, Paris.
- OCDE (2003a), *Perspectives de l'emploi*, Paris.
- OCDE (2003b), *Au-delà du discours : politiques et pratiques de formation des adultes*, Paris.
- OCDE (2004), « A General Empirical Model to Estimate the Impact of Training on Individual Labour Market Performance », Informations complémentaires sur le chapitre 4 des *Perspectives de l'emploi de l'OCDE de 2004* (www.oecd.org/els/perspectivesemploi).
- Oi, W.Y. (1962), « Labor as a Quasi-Fixed Factor », *Journal of Political Economy*, vol. 70, pp. 538-555.
- Ok, W. et P. Tergeist (2003), « Improving Workers' Skills: Analytical Evidence and the Role of the Social Partners », *OECD Social, Employment and Migration Working Paper*, n° 10, OCDE, Paris, juillet.
- Okun, A. (1981), *Prices and Quantities*, Brookings Institution, Washington, DC.
- Parent, D. (1999), « Wages and Mobility: The Impact of employer – Provided Training », *Journal of Labor Economics*, vol. 17, n° 2, pp. 298-317.
- Parsons, D.O. (1986), « The Employment Relationship: Job Attachment, Work Effort, and the Nature of Contracts », in O. Ashenfelter et R. Layard (dir. pub.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 2, pp. 789-848, North-Holland, Amsterdam.
- Siebert, H. (1997), « Labor Market Rigidities: At the Root of Unemployment in Europe », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, pp. 37-54.
- Soskice, D. (1994), « Reconciling Markets and Institutions: The German Apprenticeship System », in L.M. Lynch (dir. pub.), *Training and the Private Sector: International Comparisons*, NBER Series in Comparative Labor Markets, University of Chicago Press, Chicago.
- Stevens, M. (1994), « A Theoretical Model of On-the-Job Training with Imperfect Competition », *Oxford Economic Papers*, vol. 46, n° 4, pp. 537-562.
- Thurow, L.C. (1972), « Education and Economic Equality », *The Public Interest*, n° 28, pp. 66-82.
- Waldman, M. (1984), « Job Assignments, Signalling, and Efficiency », *Rand Journal of Economics*, vol. 15, pp. 255-267.
- Walsh, P.P. et C. Whelan (2003), « Employment Responses to Trade Liberalisation: Ireland's Industrial Development 1972-2000 », communication à la joint Upjohn Institute/William Davidson Institute Conference on Microeconomic Analyses of Labor Reallocation, Augusta, MI, août.
- Weiss, A. (1995), « Human Capital vs. Signalling Explanations of Wages », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, n° 4, pp. 133-154.
- Willis, R., R. Connelly et D. Degraff (2003), « The Future of Jobs in the Hosiery Industry », in E. Appelbaum, A. Bernhardt et R.J. Murnane (dir. pub.), *Low-Wage America*, Russell Sage Foundation, New York.