

La formation continue : une affaire familiale ? (*)

Vincent Lignon (**)

Existe-t-il un lien statistique entre les changements de situation familiale et l'accès à la formation continue ? Cet article cherche à répondre à cette question à partir d'une analyse empirique effectuée sur les enquêtes Emploi en continu de 2003 à 2012. Si les résultats montrent que les naissances sont associées à une diminution de la probabilité d'être formées pour les femmes, ils suggèrent que l'entrée des enfants dans le système scolaire constitue une opportunité permettant aux individus les plus diplômés d'accroître leur participation aux formations d'entreprise. Les mises en couple et séparations sont par ailleurs associées à des inégalités entre sexes dans l'accès aux formations : la rupture d'une union est négativement corrélée avec la probabilité de suivre une formation d'entreprise, notamment pour les femmes qui ont la garde de leurs enfants. Pour les formations proposées par un organisme de placement, majoritairement à destination des chômeurs, il semble que c'est moins la répartition de la garde des enfants que la situation professionnelle des conjoints au moment de la rupture qui importe.

La formation continue⁽¹⁾ des individus apparaît dans le débat public comme un des outils majeurs des politiques de l'emploi pour faire face à la montée du chômage et contribuer à une plus grande sécurisation des parcours professionnels (CERC, 2006 ; SEILLIER, 2007). Plusieurs réformes du système français ont ainsi eu lieu depuis le début des années 2000 ; toutes vont dans le sens d'une « individualisation » du droit à la formation, qui consiste à rendre les individus acteurs et responsables de leur formation tout au long de leur vie (DUBAR, 2008). Cette notion d'« empowerment » des individus (GAUTIÉ, PEREZ, 2010) est particulièrement présente dans la loi du 4 mai 2004 avec la mise en place du droit individuel à la formation (DIF) ou, plus récemment, dans la loi du 5 mars 2014 qui instaure le compte personnel de formation (CPF)⁽²⁾.

Les analyses qui cherchent à identifier les déterminants de l'accès à la formation sont donc plus que jamais d'actualité. Dans la mesure où les dispositifs visant à responsabiliser les individus ne sont véritablement efficaces que si ces derniers se les approprient réellement, il importe d'identifier les obstacles à la formation et les caractéristiques des individus les moins formés. L'analyse des déterminants de la formation a donné lieu à une vaste littérature, qui montre notamment que les taux d'accès les plus élevés concernent les individus les plus diplômés initialement et les plus stables sur le marché du travail (BLASCO *et al.*, 2009 ; FOURNIER, 2008). Certains travaux soulignent de plus que les politiques menées par les entreprises (entretiens, diffusion de l'information, présence d'un responsable de formation) ont un rôle non négligeable sur la participation des salariés (LAMBERT *et al.*, 2009).

Dans ce contexte, le rôle des changements intervenant dans la situation parentale (naissance, entrée des enfants à l'école) et conjugale des individus (mise en couple, séparation) – que nous nommerons *événements familiaux* – n'a jamais été analysé dans le cas français⁽³⁾. Se focaliser sur les déterminants familiaux de la formation continue n'est pourtant pas sans intérêt. Tout en rappelant que des précautions sont à prendre lorsque l'on appréhende un phénomène dans des contextes nationaux différents (MAURICE, 1989), on peut noter que, d'après une statistique d'Eurostat datant de 2007, les Européens déclarent que les contraintes familiales s'inscrivent comme le premier frein à la formation devant les contraintes professionnelles

(*) L'auteur tient à remercier Pierre Courtioux, Christine Erhel, Jean-Luc Outin, Corinne Perraudin, Coralie Perez, Anne Solaz, Olivier Thévenon ainsi que les rapporteurs anonymes de la revue pour leurs remarques et commentaires qui ont permis d'améliorer cet article. Il reste néanmoins seul responsable des erreurs qui peuvent subsister.

(**) Lors de la rédaction de cet article, Vincent Lignon était doctorant au Centre d'économie de la Sorbonne (CES, université Paris 1 Panthéon-Sorbonne) et à l'Institut national d'études démographiques (Ined). Il était également associé à l'Edhec Business School. Il occupe désormais un poste d'économiste à la Caisse nationale des allocations familiales (Cnaf) et est associé au CES ; vincent.lignon@cnaf.fr.

(1) Par formation continue, nous entendons ici l'ensemble des formations suivies, une fois les études initiales terminées.

(2) Le CPF a notamment pour objectif de « donner à chacun les moyens d'évoluer professionnellement et de sécuriser son parcours professionnel notamment en progressant d'au moins un niveau de qualification au cours de sa vie professionnelle » (p. 11 de l'accord national interprofessionnel [ANI] du 14 décembre 2013). Le CPF permet d'accumuler 150 heures de formation sur un compte dédié (contre 120 heures pour le DIF) qui peuvent être mobilisées, à l'initiative de l'individu, à tout moment de la carrière professionnelle pour entreprendre une formation. Contrairement au DIF, le CPF n'est pas attaché au contrat mais à la personne.

(3) À notre connaissance, seul Harry FRIEBEL (2008) dans le cas allemand analyse l'impact des naissances sur la formation des individus à partir d'une enquête de terrain.

et financières⁽⁴⁾. En France, Sébastien GOSSIAUX et Patrick POMMIER (2013) montrent à partir de l'enquête sur la *formation des adultes* (AES pour *Adult Education Survey*) de 2012 que les responsabilités familiales sont l'obstacle le plus cité par les individus (34% des cas). En outre, si on se réfère à la littérature plus large sur les liens entre comportements d'offre de travail et événements familiaux, de nombreux travaux pointent que les naissances (PAILHÉ, SOLAZ, 2007), la prise en charge des enfants par la collectivité (MOSCHION, 2012; THÉVENON, 2009) et les ruptures d'union (BONNET *et al.*, 2010) ont un impact important sur les trajectoires professionnelles des individus, et sont donc susceptibles d'influer sur les perspectives de formation.

L'objectif principal de cet article est ainsi de compléter l'analyse des déterminants de la formation continue, en examinant spécifiquement le lien statistique existant en France entre des changements observés de situation familiale et l'accès à des actions de formation. Pour ce faire, nous procédons en quatre temps. Dans un premier temps, nous fournissons une justification théorique à notre intérêt pour les événements familiaux et en déduisons les effets potentiellement attendus. Nous présentons ensuite la base de données et la méthode utilisées pour mener notre analyse. Dans un troisième temps sont exposés les résultats, à partir de régressions logistiques différenciées par sexe et par type de formation (formations d'entreprise / formations proposées par un organisme de placement). Enfin, nous concluons par quelques remarques sur la nature de cette relation et sur ses implications.

Dans quelle mesure les événements familiaux peuvent-ils influencer l'accès à la formation continue ?

Situation familiale et accès à la formation continue

Les travaux qui s'intéressent à l'influence de la situation parentale et conjugale des individus sur la participation à la formation continue sont relativement peu nombreux en France. Il est reconnu que les activités parentales représentent un poids considérable dans l'emploi du temps des ménages (EYDOUX *et al.*, 2006). Ainsi, on observe que les personnes qui ont des enfants se forment moins que les autres en raison de leurs contraintes domestiques (FOURNIER, SIGOT, 2009). C'est surtout la participation des femmes à la formation qui est affectée par la présence d'enfants dans le foyer (FOURNIER, 2001; FOURNIER, SIGOT, 2009; FLETCHER, 2002). En effet, se former implique de réorganiser son emploi

du temps. Dans la mesure où les femmes continuent d'assumer une large part des tâches domestiques, elles sont contraintes de se réorganiser dans un cas sur cinq lorsqu'elles suivent une formation, contre un cas sur dix pour les hommes⁽⁵⁾. Ces réorganisations, en plus d'être compliquées à gérer, peuvent s'avérer coûteuses (frais de garde) et conduire les femmes à renoncer à leur formation (FOURNIER, SIGOT, 2009). Toujours selon Christine FOURNIER et son coauteur, Jean-Claude SIGOT (2009), l'âge des enfants est également un facteur important de l'accès à la formation. Se former est plus difficile lorsque les enfants sont en bas âge : avoir des enfants de moins de 6 ans réduit, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité d'accéder à la formation.

À notre connaissance, il n'existe pas de travaux portant spécifiquement sur les liens entre situation conjugale et accès à la formation. Cette question est néanmoins abordée dans le cas français par Edwige CROCQUEY (1995), qui compare les pratiques de formation de la population des célibataires avec celles des individus mariés. Elle montre que ces derniers suivent plus de formations que la moyenne, même si elle note des différences selon les sexes⁽⁶⁾. Ainsi, entre janvier 1992 et mai 1993, 23,5% des hommes mariés se sont formés, contre 19,5% des femmes mariées. Parmi les hommes célibataires, 18% ont suivi une formation contre 20% des femmes célibataires. CROCQUEY (1995) souligne par ailleurs que les raisons qui conduisent les célibataires et les individus mariés à suivre des formations sont différentes. Libres de toutes responsabilités familiales, les célibataires peuvent trouver opportun de changer radicalement d'activité professionnelle : ils auront alors recours à des formations qui ont pour objectif d'effectuer une mobilité interne ou externe (changer de poste, d'entreprise). Les personnes en couple sont en revanche contraintes par leur situation et vont plutôt chercher à se former pour stabiliser leur position au sein de leur métier (amélioration des conditions de travail, de salaire, *etc.*).

Pourquoi s'intéresser aux événements familiaux ? Justifications théoriques d'une approche en termes de life course

Dans le contexte de la promotion de la formation tout au long de la vie et de l'individualisation du droit à la formation, nous avons souligné en introduction la nécessité de prendre en compte les facteurs qui, au cours de la trajectoire, peuvent jouer

(4) En 2007, 36,6% des Européens déclarent avoir renoncé à la formation pour des raisons familiales.

(5) Ces chiffres sont obtenus par Christine FOURNIER et Jean-Claude SIGOT (2009) sur la base de l'enquête *Formation continue* 2000 du Centre d'études et de recherches sur les qualifications (Céreq).

(6) Il convient néanmoins de signaler que, sur données américaines, James A. HECKMAN et Jeffrey A. SMITH (1999) aboutissent au résultat inverse. Taylor Shek-Wai HUI et Jeffrey A. SMITH (2002) soulignent, à ce titre, que les travaux disponibles sur le statut conjugal des individus n'aboutissent pas toujours à un consensus lorsque l'on adopte une démarche comparative.

sur la probabilité d'être formé. Pour analyser les déterminants des inégalités d'accès à la formation, il convient alors de privilégier un cadre théorique qui s'intéresse spécifiquement aux parcours individuels. Un tel cadre est fourni par l'*approche en termes de life course* (désormais ALC).

Cette approche a émergé dans les années 1960, au croisement de différents champs disciplinaires, de la sociologie, la psychologie, l'histoire, la démographie et de l'économie (ELDER, 1998). Elle est considérée aujourd'hui comme une perspective majeure pour comprendre la dynamique des trajectoires (BUTZ, TORREY, 2006). Son objectif principal est d'appréhender l'hétérogénéité des parcours individuels en mettant en évidence le rôle des déterminants institutionnels (environnement économique, normes sociales, cadre légal, etc.) sur les positions qu'occupent les individus au cours de leur vie (ANXO, ERHEL, 2008). Au travers de ses multiples développements, cette approche a débouché sur une série de principes communs et sur une carte conceptuelle permettant de mieux appréhender et décrire les parcours individuels (HUTCHISON, 2011).

L'*approche en termes de life course* accorde une place centrale aux événements biographiques, notamment lorsqu'il s'agit d'appréhender les inégalités de trajectoire (ELDER, 1985). En effet, les événements biographiques correspondent à des changements majeurs au cours de la vie (perte d'emploi, naissance d'un enfant, problèmes de santé, décès d'un proche, etc.) qui peuvent avoir des effets importants sur le court terme et le long terme par le biais de phénomènes de cumul (SETTERSTEN, MAYER, 1997)⁽⁷⁾. Dans cette perspective, que l'on dispose ou non d'informations complètes sur les biographies individuelles, l'analyse des événements (c'est-à-dire des changements de situation) est plus pertinente que celle des caractéristiques « stables » (c'est-à-dire observées à un moment du temps) pour comprendre les interactions entre les différentes positions occupées par les individus au cours de leur trajectoire (GIELE, ELDER, 1998).

L'analyse que nous proposons suit ce cadre théorique : les événements relatifs à la vie parentale et conjugale font partie intégrante des trajectoires et nous sommes donc fondés à penser qu'ils jouent un rôle sur les formations suivies au cours de la carrière. Notre perspective permet de compléter les résultats de FOURNIER (2009) sur l'inégal accès à la formation continue selon le nombre et l'âge des enfants. En effet, nous nous centrons ici sur des éléments plus précis de la vie parentale, en cherchant à appréhender dans quelle mesure l'arrivée d'un nouvel enfant,

la prise en charge des enfants par la collectivité (à 3 ans et 6 ans) et les modifications des contraintes domestiques qu'elles impliquent pour les hommes et les femmes sont corrélées avec la probabilité d'être formé. Notre démarche diffère également des travaux qui étudient les pratiques de formation des individus célibataires et mariés. Par rapport à CROCQUEY (1995), nous cherchons à questionner le rôle spécifique joué par la mise en couple et la séparation. Ces événements clés de la vie conjugale engendrent en effet des bouleversements importants dans les contraintes temporelles et budgétaires des individus (perte de revenu immédiate, etc.) qui peuvent affecter de façon immédiate leur comportement d'offre de travail et de participation à la formation (cf. *infra*). Enfin, conformément à l'objectif de l'ALC qui est de considérer la diversité des statuts individuels, notre analyse porte sur une population large : nous nous intéressons aux individus quelle que soit leur situation sur le marché du travail, contrairement à FOURNIER (2009) dont le travail porte uniquement sur les salariés.

Effets potentiels des événements familiaux

En amont de notre travail empirique, nous tentons ici d'identifier des mécanismes causaux potentiels afin de montrer de quelle manière les changements intervenant dans la famille sont susceptibles d'avoir un impact sur l'accès à la formation continue. Nous ne pourrions tester spécifiquement la réalité de ces mécanismes, mais cette étape fournit des éléments d'interprétation et de cadrage à l'analyse statistique effectuée dans la suite de l'article. Pour ce faire, nous nous appuyons sur les travaux évoqués précédemment (FOURNIER, SIGOT, 2009 ; FOURNIER, 2001 ; CROCQUEY, 1995) ainsi que sur des articles traitant spécifiquement de l'effet des événements familiaux sur l'offre de travail⁽⁸⁾.

Hypothèses sur les mises en couple et les ruptures d'union

Pour poser des hypothèses sur le rôle des mises en couple et des ruptures d'union, reprenons les arguments avancés par Carole BONNET et ses coauteurs (2010) dans leur article sur les liens entre séparation et trajectoire professionnelle. La formation d'une union a théoriquement deux effets économiques principaux : i) elle desserre la contrainte budgétaire des individus (mutualisation des revenus des conjoints) ; ii) elle engendre une répartition des tâches domestiques qui peut libérer un surcroît de temps disponible

(7) Par exemple, pour un individu, la perte d'un emploi se traduit potentiellement par une perte immédiate de revenu et peut se répercuter, *via* des phénomènes cumulatifs, sur les transitions professionnelles futures compte tenu de son éloignement plus ou moins temporaire du marché du travail.

(8) Bien qu'offre de travail et participation à la formation ne renvoient pas exactement aux mêmes logiques, la formation continue entretient des liens étroits avec la situation professionnelle des individus (DUBAR, 2004). Non seulement dépend-elle des positions occupées sur le marché du travail mais elle est également un moyen pour les individus d'accumuler du capital humain afin d'augmenter leur salaire ou d'adapter leurs compétences à un poste spécifique dans le cadre d'une reprise d'activité.

pour les individus. Dans ce cadre, la mise en couple a potentiellement une influence positive sur l'accès à la formation dans la mesure où elle permet de libérer des créneaux horaires qui peuvent être utilisés pour se former et diminue les contraintes financières qui pèsent sur les individus, favorisant ainsi le recours à des formations dont le suivi peut s'avérer coûteux (DUBOIS, FOURNIER, 2014 ; GOSSIAUX, POMMIER, 2013). En prenant les arguments inverses, on peut penser que la séparation aura l'effet opposé. Le rôle joué par la séparation peut néanmoins dépendre des ressources propres dont dispose l'individu. Si celles-ci sont faibles au moment de la rupture de l'union (c'est par exemple le cas des personnes sans emploi), on peut imaginer que l'individu sera incité à se former pour augmenter son salaire ou se représenter sur le marché du travail avec un niveau de capital humain plus élevé. Les effets de la mise en couple et de la séparation peuvent également varier en fonction de la répartition de la garde des enfants entre les ex-conjoints : les individus qui se séparent et conservent la garde de leurs enfants doivent consacrer plus de temps aux tâches domestiques, ce qui constitue un obstacle à leur participation à des actions de formation. Enfin, en raison de la spécialisation, de fait, des rôles des conjoints au sein du couple, les changements intervenant dans la situation conjugale des individus peuvent avoir des effets différenciés selon les sexes. Dans le cadre du modèle de « Monsieur Gagnepain⁽⁹⁾ », la mise en couple peut limiter l'accès à la formation des femmes avec un effet opposé pour les hommes. Inversement, la séparation peut libérer du temps pour les femmes afin qu'elles puissent se former, et constituer une contrainte supplémentaire pour les hommes, qui ne bénéficient plus d'une prise en charge des tâches domestiques par leur conjointe.

Hypothèses sur les naissances

Compte tenu des résultats obtenus par FOURNIER (2009 ; 2001), on peut penser que l'arrivée d'un nouvel enfant dans le foyer est associée à une diminution de la probabilité d'être formé, en particulier pour les femmes. Si on s'intéresse plus généralement à la littérature théorique sur l'offre de travail, la naissance d'un enfant a deux effets : i) un effet revenu dû au fait que l'enfant consomme une part de revenu du ménage (assimilable à une baisse du revenu salarial), ce qui incite les individus à accroître leur participation au marché du travail ; et ii) un effet de substitution, lié au coût de la garde extérieure des enfants qui peut conduire à un retrait du marché du travail. Les individus sont alors confrontés à l'arbitrage suivant : travailler pour compenser le coût induit par les enfants (consommation, *etc.*) ou arrêter leur activité professionnelle

(9) Ce modèle renvoie à une spécialisation sexuée au sein du couple : les femmes ont tendance à assurer les tâches domestiques tandis que le rôle des hommes est plutôt de garantir un revenu au foyer (BARRÈRE-MAURISSON *et al.*, 2001).

pour économiser le coût de la garde. Cet arbitrage est étroitement lié à la répartition des tâches domestiques entre femmes et hommes. En effet, plusieurs travaux empiriques montrent que l'arrivée d'un enfant est préjudiciable pour la carrière des femmes (interruption d'activité et baisse des salaires) tandis qu'elle joue peu – voire positivement – sur celle des hommes (MEURS, PONTHEUX, 2000). La persistance du modèle de « Monsieur Gagnepain » constitue la principale explication de ces inégalités⁽¹⁰⁾, les femmes les moins diplômées étant les plus désavantagées de ce point de vue (PAILHÉ, SOLAZ, 2007). On peut penser par analogie que, parallèlement à une naissance, les hommes pourraient avoir davantage recours à la formation pour conforter leur position sur le marché du travail (réinsertion pour les individus hors emploi, promotion pour les individus en emploi) et accroître ainsi le revenu du ménage. Compte tenu du rôle familial qu'elles assument, l'effet contraire est envisagé pour les femmes⁽¹¹⁾, en particulier pour celles disposant des niveaux d'éducation initiale les plus faibles.

Hypothèses sur l'entrée des enfants à l'école maternelle et primaire

La prise en charge des enfants par la collectivité à partir d'un certain âge (entrée à l'école maternelle ou primaire) peut également jouer sur les comportements de formation et expliquer le fait que la probabilité d'accès est d'autant plus faible que les enfants sont jeunes. Dans la littérature sur l'offre de travail, certains auteurs (THÉVENON, 2009 ; ANXO *et al.*, 2007) soulignent que l'accueil des enfants en milieu scolaire est positivement corrélé avec l'activité des individus (surtout celle des femmes) par le biais d'un allègement de leurs contraintes familiales et des coûts associés à la garde (diminution de l'effet substitution)⁽¹²⁾. On peut donc penser que l'entrée des enfants à l'école maternelle ou primaire engendre une plus grande participation à la formation. Il est toutefois envisageable que cette prise en charge n'ait pas les effets escomptés. Elle peut générer de nouvelles contraintes (conduire les enfants à l'école, *etc.*) ou ne pas offrir de compensations suffisantes en termes de temps disponible (CROCQUEY, 1995). En outre, elle peut ne pas avoir d'effet pour les individus en emploi qui doivent déjà avoir trouvé un mode de garde, excepté si la formation se déroule hors du temps de travail, soit dans 15 % des cas selon

(10) La naissance d'un enfant nécessite des ajustements qui reposent dans la plupart des cas sur les femmes.

(11) Dans le cas allemand, FRIEBEL (2008) observe que les hommes déclarent recourir davantage à la formation continue pour augmenter leur revenu lorsque survient une naissance. À l'inverse, les femmes déclarent ne plus avoir assez de temps pour recourir à la formation lorsqu'elles sont confrontées à ce type d'événement.

(12) Les femmes qui ont arrêté de travailler suite à une naissance prévoient par exemple de reprendre leur travail dès que leur enfant aura atteint trois ans (MÉDA *et al.*, 2003).

GOSSIAUX et POMMIER (2013)⁽¹³⁾. Au même titre que les naissances, des effets différenciés ou contraires sont possibles selon le sexe et le niveau de diplôme. En effet, sur la question de la préscolarisation, Julie MOSCHION (2012) montre que l'effet causal de la prise en charge des enfants par la collectivité sur l'offre de travail est faible et concerne uniquement les femmes diplômées du supérieur ayant plus de deux enfants. L'effet sur l'offre de travail des pères est positif, mais d'ampleur limitée dans la mesure où leur taux d'activité est déjà très élevé.

Les hypothèses que nous avons formulées ne sont pas exhaustives et doivent être appréhendées comme des pistes d'interprétation que nous utiliserons lors de la présentation de nos résultats empiriques. En outre, les analyses présentées ici suivent principalement une entrée individuelle, du point de vue de l'offre de travail. La participation à la formation continue est pourtant fortement conditionnée par l'accord et la volonté des financeurs de la formation (entreprises, organismes de placement, etc.), ce qui invitera à des travaux prenant en compte le rôle des autres acteurs de la formation professionnelle (par exemple avec des données couplées salarié-employeur). Cela étant, indépendamment des perspectives de formation offertes par les entreprises mais en fonction de leurs contraintes familiales et de leur projet de vie, les individus disposent d'une certaine latitude pour accepter ou refuser des formations, pour effectuer (ou non) des démarches auprès de leur entreprise ou d'un organisme de placement afin de se former.

Source et méthode

Si les changements de situation familiale et l'accès à la formation continue sont susceptibles d'être liés, encore faut-il le prouver empiriquement. Cette section a pour objectif de présenter la source que nous mobilisons afin d'obtenir des informations sur la participation des individus à la formation et les événements familiaux qu'ils rencontrent, puis la méthode empirique à laquelle nous avons recours.

Exploitation des enquêtes *Emploi en continu de 2003 à 2012*

Plusieurs sources portent sur la participation des individus à la formation continue. Les plus couramment utilisées sont les enquêtes *Formation et qualification professionnelle (FQP 1964, 1970, 1977, 1985, 1993 et 2003)* et les enquêtes

Formation continue (FC 2000 et FC 2006)⁽¹⁴⁾. Si ces enquêtes fournissent des informations précises sur la formation (épisodes de formation, perception des individus, etc.) et la situation familiale des individus, le nombre d'observations composant leur échantillon paraît insuffisant pour croiser les deux événements relativement rares que sont les changements familiaux et l'accès à la formation⁽¹⁵⁾.

Dans cet article, nous avons donc recours à une enquête originale sur le sujet : l'enquête *Emploi en continu (EEC)*. L'EEC est produite par l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) depuis 2003 et donne lieu à une publication annuelle. Son échantillon est représentatif des individus âgés de plus de 15 ans habitant en France métropolitaine. Il s'agit d'un échantillon rotatif renouvelé d'un sixième chaque trimestre : les individus appartenant à un logement tiré dans l'enquête sont ainsi interrogés sur six trimestres consécutifs⁽¹⁶⁾.

Afin de mener notre analyse, nous compilons les EEC disponibles pour la période 2003-2012. Par rapport à notre problématique, cette compilation des vagues d'enquête présente deux avantages majeurs. Tout d'abord, elle permet de reconstruire les parcours individuels au fil des interrogations et de mettre en regard les épisodes de formation et les événements familiaux rencontrés par chaque individu. Deuxièmement, contrairement aux enquêtes FQP, FC et à l'AES, l'horizon temporel de neuf ans des EEC 2003-2012 permet d'identifier des relations qui ne se limitent pas à une année donnée, ne sont donc pas dépendantes d'une éventuelle conjoncture spécifique, et se basent sur un nombre important d'observations.

Pour mettre en parallèle les événements familiaux et l'accès à la formation continue, nous choisissons de retenir pour nos estimations la fenêtre d'observation des individus la plus large possible (cf. *infra*), soit quinze mois⁽¹⁷⁾. Sur ce point, nous

(14) Parmi les travaux ayant exploité ces sources, citons BLASCO *et al.* (2009) et CRÓCQUEY (1995) pour FQP ; LAMBERT *et al.* (2009), FOURNIER (2001, 2008, 2009), PEREZ et THOMAS (2005) pour FC 2000 et FC 2006. Plus récemment, l'enquête sur l'éducation des adultes a pris le relais des enquêtes FC. Elle constitue une nouvelle source sur la formation continue qui s'inscrit dans le cadre de l'enquête *Adult Education Survey 2011-2012* conduite par Eurostat.

(15) L'enquête FC 2006 porte sur 16 500 individus, FQP sur près de 40 000 individus et l'enquête AES sur 14 000 individus, ce qui paraît relativement faible sachant que les éléments que nous analysons ne concernent qu'une petite fraction de la population, notamment les changements relatifs à la situation conjugale (cf. *infra*).

(16) À titre d'exemple, un individu interrogé pour la première fois au 1^{er} trimestre de l'EEC 2007, sera, s'il ne quitte pas le logement, réinterrogé aux 2^e, 3^e et 4^e trimestres de 2007, et aux 1^{er} et 2^e trimestres de l'EEC 2008.

(17) S'il est théoriquement possible de reconstruire les parcours de formation sur dix-huit mois *via* l'information rétrospective, ceci n'est pas le cas pour toutes les variables (notamment les variables familiales).

(13) Il est néanmoins possible que, même si la formation se déroule sur le temps de travail, le lieu de formation diffère du lieu habituel dans lequel l'individu exerce son activité impliquant ainsi des réorganisations importantes (temps de trajet, etc.). À titre indicatif, selon GOSSIAUX et POMMIER (2013), 16% des renoncements sont dus à l'éloignement du lieu de formation.

faisons l'hypothèse selon laquelle les interrelations entre formation continue et transitions familiales s'inscrivent durablement dans l'organisation des calendriers individuels, et supposons l'existence d'effets d'anticipation (formation en amont d'une naissance ou d'une séparation pour augmenter son salaire, *etc.*). Une fenêtre limitée à trois mois ou six mois nous paraît par conséquent trop restreinte pour identifier les relations que nous cherchons à mettre en évidence⁽¹⁸⁾. Dans notre échantillon, nous ne conservons donc que les individus qui participent aux six interrogations de l'*EEC*⁽¹⁹⁾. Nos analyses portent plus précisément sur l'ensemble des individus âgés de 18 à 54 ans ayant terminé leur éducation initiale depuis plus d'un an. En effet, nous souhaitons rester en cohérence avec notre perspective théorique, dont l'objectif est de tenir compte de la diversité des positions que peuvent occuper les individus (en emploi et hors emploi). Les événements familiaux étant assez rares pour les individus les plus âgés, nous préférons les exclure de notre analyse⁽²⁰⁾. Ainsi, en nous centrant sur cette population, nous disposons d'une base de données de 158 114 individus (81 705 femmes et 76 409 hommes).

À partir de cette base, nous cherchons à déterminer si les individus ont connu un changement dans leur situation conjugale ou parentale au cours des quinze mois de l'enquête et s'ils ont participé à une formation (voir encadré). Nous identifions les événements familiaux suivants : mise en couple, séparation⁽²¹⁾, naissance d'un enfant, sortie des enfants de la très petite enfance (passage à l'âge de 3 ans) et sortie des enfants de la petite enfance (passage à l'âge de 6 ans). Dans l'*EEC*, ne disposant pas de variable sur la prise en charge des enfants par le système éducatif, nous utilisons les informations sur l'âge des enfants comme indicateur (partiel) de leur entrée à l'école maternelle et primaire. Dans notre échantillon, sur l'ensemble de la période et pour l'ensemble des individus de 18 à 54 ans donc, les mises en couple et séparations concernent (chacune) 1 % des individus, les naissances 5,3 %, les sorties de la très petite enfance 6,4 % et les sorties de la petite enfance 6,7 %. Hormis une sous-estimation de la proportion d'événements conjugaux liée à la constitution de notre échantillon (*cf. infra*),

(18) Notons que retenir une fenêtre de douze mois modifie peu les coefficients estimés.

(19) Certains individus ne répondent pas aux six interrogations car ils ont quitté le logement ou sont partiellement interrogés sur des années de l'*EEC* non disponibles (2013 notamment). Nous les excluons de notre base de données sachant que leurs caractéristiques (notamment l'âge) peuvent différer de celles des individus que nous conservons (*cf. annexes, tableau A1*).

(20) Au-delà de 54 ans, moins de 0,04 % des individus sont concernés par une naissance. Il en va de même pour les individus dont un enfant atteint 3 ans (0,1 %) ou 6 ans (0,13 %).

(21) Conformément à nos hypothèses (*cf. supra*), nous tentons également d'identifier le statut du conjoint au moment de la mise en couple ou de la séparation (en emploi / sans emploi) et si l'individu conserve la garde des enfants suite à une rupture d'union.

les chiffres que nous obtenons, notamment sur les taux de fécondité par âge, sont cohérents avec les statistiques de l'état civil de l'Insee (BEAUMEL, PLA, 2012).

Nous distinguons par ailleurs deux types de formations : les formations d'«entreprise» et les formations proposées par un organisme de placement⁽²²⁾. Si les *EEC* 2003-2012 permettent de différencier plus de deux types de formation, les modalités de la variable «type de formation» varient d'une année sur l'autre⁽²³⁾. Nous avons donc dû effectuer un arbitrage entre limiter l'échantillon aux années pour lesquelles les modalités de la variable «type de formation» sont stables et retenir un horizon temporel large en construisant des variables de formation pouvant être exploitées sur la période 2003-2012. Pour des raisons de robustesse des résultats (horizon temporel large, nombre d'observations), notre choix s'est porté sur la seconde option. Nous avons alors opté pour la classification des formations la plus cohérente possible. Les formations d'«entreprise» et les formations proposées par un organisme de placement, telles que nous les définissons, ciblent effectivement des publics bien différenciés du point de vue de leur rapport à la formation professionnelle (individus en emploi / hors emploi). Elles renvoient de plus à des objectifs distincts (adaptation au poste pour les premières / réinsertion pour les secondes) et divergent fortement en termes de durée (voir encadré). Dans notre échantillon, le taux d'accès aux formations d'entreprise est de près de 23 % tandis que celui d'accès aux formations proposées par un organisme de placement est de 2,3 %. Ces proportions portent sur l'ensemble des individus (salariés du privé et du public, chômeurs, indépendants et inactifs) âgés de 18 à 54 ans ayant terminé leur formation initiale : elles peuvent donc s'écarter des grandeurs fournies par certains travaux⁽²⁴⁾.

(22) Nous excluons de l'analyse deux catégories de formations qu'il est possible de repérer à partir de l'*EEC* : le CIF (congé individuel de formation), qui ne concerne que trop peu d'observations, et les formations suivies à titre personnel et non financées par l'employeur, dans la mesure où il est difficile d'identifier leurs modalités institutionnelles avec certitude (reprise d'études non financées, formations informelles, *etc.*). Les deux types de formations retenus dans notre analyse représentent néanmoins près de 80 % des formations suivies par les individus âgés de 18 à 54 ans ayant terminé leur formation initiale depuis plus d'un an.

(23) *Cf. annexes, tableau A2*.

(24) Notamment de celles issues de l'enquête *FC* 2006 qui s'intéressent principalement aux salariés âgés de 18 à 64 ans. Si nous retenons un champ similaire à cette enquête, nous aboutissons à des résultats proches. De même, les taux d'accès que nous obtenons sont cohérents avec ceux qu'il est possible de calculer, pour ces catégories de formation, à partir des sources administratives (DIRECTION DU BUDGET, 2013).

Encadré

Construction des variables sur la formation continue et les événements familiaux dans l'EEC**Reconstruire les épisodes individuels de formation au cours des quinze mois de l'enquête**

Pour reconstruire les épisodes de formation, nous utilisons les variables FC5D «Avez-vous suivi une formation au cours des trois derniers mois ?» et FORTYP «Quel type de formation avez-vous suivi au cours des trois derniers mois ?» de l'EEC. Nous retenons les personnes qui ont participé aux six interrogations de l'enquête et déterminons, à chacune de ces interrogations, si elles ont eu accès ou non à la formation et le type de dispositif auquel elles ont participé. Nous compilons ces informations et déterminons un parcours de formation sur quinze mois pour chaque individu.

Les types de formation pris en compte

Formations d'entreprise (FENTR) : nous incluons dans cette catégorie les formations proposées par l'employeur, qui peuvent être identifiées dans toutes les EEC pour la période 2003-2012. Ces formations sont généralement regroupées sous la dénomination de « plan de formation ». Financées directement ou indirectement (*via* des organismes collecteurs) par l'employeur, elles visent à assurer l'adaptation du salarié à son poste de travail et à développer ses compétences. Elles sont généralement de courte durée (30 heures en 2009 selon les déclarations fiscales n° 2483) et ont pour objectif une mobilité en interne (CYTERMANN, WANECQ, 2010). À partir de 2007, nous intégrons également dans cette catégorie le droit individuel à la formation (DIF). En effet, si le DIF est un dispositif à l'initiative des individus, on remarque qu'il est la plupart du temps mobilisé dans le cadre des formations prévues par le plan de formation⁽²⁵⁾. Sur la base de l'enquête FC 2006, nous estimons que 48 % des DIF sont à l'initiative de l'employeur, auxquels on peut ajouter 38 % qui, certes, sont suivis à l'initiative du salarié, mais dans le cadre des formations déjà prévues par l'employeur. Le DIF n'est par ailleurs que peu mobilisé par les salariés (6,5 % des salariés y ont accédé en 2010 selon le Projet de loi de finances 2012 pour une durée moyenne légèrement supérieure à 20 heures) ce qui suggère que ce dispositif ne demeure qu'un droit « formel » : son existence « ne modifie pas fondamentalement les relations professionnelles » (DESCAMPS, 2012, p. 4).

Formations proposées par un organisme de placement (FPLAC) : elles s'adressent prioritairement aux demandeurs d'emploi et ont pour objectif de préparer une réinsertion sur le marché du travail. Elles ont par ailleurs des durées longues et sont principalement financées par des fonds publics.

Les FENTR et les FPLAC s'adressent à des publics bien distincts : 99,1 % des individus qui accèdent aux FENTR sont des actifs occupés et 79,29 % des individus qui s'inscrivent aux FPLAC sont des chômeurs ou des inactifs. Bien que la variable de durée de formation présente dans l'EEC soit mal renseignée et peu adaptée à une analyse individuelle, on notera qu'en moyenne, les FENTR durent 34 heures et les FPLAC 198 heures.

Identifier la survenue des événements familiaux au cours des quinze mois de l'enquête

Mise en couple, séparation : pour identifier les changements dans la situation conjugale des individus, nous comparons la situation conjugale des individus (variable COHAB : «Vivez-vous en couple ?») à chaque interrogation. Lorsque ces événements surviennent, nous identifions la situation professionnelle courante du conjoint (c'est-à-dire au moment de la mise en couple ou de la rupture) à partir de l'identifiant ménage (IDENT) et de l'identifiant du conjoint (NOICON). Si l'EEC ne permet pas d'appréhender précisément les modalités de répartition de la garde des enfants, elle permet de repérer si les enfants vivent toujours dans le logement après la rupture de l'union. Dans ce cadre, nous tentons d'identifier si l'individu conserve la garde des enfants de moins de 6 ans suite à une séparation à partir des variables EM1 (présence d'enfants de la personne dans le logement) et NBENF6 (nombre d'enfants de moins de 6 ans dans le logement). Dans notre échantillon, 75 % des femmes qui se séparent ont la garde de leurs enfants, ce qui est proche de ce que trouve Arnaud RÉGNIER-LOILIER (2013), qui estime que dans 7 cas sur 10, la garde est fixée chez la mère.

Naissance : dans l'EEC, il n'est pas possible de distinguer une naissance de la présence nouvelle, dans le foyer, de l'enfant du conjoint. Nous faisons donc l'hypothèse que le temps consacré à l'enfant est le même dans les deux cas. Nous identifions une naissance lorsque le nombre d'enfants de moins de 18 mois à la Nième interrogation est supérieur au nombre d'enfants de moins de 18 mois à n-1^e. Pour capter les situations où un enfant naît et qu'un autre atteint 18 mois, nous effectuons un contrôle par le nombre d'enfants de moins de 3 ans.

Sortie des enfants de la très petite et de la petite enfance : nous calculons le nombre d'enfants de moins de 3 ans et moins de 6 ans pour les six interrogations. Si le nombre observé à la Nième interrogation est inférieur au nombre observé à la n-1^e (excepté dans le cas où il y a une naissance), nous créons une indicatrice de sortie de la très petite enfance ou de la petite enfance.

(25) Dans son discours du 16 octobre 2013 sur le compte personnel de formation, le ministre du Travail alors en place, Michel Sapin, fait référence à cette substitution : « [Le compte personnel de formation] ne doit pas s'enliser dans les mêmes écueils que le DIF. Le DIF ne bénéficiait pas d'un financement dédié. Les formations initiées dans ce cadre étaient trop souvent des actions relevant du plan de formation [à l'initiative de l'employeur]. Le compte personnel de formation doit bénéficier d'un financement spécifique afin de ne pas être dégradé et rabattu sur d'autres dispositifs » (Source : <http://discours.vie-publique.fr/notices/133002401.html>; consultée le 27 novembre 2015).

Avant de détailler notre méthode d'analyse, signalons deux limites principales à l'utilisation de l'*EEC*. Tout d'abord, cette source n'est pas aussi précise sur les variables de formation que ne le sont les enquêtes *FC* et *AES* (l'*EEC* ne permet pas, par exemple, de rendre compte des besoins de réorganisation, de l'absence ou non d'entretien préparant la formation, *etc.*). Pour pallier cette lacune, nous avons mobilisé, quand cela était nécessaire, les travaux utilisant ces enquêtes afin de préciser nos résultats⁽²⁶⁾. Deuxièmement, nous avons effectué une sélection particulière au sein de notre base : en ne retenant que les personnes qui répondent aux six interrogations, nous avons exclu par définition celles qui déménagent lorsqu'elles se séparent ou se mettent en couple⁽²⁷⁾. Sur ce point, il est toutefois important de noter qu'il n'y a pas de raison de penser que les comportements de formation des individus que nous avons écartés diffèrent fortement de ceux que nous avons conservés⁽²⁸⁾.

Méthode d'analyse

Notre stratégie consiste à estimer des modèles logistiques expliquant «toutes choses égales par ailleurs» la probabilité d'accéder à une formation continue sur les quinze mois d'observation en fonction de la survenue des événements familiaux durant cette même période. Compte tenu des éléments évoqués précédemment, nous menons des estimations séparées par sexe et par type de formation (formations d'entreprises / formations proposées par un organisme de placement). De même, au regard des hypothèses que nous avons formulées, plusieurs croisements sont estimés pour les événements familiaux. Un premier modèle (modèle 1) différencie les événements conjugaux (mise en couple, séparation) selon la situation professionnelle du conjoint et les événements relatifs à la situation parentale (naissance, sortie des enfants de la très petite enfance et petite enfance), selon le niveau de diplôme (diplôme de niveau baccalauréat et inférieur / diplôme du supérieur). Un deuxième

modèle (modèle 2) introduit un croisement entre la séparation et le fait que l'individu conserve ou non la garde d'enfants de moins de 6 ans⁽²⁹⁾. Un troisième modèle (modèle 3) croise la séparation avec la situation du conjoint au moment de la rupture et la garde des enfants de moins de 6 ans⁽³⁰⁾.

Les estimations sont contrôlées par plusieurs déterminants classiques de l'accès à la formation : l'âge, le niveau de diplôme, la situation professionnelle (dimension croisant statut d'activité, ancienneté, temps de travail et contrat), la catégorie socioprofessionnelle (CSP), le secteur d'activité, la taille de l'établissement⁽³¹⁾, le pays de naissance, le taux de chômage de la région de résidence⁽³²⁾ et la situation familiale (dimension croisant situation parentale, conjugale et statut d'activité du conjoint). Ces variables correspondent à la position des individus à la première interrogation. Nous contrôlons également des transitions professionnelles qui peuvent survenir durant la fenêtre d'observation et jouer sur la probabilité d'être formé : les changements de fonction et d'employeur, la perte et la reprise d'un emploi.

Comme nous l'avons souligné, les formations d'entreprise et les formations proposées par un organisme de placement sont révélatrices du type de public bénéficiaire (voir encadré). De fait, un découpage par statut d'activité (actifs, chômeurs, *etc.*) ne nous est pas apparu pertinent : en estimant des régressions par statut d'activité (individus en emploi / individus hors emploi à la première interrogation), on remarque que les coefficients varient peu par rapport aux régressions par type de formation, notamment pour les événements familiaux (la correspondance entre type de formation et statut d'activité semble de ce point de vue respectée); par ailleurs, contrairement à un découpage par statut d'activité qui se baserait sur la position des individus à la première interrogation, estimer nos régressions par type de formation permet de cerner indirectement la situation professionnelle des individus au moment de la formation.

Il convient de souligner les potentiels reports d'actions de formation que nous ne pouvons *a priori* pas saisir à partir de notre fenêtre d'observation : les femmes qui deviennent mères et se retirent du marché du travail sont susceptibles de reporter leur projet de formation à une période ultérieure au cours de laquelle elles envisageront de réintégrer le

(26) Notamment ceux de GOSSIAUX et POMMIER (2013) et de FOURNIER (2009).

(27) Cette sélection conduit à une sous-estimation de la part des événements conjugaux. À partir de calculs sur la part agrégée d'individus en couple à chaque âge, il est possible d'estimer un taux de mise en couple annuel qui ne serait pas affecté par cette sélection. Pour fournir un ordre de grandeur, on peut estimer ce taux dans une fourchette allant de 1,5 à 2 % de la population des individus de plus de 18 ans (contre 0,8 % pour l'*EEC*).

(28) En contrôlant par les individus entrant dans l'*EEC* en cours d'enquête (c'est-à-dire les individus qui ont déménagé dans une aire de l'enquête), on remarque que les personnes qui déménagent ont des taux d'accès plus élevés que les autres et sont davantage sujettes à des mobilités professionnelles. Si les causes des déménagements ne sont pas connues, on observe cependant que cet écart masque essentiellement un effet d'âge. En contrôlant par l'âge, la différence de taux d'accès à la formation entre les deux populations devient faible (10,67 % des 18-54 ans qui déménagent accèdent à la formation au cours du trimestre contre 10,01 % pour ceux qui ne déménagent pas).

(29) Nous choisissons de nous centrer sur les enfants de moins de six ans car les contraintes domestiques sont particulièrement fortes en présence de jeunes enfants (FOURNIER, 2009).

(30) Pour les modèles 2 et 3, les variables sur la mise en couple et les événements relatifs à la situation parentale sont identiques à celles du modèle 1.

(31) Pour les inactifs et les chômeurs, la CSP, le secteur d'activité et la taille de l'établissement correspondent à ceux du dernier emploi occupé.

(32) Imputé par année et trimestre d'interrogation sur la base des données de l'Insee sur les taux de chômage localisés.

marché du travail. Toutefois, si ces effets de reports existent et coïncident avec l'entrée des enfants à l'école maternelle ou primaire, nos régressions permettent de les repérer en partie au travers des effets « sortie de la très petite enfance » et « sortie de la petite enfance »⁽³³⁾.

Globalement, nos estimations consistent à évaluer si le fait de suivre une formation sur les quinze mois d'observation est significativement associé à un changement de situation familiale sur cette même période, et ce, au-delà des effets transitant par divers déterminants de la formation continue et en différenciant nos régressions par sexe et par type de formation. Dans la section suivante, nous présentons les résultats que nous obtenons.

Résultats

Comme le suggère notre cadrage théorique et empirique, nos estimations montrent que les changements de situation familiale et l'accès à la formation sont corrélés « toutes choses égales par ailleurs ». Conformément à nos hypothèses, nous mettons en lumière des coefficients différenciés selon le sexe et le type de formation.

Avant d'approfondir ces constats généraux, notons que les résultats que nous obtenons sur les déterminants « classiques » sont cohérents avec ceux de la littérature (notamment BLASCO *et al.*, 2009 ; LAMBERT *et al.*, 2009 ; FOURNIER, 2008)⁽³⁴⁾. Par exemple, pour les formations d'entreprise, nous observons que les probabilités d'accès les plus élevées concernent les diplômés du supérieur, les statuts d'activité les plus stables, les cadres et les professions intermédiaires, les grandes entreprises et les secteurs de l'énergie et de la finance (cf. LAMBERT *et al.*, 2009). Au même titre que CROCQUEY (1995), nous observons qu'être parent et en couple est associé à une diminution de la probabilité d'accès des femmes à la formation. À l'inverse, les pères en couple avec enfant semblent participer davantage à la formation. Compte tenu du nombre d'observations disponibles dans notre échantillon, nous pouvons en outre préciser certaines corrélations, notamment celles relatives au niveau de diplôme. Le découpage habituellement retenu par les travaux empiriques sur la participation à la formation montre que l'effet du diplôme

n'est pas strictement hiérarchique dans le sens où les coefficients associés à la catégorie des « bac + 2 » sont supérieurs à celui des « bac + 3 et plus »⁽³⁵⁾. L'analyse plus fine que permet de mener l'EEC révèle que, parmi les « bac + 2 », ce sont les titulaires d'un BTS, d'un DUT/DEUST⁽³⁶⁾ et d'un diplôme paramédical (uniquement pour les femmes) qui ont des probabilités d'accès aux formations d'entreprise plus importantes que les titulaires d'une licence, d'un bac + 4 ou d'un diplôme d'école de commerce. Enfin, nos estimations mettent en évidence une forte relation entre transitions professionnelles et accès à la formation : tandis qu'intégrer un emploi ou changer de fonction est positivement corrélé avec l'accès aux formations d'entreprise (formation au poste, *etc.*), la perte d'un emploi est associée à une probabilité importante d'accéder à des formations proposées par un organisme de placement.

Pour analyser spécifiquement l'influence des événements familiaux, nous nous centrons dans un premier temps sur le rôle de la mise en couple et de la séparation puis, dans un second temps, sur les changements relatifs à la situation parentale des individus. Une troisième sous-section est consacrée à une discussion sur le statut causal de nos résultats.

Changement de situation conjugale et accès à la formation

Concernant les formations d'entreprise (voir tableau 1), nos estimations montrent que la mise en couple est positivement corrélée avec la probabilité d'accès à la formation mais uniquement lorsqu'elle a lieu avec un conjoint en emploi. Ce constat vaut quel que soit le sexe avec des *odds ratio* égaux à 1,5 pour les femmes et 1,38 pour les hommes. Compte tenu de la non-significativité de la mise en couple avec un conjoint hors emploi, on pourrait donc penser, par rapport aux hypothèses que nous avons posées précédemment, que la relation entre mise en couple et accès à la formation continue dépend davantage de la diminution de la contrainte budgétaire due à la mutualisation du revenu au sein du foyer que du partage du temps entre les conjoints.

(33) Les individus dont un enfant atteint 3 ans ou 6 ans ont en effet été concernés par une naissance précédemment. Le même type d'argument est avancé par ANXO *et al.* (2007) qui étudient, en se situant dans le cadre de l'*approche en termes de life course*, les liens entre comportements d'activité et situation familiale sur données transversales. Pour saisir la diversité des positions occupées par les individus au cours de la trajectoire et leur effet sur l'offre de travail, leur stratégie consiste à utiliser des catégories observées en coupe qui correspondent à des phases « clés » de la vie : célibataire, en couple sans enfant, en couple avec enfant, séparé avec enfant, *etc.*

(34) Cf. annexes, tableau A3.

(35) Voir, par exemple, BLASCO *et al.* (2009).

(36) BTS : brevet de technicien supérieur ; DUT : diplôme universitaire de technologie ; DEUST : diplôme d'études universitaires scientifiques et techniques.

Tableau 1 : Changements relatifs à la situation conjugale et accès aux formations d'entreprise au cours des 15 mois d'interrogation (résultats issus de régressions logistiques binomiales ⁽¹⁾)

	Femmes			Hommes		
	Coefficient	Écart type	Odds ratio	Coefficient	Écart type	Odds ratio
Croisement avec la situation du conjoint (modèle 1)						
<i>Pas de mise en couple (référence)</i>						
Mise en couple, conjoint en emploi	0,40 ***	0,11	1,50	0,32 ***	0,11	1,38
Mise en couple, conjoint sans emploi	-0,02	0,20	0,98	-0,22	0,15	0,81
<i>Pas de séparation (référence)</i>						
Séparation, conjoint en emploi	0,01	0,10	1,01	0,30 ***	0,10	1,35
Séparation, conjoint sans emploi	-0,34	0,21	0,71	0,44 **	0,18	1,56
Croisement avec la garde d'enfants de moins de 6 ans^A (modèle 2)						
<i>Pas de séparation (référence)</i>						
Séparation, sans garde	0,07	0,10	1,07	0,37 ***	0,09	1,45
Séparation, avec garde	-0,66 ***	0,23	0,52	-0,32	0,39	0,73
Croisement situation du conjoint et garde d'enfants de moins de 6 ans^A (modèle 3)						
<i>Pas de séparation (référence)</i>						
Séparation, conjoint en emploi, sans garde	0,15	0,11	1,16	0,35 ***	0,11	1,42
Séparation, conjoint en emploi, avec garde	-0,60 **	0,26	0,55	-0,42	0,42	0,65
Séparation, conjoint sans emploi, sans garde	-0,23	0,23	0,80	0,44 **	0,18	1,55
Séparation, conjoint sans emploi, avec garde	-0,87*	0,51	0,42	0,68	1,15	1,97
Nombre d'observations	81 705			76 409		

*** : significatif au seuil de 1%, ** : significatif au seuil de 5%, * : significatif au seuil de 10%.

(1) Les résultats complets de ces estimations sont disponibles sur demande auprès de l'auteur.

^A Les coefficients concernant la mise en couple ne sont pas reportés car ils correspondent à ceux du modèle 1.

Lecture : Au-delà des effets qui transitent par les variables de contrôle, les femmes qui se mettent en couple avec un conjoint en emploi ont une probabilité plus élevée de participer à une formation d'entreprise que les femmes qui ne se mettent pas en couple (*odds ratio* de 1,5).

Variables de contrôle introduites dans l'estimation : âge, niveau de diplôme, situation vis-à-vis de l'emploi, CSP, secteur d'activité, taille de l'établissement, mobilité professionnelle, pays de naissance, taux de chômage régional, situation familiale, naissance et sortie des enfants de la très petite enfance et petite enfance (variables croisées avec le diplôme).

Champ : Individus âgés de 18 ans à 54 ans ayant terminé leur formation initiale depuis plus d'un an.

Source : Enquêtes *Emploi en continu* 2003-2012 (Insee), calculs de l'auteur.

Si on s'intéresse aux corrélations entre rupture d'union et accès aux formations d'entreprise, on remarque que les hommes qui se séparent d'un conjoint en emploi ont 1,35 fois plus de chances d'accéder à des formations d'entreprise que ceux qui ne se séparent pas et 1,56 fois plus de chances dans le cas où le conjoint est hors emploi au moment de la séparation. Pour les femmes, les coefficients des variables croisant séparation et situation du conjoint ne sont pas significatifs. Ces résultats peuvent refléter le fait que les hommes qui se séparent n'obtiennent que très rarement la garde hebdomadaire de leur enfant (RÉGNIER-LOILIER, 2013) : cet événement peut, malgré une contrainte de revenu supplémentaire (frais fixes liés à la décohabitation, éventuelles indemnités compensatoires), libérer du temps disponible pour se former, quel que soit le statut du conjoint. Les croisements que nous effectuons entre rupture d'union et garde des enfants semblent confirmer cette hypothèse. Ils montrent que les femmes qui se séparent et obtiennent la garde des enfants âgés de moins de 6 ans ont une probabilité plus faible d'accéder à des formations (par rapport à la référence). À l'inverse,

pour les hommes, se séparer et ne pas conserver la garde des enfants augmente les chances de participer à une formation d'entreprise. Si on différencie l'événement « séparation » selon ces deux variables (garde et statut du conjoint), on remarque que le signe et la significativité des coefficients associés à la garde des enfants persistent, et ce, quel que soit le statut du conjoint. Ce résultat suggère que les corrélations que nous observons entre séparation et participation aux formations d'entreprise sont davantage interprétables du point de vue des modalités de garde des enfants après la rupture que du statut de l'ex-conjoint. Conserver la garde des enfants constituerait ainsi un élément déterminant de la participation à la formation dans la mesure où elle renforce les contraintes domestiques et parentales qui pèsent sur les individus (obligation de se réorganiser pour suivre une formation, etc.).

Les résultats que nous obtenons pour les formations proposées par un organisme de placement varient sensiblement de ceux du tableau 1. Cela est dû aux caractéristiques spécifiques de ces formations, qui concernent en majorité des individus hors emploi et ont pour objectif d'accompagner une

Tableau 2 : Changements relatifs à la situation conjugale et accès aux formations proposées par un organisme de placement au cours des 15 mois d'interrogation (résultats issus de régressions logistiques binomiales)⁽¹⁾

	Femmes			Hommes		
	Coefficient	Écart type	Odds ratio	Coefficient	Écart type	Odds ratio
Croisement avec la situation du conjoint (modèle 1)						
<i>Pas de mise en couple (référence)</i>						
Mise en couple, conjoint en emploi	-0,40	0,30	0,67	-1,34 ***	0,48	0,26
Mise en couple, conjoint sans emploi	0,40	0,28	1,49	0,31	0,29	1,36
<i>Pas de séparation (référence)</i>						
Séparation, conjoint en emploi	0,49 **	0,21	1,63	0,57 **	0,29	1,77
Séparation, conjoint sans emploi	0,29	0,33	1,33	0,38	0,43	1,46
Croisement avec la garde d'enfants de moins de 6 ans^A (modèle 2)						
<i>Pas de séparation (référence)</i>						
Séparation, sans garde	0,74 ***	0,20	2,10	0,37	0,26	1,44
Séparation, avec garde	-0,53	0,44	0,59	1,70 ***	0,61	5,47
Croisement situation du conjoint et garde d'enfants de moins de 6 ans^A (modèle 3)						
<i>Pas de séparation (référence)</i>						
Séparation, conjoint en emploi, sans garde	0,86 ***	0,23	2,36	0,36	0,32	1,43
Séparation, conjoint en emploi, avec garde	-0,52	0,50	0,60	1,81 ***	0,62	6,09
Séparation, conjoint sans emploi, sans garde	0,50	0,36	1,65	0,39	0,43	1,48
Séparation, conjoint sans emploi, avec garde	-0,57	0,89	0,57	-6,93	132,69	0,00
Nombre d'observations	81 705			76 409		

*** : significatif au seuil de 1%, ** : significatif au seuil de 5%, * : significatif au seuil de 10%.

(1) Les résultats complets de ces estimations sont disponibles sur demande auprès de l'auteur.

^A Les coefficients concernant la mise en couple ne sont pas reportés car ils correspondent à ceux du modèle 1.

Lecture : Au-delà des effets qui transitent par les variables de contrôle, les hommes qui se mettent en couple avec une personne en emploi ont une probabilité plus faible de participer à une formation proposée par un organisme de placement que les hommes qui ne se mettent pas en couple (*odds ratio* de 0,26).

Variables de contrôle introduites dans l'estimation : âge, niveau de diplôme, situation vis-à-vis de l'emploi, CSP, secteur d'activité, taille de l'établissement, mobilité professionnelle, pays de naissance, taux de chômage régional, situation familiale, naissance et sortie des enfants de la très petite enfance et petite enfance (variables croisées avec le diplôme).

Champ : Individus âgés de 18 à 54 ans ayant terminé leur formation initiale depuis plus d'un an.

Source : Enquêtes *Emploi en continu* 2003-2012, calculs de l'auteur.

réinsertion sur le marché du travail. Si la mise en couple n'a pas d'effet significatif pour les femmes, on remarque que les hommes qui forment une union avec une personne en emploi ont une probabilité faible d'accéder aux formations proposées par un organisme de placement. Ce résultat renvoie directement à la question de l'endogénéité (*cf. infra*) : il est cohérent avec l'idée que l'attractivité sur le marché matrimonial dépend de la situation professionnelle (stabilité en emploi, *etc.*), notamment pour les hommes (EKERT-JAFFÉ, SOLAZ, 2001). On peut donc penser que les hommes qui ont la probabilité la plus forte de se mettre en couple avec une personne en emploi sont moins amenés à suivre des formations qui s'adressent prioritairement aux demandeurs d'emploi.

Le tableau 2 montre une corrélation entre séparation et participation aux formations proposées par un organisme de placement, mais uniquement dans le cas où le conjoint est actif occupé au moment de la rupture : les individus qui se séparent d'un conjoint en emploi ont plus de chances de participer

à une telle formation que ceux qui ne se séparent pas (1,53 fois plus de chances pour les femmes et 1,77 fois plus de chances pour les hommes). Ces résultats peuvent être rapprochés de ceux de BONNET *et al.* (2010) sur l'offre de travail. La séparation d'un conjoint en emploi est susceptible d'engendrer une baisse importante du niveau de vie pour les individus inactifs et chômeurs qui disposent de ressources propres faibles au sein du couple. Ces derniers peuvent alors être incités à réintégrer un emploi afin de maintenir leur revenu (BONNET *et al.*, 2010) et participer le cas échéant à une formation proposée par un organisme de placement afin de préparer au mieux leur réinsertion sur le marché du travail. Cette relation entre séparation et accès aux formations proposées par un organisme de placement semble cependant conditionnée par les éléments relatifs à la garde des enfants : l'influence positive de la dissolution d'une union formée avec un individu en emploi n'est observée que pour les femmes qui n'obtiennent pas la garde de leurs enfants et pour les hommes qui, au contraire, en ont la garde.

Tableau 3 : Changements relatifs à la situation parentale et accès aux formations d'entreprise au cours des 15 mois d'interrogation (résultats issus de régressions logistiques binomiales) ⁽¹⁾

	Femmes			Hommes		
	Coefficient	Écart type	Odds ratio	Coefficient	Écart type	Odds ratio
Pas de naissance (référence)						
Naissance / Niveau bac et inférieur	-0,46 ***	0,08	0,63	0,05	0,05	1,05
Naissance / Diplôme du supérieur	-0,63 ***	0,06	0,53	0,02	0,06	1,02
Pas de sortie de la très petite enfance (référence)						
Sortie de la très petite enfance / Niveau bac et inférieur	-0,08	0,06	0,92	0,03	0,05	1,03
Sortie de la très petite enfance / Diplôme du supérieur	0,08	0,05	1,08	0,00	0,06	1,00
Pas de sortie de la petite enfance (référence)						
Sortie de la petite enfance / Niveau bac et inférieur	0,02	0,05	1,02	0,04	0,05	1,04
Sortie de la petite enfance / Diplôme du supérieur	0,16 ***	0,05	1,18	0,15 **	0,06	1,16
Nombre d'observations	81 705			76 409		

*** : significatif au seuil de 1%, ** : significatif au seuil de 5%, * : significatif au seuil de 10%.

(1) Les résultats de ces estimations sont disponibles sur demande auprès de l'auteur.

Lecture : Au-delà des effets qui transitent par les variables de contrôle, les femmes diplômées du supérieur qui connaissent une naissance voient leur probabilité d'accès aux formations d'entreprise diminuer (*odds ratio* de 0,63).

Variables de contrôle introduites dans l'estimation : âge, niveau de diplôme, situation vis-à-vis de l'emploi, CSP, secteur d'activité, taille de l'établissement, mobilité professionnelle, pays de naissance, taux de chômage régional, situation familiale et changements relatifs à la situation conjugale.

Champ : Individus âgés de 18 à 54 ans ayant terminé leur formation initiale depuis plus d'un an.

Source : Enquêtes *Emploi en continu* 2003-2012, calculs de l'auteur.

Pour les premières, on peut penser que le poids des contraintes domestiques en cas de garde des enfants ne leur permet pas de se former. Dans une logique proche du modèle de « Monsieur Gagnepain », les hommes qui se voient confier la garde peuvent au contraire être amenés à se former dans le but de reprendre une activité et d'assurer un certain niveau de vie à leurs enfants ⁽³⁷⁾.

Changement de situation parentale et accès à la formation

Les résultats des tableaux 3 et 4 permettent de compléter ceux de FOURNIER (2009). De manière générale, il apparaît que les événements relatifs à la situation parentale, en particulier les naissances, sont corrélés à une forte diminution de la participation féminine à la formation. Ce constat renvoie probablement à l'inégal partage de la charge parentale entre les sexes (RICROCH, 2012), mais également à la disponibilité moindre des femmes durant les périodes de grossesse ou de congé maternité.

Si on s'intéresse à la participation aux formations d'entreprise, on remarque que la corrélation négative entre naissance et accès à la formation pour les femmes est plus importante pour les titulaires d'un diplôme du supérieur (*odds ratio* de 0,53) que pour

celles ayant un niveau baccalauréat ou inférieur (*odds ratio* de 0,63). Ce résultat peut s'expliquer par ce que montre le travail de FOURNIER (2009) sur les femmes salariées. La probabilité de réorganiser sa vie personnelle pour suivre une formation augmente, toutes choses égales par ailleurs, avec le niveau de diplôme : l'arrivée d'un enfant engendre des réorganisations importantes qui peuvent alors affecter plus fortement les femmes les plus diplômées que les moins diplômées. Il est par ailleurs possible que ce résultat traduise la tendance des femmes ayant un niveau d'éducation supérieur à reporter leur projet de formation vers une période où les contraintes parentales seront moins fortes. Nos estimations mettent ainsi en évidence que la sortie des enfants de la petite enfance est associée à une probabilité plus importante de participer à une formation d'entreprise mais uniquement pour les diplômées du supérieur. L'entrée des enfants à l'école primaire peut en effet constituer une opportunité : elle permet d'alléger les tâches parentales et de libérer du temps disponible. Pour les hommes, nos estimations montrent que l'arrivée nouvelle d'un enfant dans le foyer n'est pas corrélée avec la probabilité de participer à une formation d'entreprise. Seule la sortie de la petite enfance est associée à un plus fort accès à la formation : pour les hommes les plus diplômés qui conservent une activité afin d'assurer leur rôle de premier apporteur de revenu, la prise en charge des enfants par l'école primaire serait une occasion d'augmenter (encore) leur niveau de capital humain, dans la mesure où les contraintes domestiques deviennent moins fortes.

(37) Il convient néanmoins d'être prudent sur ces interprétations notamment au regard de l'importance des *odds ratio*. En effet, les hommes qui accèdent aux formations proposées par un organisme de placement et obtiennent la garde de leurs enfants lors d'une séparation représentent une très faible part de notre échantillon (0,03 %).

Tableau 4 : Changements relatifs à la situation parentale et accès aux formations proposées par un organisme de placement au cours des 15 mois d'interrogation (résultats issus de régressions logistiques binomiales)⁽¹⁾

	Femmes			Hommes		
	Coefficient	Écart type	Odds ratio	Coefficient	Écart type	Odds ratio
Pas de naissance (référence)						
Naissance / Niveau bac et inférieur	-0,90 ***	0,15	0,41	0,11	0,14	1,11
Naissance / Diplôme du supérieur	-0,39 *	0,20	0,68	0,53 **	0,22	1,70
Pas de sortie de la très petite enfance (référence)						
Sortie de la très petite enfance / Niveau bac et inférieur	-0,10	0,11	0,90	0,08	0,14	1,08
Sortie de la très petite enfance / Diplôme du supérieur	-0,02	0,18	0,98	-0,09	0,26	0,92
Pas de sortie de la petite enfance (référence)						
Sortie de la petite enfance / Niveau bac et inférieur	-0,17	0,11	0,84	0,05	0,14	1,05
Sortie de la petite enfance / Diplôme du supérieur	-0,16	0,21	0,85	-0,38	0,32	0,69
Nombre d'observations	81 705			76 409		

*** : significatif au seuil de 1%, ** : significatif au seuil de 5%, * : significatif au seuil de 10%.

(1) Les résultats de ces estimations sont disponibles sur demande auprès de l'auteur.

Lecture : Au-delà des effets qui transitent par les variables de contrôle, les femmes non diplômées du supérieur qui connaissent une naissance voient leur probabilité d'accès aux formations d'organisme de placement diminuer (*odds ratio* de 0,15).

Variables de contrôle introduites dans l'estimation : âge, niveau de diplôme, situation vis-à-vis de l'emploi, CSP, secteur d'activité, taille de l'établissement, mobilité professionnelle, pays de naissance, taux de chômage régional, situation familiale et changements relatifs à la situation conjugale.

Champ : Individus âgés de 18 à 54 ans ayant terminé leur formation initiale depuis plus d'un an.

Source : Enquêtes *Emploi en continu* 2003-2012, calculs de l'auteur.

Pour les mêmes raisons que précédemment, les résultats portant sur les formations proposées par un organisme de placement diffèrent de ceux sur les formations d'entreprise. Pour les femmes, on remarque que l'événement «naissance» est ici encore négativement corrélé avec la participation à la formation. L'arrivée d'un enfant contraint en effet particulièrement les trajectoires des femmes hors emploi et peut les décourager de se représenter sur le marché du travail (PAILHÉ, SOLAZ, 2007) : elles sont alors susceptibles de renoncer à entreprendre une formation proposée par un organisme de placement. Notons néanmoins que le niveau de diplôme n'intervient pas dans le même sens que pour les formations en entreprise. La diminution de la probabilité d'être formée parallèlement à une naissance est moins importante pour les femmes hors emploi, diplômées du supérieur (*odds ratio* de 0,2) que pour celles de niveau baccalauréat et inférieur (*odds ratio* de 0,15). Ces corrélations reflètent l'idée que, parmi les femmes hors emploi, les plus diplômées ont une tendance plus forte à se représenter sur le marché suite à une naissance que celles disposant d'un faible niveau d'éducation initiale. Le tableau 4 montre, en revanche, un lien positif entre la naissance d'un enfant et la probabilité d'accès à une formation proposée par un organisme de placement⁽³⁸⁾ pour

les hommes diplômés du supérieur : les hommes chercheraient donc bien à assumer leur rôle de «premier apporteur de revenu» lors d'un tel événement (ANXO *et al.*, 2007 ; MEURS, PONTHEUX, 2000 ; PAILHÉ, SOLAZ, 2007) et recourent à des formations proposées par un organisme de placement afin de se réinsérer sur le marché du travail et de garantir des ressources financières plus importantes au ménage. Compte tenu des résultats obtenus pour les formations d'entreprise et par rapport aux hypothèses que nous avons posées, le lien positif entre survenue d'une naissance et accès à la formation ne semble donc concerner que les hommes sans emploi et les diplômés du supérieur.

Nos estimations montrent des associations significatives entre la survenue des événements familiaux et la probabilité d'accéder à la formation qui sont différentes selon le sexe et le type de formation. Comme suggéré par l'*approche en termes de life course*, prendre en compte les événements familiaux est donc important pour appréhender les inégalités d'accès à la formation et – plus généralement – les inégalités existantes sur le marché du travail. De ce point de vue, notre analyse rejoint et complète les travaux qui, dans l'optique du *life course*, mettent en lumière le rôle déterminant des changements relatifs à la situation familiale des individus sur l'hétérogénéité des trajectoires professionnelles (ANXO *et al.*, 2007).

(38) Nous retrouvons donc ici l'effet mis en lumière par FRIEBEL (2008) dans le cas allemand.

Les résultats des estimations peuvent-ils être interprétés en termes de causalité ?

Les hypothèses que nous avons présentées et les interprétations auxquelles elles ont donné lieu ont privilégié des mécanismes explicatifs de l'impact causal des changements familiaux sur l'accès à la formation continue. Si les associations que nous avons mises en évidence sont importantes, il n'est pas possible d'interpréter directement les coefficients de nos estimations de manière causale : nos régressions nous permettent d'identifier si les événements familiaux sont corrélés de manière significative à la formation continue mais la méthode retenue ne nous autorise pas à conclure que ce sont les changements de situation familiale qui « causent » la formation.

En effet, nos estimations peuvent tout d'abord être sujettes à des problèmes d'endogénéité liés à l'existence de causalités inverses : si la survenue d'un événement familial peut influencer l'accès à des formations professionnelles, l'effet réciproque est également envisageable. Les coefficients estimés sont donc susceptibles de refléter les influences mutuelles entre la variable explicative et la variable expliquée. Pour surmonter cette difficulté, il faudrait pouvoir identifier de façon précise les dates auxquelles les individus prennent leurs décisions de formation et leurs décisions familiales. Cette approche semble peu réalisable compte tenu des événements que nous analysons. En effet, à l'exception de la mise en couple qui peut relever d'une rencontre « imprévue », la séparation, les naissances, l'entrée des enfants à l'école mais également les formations font probablement l'objet d'anticipations de la part des individus. Ainsi, même si nous disposons d'informations précises sur les calendriers individuels, il n'est pas sûr qu'exploiter la chronologie des statuts individuels permette de mieux contrôler les biais liés à la causalité inverse, y compris en intégrant des variables retardées ou en se restreignant aux changements familiaux qui ont lieu en amont de la participation éventuelle à un dispositif de formation : par exemple, même si une formation précède une séparation, elle peut refléter une volonté de l'individu de se former pour préparer au mieux sa vie de « célibataire » (prise d'autonomie financière, *etc.*).

Malgré cette limite, il est possible de discuter sous quelles conditions nos résultats sont interprétables du point de vue des relations causales que nous avons évoquées dans nos hypothèses. Pour ce faire, il convient de questionner, à l'inverse de ce que nous avons fait précédemment, les effets potentiels de la formation continue sur les événements familiaux ainsi que leur caractère plus ou moins probable. Plusieurs mécanismes peuvent être décrits au regard des résultats que nous obtenons. Tout d'abord, concernant la mise en couple, il est possible que la formation précède une prise de

poste permettant ensuite à l'individu de rencontrer son futur conjoint sur le lieu de travail, ce qui est cohérent avec les coefficients du tableau 1 portant sur les formations d'entreprise. Au même titre que ce qui est observé pour la formation initiale⁽³⁹⁾, la formation continue, notamment lorsqu'elle renvoie à des durées de formation longues, peut au contraire laisser peu de temps pour former une union, ce qui expliquerait les résultats du tableau 2 pour les hommes (formations proposées par un organisme de placement). Pour vérifier ces causalités inverses⁽⁴⁰⁾, nous nous sommes restreints aux formations qui ont lieu après une éventuelle mise en couple⁽⁴¹⁾ : les effets que nous obtenons restent significatifs, ce qui va dans le sens de nos hypothèses. En ce qui concerne la séparation, le suivi d'une formation peut donner davantage d'indépendance financière aux individus et les conduire à rompre une union malheureuse. Ce mécanisme pourrait expliquer les coefficients reportés dans le tableau 2 (formations des organismes de placement). Néanmoins, pour capter cet effet d'« émancipation » à partir de nos données, il faudrait que les gains liés à la formation soient immédiats et suffisamment importants sur le court terme pour que les individus rompent une union malheureuse : la fenêtre de quinze mois que nous retenons peut sembler de ce point de vue trop courte pour identifier ce type de comportement. Enfin, pour ce qui est des événements parentaux, les biais liés aux phénomènes de causalité inverse nous paraissent également limités. En effet, il nous semble peu probable, au moins sur le court terme, que la formation continue « cause » la renonciation au désir d'enfants pour les femmes et l'envie d'en avoir pour les hommes. De même, l'entrée des enfants à l'école primaire ne peut être la conséquence directe de la participation à la formation continue dans la mesure où elle dépend avant tout de dispositions légales.

Au-delà des problèmes de causalité inverse, nos estimations peuvent également être affectées par des biais liés au fait que certaines caractéristiques non observées jouent à la fois sur l'accès à la formation continue et les événements familiaux : si tel est le cas, alors les coefficients estimés confondent l'impact causal des événements et l'effet des inobservables. Plusieurs caractéristiques susceptibles d'influencer à la fois les comportements familiaux et la participation à la formation continue peuvent être listées. Comme cela est souvent mis en lumière

(39) Isabelle ROBERT-BOBÉE et Magali MAZUY (2005) montrent que la poursuite des études initiales retarde la mise en couple.

(40) Cette vérification n'a été effectuée que pour la mise en couple dans la mesure où il s'agit d'un événement qui laisse moins de prise aux effets d'anticipation que la séparation ou l'arrivée d'un nouvel enfant dans le foyer.

(41) Plus précisément, nous avons considéré uniquement les mises en couple ayant lieu sur les neuf premiers mois de la fenêtre d'observation et les formations prenant place sur les six derniers mois.

dans la littérature sur l'offre de travail (MOSCHION, 2009), il est tout d'abord envisageable que certaines femmes qui décident d'avoir un enfant soient également celles qui préfèrent rester inactives et ne ressentent pas de besoin de formation. De même, il est possible que les individus qui se séparent aient une appétence plus marquée pour le « changement » (professionnel, familial, *etc.*), susceptible de les conduire à effectuer des mobilités fréquentes sur le marché du travail accompagnées le cas échéant de formations. Enfin, sur la base des travaux sur les liens entre statut professionnel et situation conjugale (EKERT-JAFFÉ, SOLAZ, 2001 ; NEZOSI, 2000), on peut penser que les individus (notamment les hommes) qui sont sélectionnés dans les programmes de formation d'entreprise ont des caractéristiques propres (stabilité sur le marché du travail, compétences spécifiques, *etc.*) qui les rendent également attractifs sur le marché matrimonial⁽⁴²⁾, ce qui biaiserait alors les coefficients associés à la mise en couple.

Pour corriger ces biais, il serait possible de recourir à des analyses de panel introduisant par exemple des effets fixes individuels afin de neutraliser l'influence des caractéristiques inobservables. Néanmoins, dans notre base, peu d'individus sont concernés par des événements familiaux (*cf. supra*), ce qui constitue une limite importante à la prise en compte des inobservables dans les analyses de panel (WOOLDRIDGE, 2002)⁽⁴³⁾. Notre démarche générale a consisté à effectuer des contrôles très fins sur les caractéristiques professionnelles (notamment l'ancienneté, le type de contrat, le secteur d'activité, la taille de l'entreprise et les mobilités). S'ils ne nous prémunissent pas de tout biais, ces nombreux contrôles, qui peuvent refléter certaines préférences et caractéristiques individuelles, diminuent très probablement de façon non négligeable la perturbation liée aux inobservables. En outre, les estimations séparées et les croisements que nous effectuons permettent également de limiter les biais potentiels. À titre d'exemple, concernant la séparation, l'interprétation en termes d'« appétence pour le changement » paraît peu envisageable étant donné que le rôle de cet événement est avant tout conditionnel à la garde des enfants. De même, les biais d'attractivité sur la mise en couple ne concernent potentiellement que les hommes : pour les formations d'entreprise, on remarque cependant que la mise en couple est associée à un coefficient positif quel que soit le sexe. Enfin, les variables relatives à la prise en charge des enfants par l'école primaire laissent certainement assez peu de prise

aux caractéristiques inobservées dans la mesure où la scolarisation des enfants à partir de 6 ans est une obligation légale.

Pour approfondir nos analyses sur l'effet causal des événements familiaux, il faudrait développer des enquêtes de terrain qualitatives (entretiens auprès des individus et des employeurs) qui, sur le modèle de FRIEBEL (2008), permettraient d'identifier plus précisément les processus de décision à l'œuvre et les canaux par lesquels les changements familiaux influencent la participation à la formation continue. Néanmoins, au terme de cette discussion, il semble que la présence éventuelle des différents biais évoqués ne remet pas en cause nos conclusions. En ce sens, nos résultats montrent que la participation à la formation et les changements familiaux sont étroitement liés au sein des carrières individuelles. Ainsi, au-delà de la seule situation familiale, notre analyse plaide pour une plus grande prise en compte des projets familiaux et professionnels et de leurs interactions dans la mise en œuvre des politiques de formation continue. Cette attention accordée à la dimension familiale dans la gestion et la promotion de la formation pourrait se concrétiser lors des entretiens personnalisés qui visent, notamment dans le cadre du nouveau compte personnel de formation, à accompagner les individus dans leurs parcours « tout au long de la vie ».

*

* *

À partir des *EEC* 2003-2012, nous avons montré que les changements intervenant dans la situation familiale sont associés, « toutes choses égales par ailleurs », avec l'accès à la formation continue. Ce constat est cohérent avec les hypothèses que nous avons posées : les événements familiaux contribuent à modifier les contraintes financières et temporelles qui pèsent sur les individus et peuvent donc avoir un impact sur les pratiques de formation. Nos résultats font état de fortes inégalités entre hommes et femmes : la persistance du modèle « Monsieur Gagnepain », la division inégale de la charge domestique entre les sexes et les difficultés que rencontrent les femmes à concilier vies professionnelle et familiale semblent en constituer les principales explications. Plus précisément, nos estimations indiquent que la rupture d'une union est négativement corrélée avec la probabilité de participer à une formation d'entreprise pour les femmes qui ont la garde de leurs enfants et inversement pour les hommes qui ne la conservent pas. Dans la mesure où les premières se voient la plupart du temps confier la garde de leurs enfants (RÉGNIER-LOILIER, 2013), ce résultat suggère que la séparation joue sur la participation à la formation en augmentant les contraintes temporelles des femmes et en diminuant celles des hommes. Ces inégalités entre les sexes paraissent cependant

(42) Ce biais d'attractivité permettrait notamment d'expliquer, pour les formations des organismes de placement, le signe négatif de la mise en couple pour les hommes (*cf. supra*).

(43) De plus, comme nous l'avons souligné, ces analyses de panel ne permettraient pas, compte tenu de l'existence potentielle d'effets d'anticipation, de résoudre les problèmes liés à la causalité inverse.

beaucoup plus nuancées en ce qui concerne les formations proposées par les organismes de placement. Pour ces dernières, il semble que c'est moins la répartition de la garde des enfants que la situation du conjoint au moment de la rupture qui importe : quel que soit le sexe, nous observons en effet un lien positif entre accès à la formation et séparation si cette dernière a lieu avec un conjoint en emploi. On en déduit donc que les individus sans emploi qui se séparent sont incités à reprendre une activité pour maintenir leur niveau de vie et qu'ils entreprennent par la même occasion une formation pour accompagner cette réinsertion sur le marché du travail. L'asymétrie entre femmes et hommes face aux événements familiaux est en revanche beaucoup plus marquée en ce qui concerne les naissances. L'arrivée nouvelle d'un enfant dans le foyer est associée à une diminution importante de la probabilité des femmes d'accéder aux formations d'entreprise tandis que nous n'observons pas de lien significatif pour les hommes. Différencier ces corrélations selon le niveau d'études permet en outre de dégager deux conclusions supplémentaires. Tout d'abord, si l'accès des femmes diplômées du supérieur aux formations d'entreprise accuse une diminution plus importante que celui des femmes de niveau baccalauréat et inférieur au regard des naissances, leur probabilité d'être formées augmente à partir du moment où les enfants sont pris en charge par l'école primaire : il y aurait ainsi un effet de rattrapage ou de report des projets de formation pour les femmes ayant un niveau d'éducation supérieur. Enfin, il apparaît que les naissances sont associées à une probabilité plus importante d'accéder aux formations proposées par un organisme de placement pour les hommes

diplômés du supérieur, ce qui peut refléter, lorsque survient cet événement, leur volonté d'assurer leur rôle de « premier apporteur de revenu ».

Les résultats présentés ici appellent évidemment à une poursuite des travaux pour identifier des relations « purement » causales. Néanmoins, ils invitent d'ores et déjà à prendre en compte des déterminants jusqu'alors exclus du champ des politiques, en montrant que les événements familiaux sont légitimement à replacer dans le contexte des facteurs intervenant dans l'accès à la formation. Ce constat est d'autant plus important que les événements que nous avons analysés interviennent la plupart du temps en milieu de carrière, c'est-à-dire au moment où la probabilité d'être formé est la plus importante (BLASCO *et al.*, 2009). Les relations qu'ils entretiennent avec la participation à la formation sont donc susceptibles de générer des polarisations entre les trajectoires des individus par le biais de phénomènes de cumul.

Si la mise en place du compte personnel de formation est une avancée en attachant le droit à la formation aux personnes et non au contrat de travail, nos résultats insistent sur l'enjeu central que représentent les politiques d'accompagnement (suivi des individus, conseils, *etc.*) dans la promotion de la formation tout au long de la vie (GAUTÉ, PEREZ, 2010). Ces politiques constituent en effet le principal levier permettant de guider les individus dans la construction de leur parcours de formation tout en tenant compte des événements personnels auxquels ils font face au cours de leur carrière. Elles sont un instrument essentiel et personnalisable dont les acteurs de la formation doivent plus que jamais se saisir pour lutter contre les inégalités d'accès.

Bibliographie

- ANXO D., ERHEL C. (2008), « Irréversibilité du temps, réversibilité des choix ? Les fondements des “marchés transitionnels” en termes de trajectoires de vie », *Revue française de socio-économie*, n° 1, p. 199-219.
- ANXO D., FAGAN C., CEBRIAN I., MORENO G. (2007), « Patterns of labour market integration in Europe – a life course perspective on time policies », *Socio-economic review*, vol. 5, n° 2, pp. 233-260.
- BARRÈRE-MAURISSON M.-A., MINNI C., RIVIER S. (2001), « Le partage des temps pour les hommes et les femmes : ou comment conjuguer travail rémunéré, non rémunéré et non-travail », *Premières Synthèses*, n° 11.1, Paris, Dares.
- BEAUMEL C., PLA A. (2012), « Bilan démographique 2011. La fécondité reste élevée », *Insee Première*, n° 1385.
- BLASCO S., LE J., MONSO O. (2009), « Formation continue en entreprise et promotion sociale : mythe ou réalité ? », *Formations et emploi*, Insee références, pp. 27-42.
- BONNET C., SOLAZ A., ALGAVA É. (2010), « Les changements professionnels en France autour de la séparation conjugale », *Population*, vol. 65, n° 2, pp. 273-308.
- BUTZ W. P., TORREY B. B. (2006), « Some frontiers in social science », *Science magazine*, vol. 312, n° 5782, pp. 1898-1900.
- CONSEIL DE L'EMPLOI, DES REVENUS ET DE LA COHÉSION SOCIALE (CERC) (2006), « La France en transition. 1993-2005 », *Rapport*, n° 7, Paris, La Documentation française.
- CROCQUEY E. (1995), « La formation professionnelle continue : des inégalités d'accès et des effets sur la carrière peu importants à court terme », *Travail et emploi*, n° 65, pp. 61-68.
- CYTERMANN C., WANECQ T. (2010), *Les politiques sociales : droit du travail, politiques de l'emploi et de la cohésion sociale*, Paris, Presses universitaires de France.
- DESCAMPS R. (2012), « Le DIF : la maturité modeste », *Bref du Céreq*, n° 299-2.
- DIRECTION DU BUDGET (2013), *Projet de loi de finances pour 2014 (Jaune Budgétaire), Annexe sur la formation professionnelle*, Paris, Ministère des Finances et des Comptes publics.
- DUBAR C. (2008), « Les changements possibles du système français de formation continue », *Formation emploi*, n° 101, pp. 167-182.
- DUBAR C. (2004), *La formation professionnelle continue*, 5^e édition, Paris, La Découverte, coll. « Repères ».
- DUBOIS J.-M., FOURNIER C. (2014), « Les freins à la formation vus par les salariés », *Bref du Céreq*, n° 323.
- EKERT-JAFFE O., SOLAZ A. (2001), « Unemployment, marriage, and cohabitation in France », *The Journal of socio-economics*, vol. 30, n° 1, pp. 75-98.
- ELDER G. H. Jr. (1998), « The life course as a developmental theory », *Child development*, vol. 69, n° 1, pp. 1-12.
- ELDER G. H. Jr. (1985), *Life course dynamics: trajectories and transitions, 1968-1980*, Ithaca, Cornell University Press.
- EYDOUX A., LETABLIER M.-T., SYLLA S. (2006), « La conciliation vie professionnelle et vie familiale de personnes pauvres ou précaires », in *Les travaux de l'observatoire national de la pauvreté et de l'exclusion sociale*, Paris, La Documentation française, pp. 161-197.
- FLETCHER C. (2002), « Formation continue à la française et système de laissez-faire britannique : quelles chances pour les femmes ? », *Formation emploi*, n° 78, pp. 17-33.
- FRIEBEL H. (2008), « The children of the educational expansion era in Germany: education and further training participation in the life-course », *British journal of sociology of education*, vol. 29, n° 5, pp. 479-492.
- FOURNIER C. (2008), « La formation va-t-elle à la formation ? », in Paul J.-J. et Rose J. (dir.), *Les relations formation-emploi en 55 questions*, Paris, Dunod, pp. 114-119.
- FOURNIER C. (2001), « Hommes et femmes salariés face à la formation continue », *Bref*, n° 179, Marseille, Céreq.
- FOURNIER C., SIGOT J.-C. (collab.) (2009), « Concilier vie familiale et formation continue, une affaire de femmes », *Bref*, n° 262, Marseille, Céreq.
- GAUTIÉ J., PEREZ C. (2010), « Les comptes individuels de formation : fondements et enseignements », in Degrave F., Desmette D., Mangez É., Nyssens M., Reman P. (dir.), *Transformations et innovations économiques et sociales en Europe : quelles sorties de crise ? Regards interdisciplinaires*, Louvain-la-Neuve, Presses universitaires de Louvain, coll. « Cahiers du CIRTES », n° 4, pp. 297-315.
- GIELE J. Z., ELDER G. H. Jr. (1998), *Methods of life course research. Qualitative and quantitative approaches*, Thousand Oaks (Calif.), Sage publications.
- GOSSIAUX S., POMMIER P. (2013), « La formation des adultes. Un accès plus fréquent pour les jeunes, les salariés des grandes entreprises et les plus diplômés », *Insee Première*, n° 1468.
- GREENHALGH C., STEWART M. (1987), « The effects and determinants of training », *Oxford bulletin of economics and statistics*, vol. 49, n° 2, pp. 171-190.
- HECKMAN J. J., SMITH J. A. (1999), « The pre-program earnings dip and the determinants of participation in a social program: implications for simple program evaluation strategies », *The Economic journal*, vol. 109, n° 457, pp. 313-348.
- HUI T. S., SMITH J. A., (2002), « The determinants of participation in adult education and training in Canada », *MPRA paper*, n° 17998.

- HUTCHISON E. D. (2011), « A life course perspective », in Hutchison E. D. et al., *Dimensions of human behavior: the changing life course*, Los Angeles, Sage, pp. 1-38.
- LAMBERT M., MARION-VERNOUX I., SIGOT J.-C. (coord.) (2009), *Quand la formation continue : repères sur les pratiques de formation des employeurs et des salariés*, Marseille, Céreq.
- MAURICE M. (1989), « Méthode comparative et analyse sociétale. Les implications théoriques des comparaisons internationales », *Sociologie du travail*, n° 2, pp. 175-191.
- MÉDA D. WIERINK M., SIMON M.-O. (2003), « Pourquoi certaines femmes s'arrêtent-elles de travailler à la naissance d'un enfant ? », *Premières informations, premières synthèses*, n° 29.2, Paris, Dares.
- MEURS D., PONTHEUX S. (2000), « Une mesure de la discrimination dans l'écart de salaires entre hommes et femmes », *Économie et statistique*, n° 337-338, pp. 135-158.
- MOSCHION J. (2012), « Concilier vie familiale et vie professionnelle. L'effet de la préscolarisation », *Revue économique*, vol. 63, n° 2, pp. 187-214.
- MOSCHION J. (2009), « Offre de travail des mères en France : l'effet causal du passage de deux à trois enfants », *Économie et statistique*, n° 422, pp. 51-78.
- NEZOSI G. (2000), « Quelques éclairages sur les conséquences du chômage sur la famille », *Recherches et prévisions*, n° 60, pp. 5-16.
- PAILHÉ A., SOLAZ A. (2007), « Inflexions des trajectoires professionnelles des hommes et des femmes après la naissance d'enfants », *Recherches et prévisions*, n° 90, pp. 5-16.
- PEREZ C., THOMAS G. (2005), « Trajectoires d'emplois précaires et formation continue », *Économie et statistique*, n° 388-389, pp. 107-127.
- RÉGNIER-LOILIER A. (2013), « Quand la séparation des parents s'accompagne d'une rupture du lien entre le père et l'enfant », *Population et sociétés*, n° 500, Paris, Ined.
- RICROCH L. (2012), « En 25 ans, moins de tâches domestiques pour les femmes, l'écart de situation avec les hommes se réduit », *Femmes et hommes. Regards sur la parité*, Insee références, pp. 67-80.
- ROBERT-BOBÉE I., MAZUY M. (2005), « Calendriers de constitution des familles et âge de fin d'études », in Lefevre C., Filhon A. (dir.), *Histoires de familles, histoires familiales : les résultats de l'enquête Famille de 1999*, Paris, Ined, pp. 175-200.
- SEILLIER B. (2007), « Rapport d'information fait au nom de la mission commune d'information sur le fonctionnement des dispositifs de formation professionnelle », *Les Rapports du Sénat*, n° 365.
- SETTERSTEN R. A. Jr, MAYER K. U. (1997), « The measurement of age, age structuring and the life course », *Annual review of sociology*, vol. 23, pp. 233-261.
- THÉVENON O. (2009), « L'augmentation de l'activité des femmes en Europe : progrès de la conciliation ou polarisation des comportements ? », *Population*, vol. 64, n° 2, pp. 263-303.
- WOOLDRIDGE J. M. (2002), *Econometric analysis of cross section and panel data*, Cambridge (Mass.), MIT Press.

Annexes

Tableau A1 : Répartition des caractéristiques individuelles parmi les observations conservées et écartées

	Observations conservées	Observations écartées
Catégorie socioprofessionnelle (CSP)		
Agriculteurs exploitants	2,54	1,33
Artisans, commerçants et chefs d'entreprise	6,05	5,82
Cadres et professions intellectuelles supérieures	14,90	16,47
Professions intermédiaires	22,77	22,94
Employés	29,11	28,75
Ouvriers	23,31	22,68
Chômeurs n'ayant jamais travaillé	1,12	1,91
Diplôme		
Diplôme supérieur à baccalauréat + 2 ans	10,28	13,71
Baccalauréat + 2 ans	8,96	10,25
Baccalauréat ou autre diplôme de ce niveau	15,08	17,68
CAP, BEP ou autre diplôme de ce niveau	21,72	19,67
Brevet des collèges	10,67	10,10
Aucun diplôme ou certificat d'études primaires	33,26	28,55
Ancienneté dans l'entreprise		
Moins d'un an	9,80	14,80
De 1 an à moins de 5 ans	23,44	29,92
De 5 ans à moins de 10 ans	17,29	17,21
10 ans ou plus	49,45	38,38
Âge		
De 15 à 29 ans	17,02	29,04
De 30 à 39 ans	15,61	18,84
De 40 à 49 ans	18,26	16,49
De 50 à 59 ans	17,99	14,52
60 ans et plus	31,10	22,09
Situation familiale		
Ménages d'une seule personne	16,75	19,88
Familles monoparentales	7,10	8,62
Couples sans enfants	31,02	27,04
Couples avec enfants	41,54	40,04
Ménages complexes	3,56	4,38
Sexe		
Hommes	47,23	48,51
Femmes	52,76	51,48

Champ : Ensemble des individus interrogés.

Source : Enquêtes *Emploi en continu*, 2003-2012, calculs de l'auteur.

**Tableau A2 : Modalités de la variable « type de formation » dans la série des EEC
(selon l'année) et taux d'accès parmi les formés**

Année \ Modalité	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
1	CIF		CIF		CIF					
2	Formation associant des périodes en entreprise, et en centre de formation (formation en alternance hors apprentissage)		Formation proposée par l'employeur		DIF					
3	Formation proposée par l'employeur		Formation proposée par un organisme de placement		Formation proposée par l'employeur					
4	Formation proposée par un organisme de placement		Formation suivie à titre personnel (y compris reprise d'études)		Formation proposée par un organisme de placement					
5	Formation suivie à titre personnel (y compris reprise d'études)		-		Formation suivie à titre personnel (y compris reprise d'études)					
1	1,7	1,7	1,6	1,7	1,0	1,2	1,5	1,4	1,6	1,4
2	4,7	3,9	61,9	61,6	3,5	4,7	5,2	4,6	4,5	3,9
3	63,3	61,5	7	6,2	58,1	58,2	56,6	55,3	60,6	60,7
4	5,1	5,5	29,6	30,5	6,2	5,6	6,9	7,0	6,8	7,0
5	25,2	27,4			31,3	30,2	29,8	31,6	26,5	27,0

Champ : Ensemble des individus suivant une formation (hors éducation initiale).

Source : Enquête *Emploi en continu* 2003-2012, calculs de l'auteur.

Tableau A3 : Les « déterminants classiques » de la formation continue (modèles logistiques)

	FENTR				FPLAC			
	Femmes		Hommes		Femmes		Hommes	
	Coefficient	Écart type	Coefficient	Écart type	Coefficient	Écart type	Coefficient	Écart type
Âge	0,09***	0,01	0,03***	0,01	-0,02***	0,00	-0,02***	0,003
Âge au carré	-0,0011***	0,0001	-0,0006***	0,0001				
Diplôme	<i>Sans diplôme ou équivalent (référence)</i>							
CAP/BEP	0,25***	0,03	0,20***	0,03	0,13**	0,06	0,00	0,07
Baccalauréat général	0,36***	0,04	0,26***	0,04	0,10	0,09	0,17	0,12
Capacité en droit	0,05	0,39	0,10	0,45	0,47	0,57	0,23	1,27
Baccalauréat professionnel	0,39***	0,06	0,42***	0,05	0,10	0,12	0,00	0,14
Baccalauréat technologique	0,54***	0,04	0,44***	0,05	0,10	0,11	0,37***	0,14
DEUG	0,52***	0,07	0,37***	0,09	0,09	0,19	-0,12	0,31
DUT/DEUST	0,84***	0,07	0,57***	0,06	-0,30	0,25	0,36*	0,19
BTS	0,64***	0,04	0,49***	0,04	0,08	0,10	0,15	0,12
Autre diplôme de technicien sup.	0,57***	0,13	0,25**	0,12	0,07	0,34	-0,61	0,54
Diplôme paramédical	0,72***	0,05	0,21**	0,09	-0,62***	0,22	-0,48	0,62
Licence	0,37***	0,05	0,44***	0,06	-0,23	0,15	-0,23	0,23
Autre diplôme Bac+3	0,39***	0,09	0,27***	0,08	0,03	0,25	-1,12**	0,47
Maîtrise	0,49***	0,05	0,26***	0,06	-0,23	0,17	0,06	0,22
DEA	0,70***	0,09	0,16*	0,10	-1,43**	0,58	0,29	0,35
DESS	0,63***	0,06	0,44***	0,07	-0,20	0,22	-0,04	0,26
Écoles de commerce	0,56***	0,11	0,23**	0,11	0,18	0,39	-0,91	0,58
Écoles d'ingénieurs	0,78***	0,10	0,56***	0,06	-0,21	0,41	-0,04	0,24
Doctorat (sauf médecine)	0,85***	0,09	0,46***	0,10	-0,50	0,45	-0,11	0,64
Doctorat (en médecine)	-0,03	0,13	0,004	0,11	-0,48	0,54	-1,22	0,91
Situation professionnelle								

LA FORMATION CONTINUE : UNE AFFAIRE FAMILIALE ?

	FENTR				FPLAC			
	Femmes		Hommes		Femmes		Hommes	
	Coefficient	Écart type	Coefficient	Écart type	Coefficient	Écart type	Coefficient	Écart type
<i>En emploi (5 ans et plus), CDI temps plein (référence)</i>								
En emploi (5 ans et plus), CDI temps partiel	-0,10***	0,04	-0,15	0,10	-0,77***	0,16	0,24	0,33
En emploi (5 ans et plus), CDD temps plein	0,15***	0,03	-0,08**	0,04	-1,36***	0,17	-1,80***	0,22
En emploi (5 ans et plus), CDD temps partiel	0,10**	0,04	-0,60***	0,13	-1,13***	0,25	-3,19*	1,89
En emploi (moins de 5 ans), CDI temps plein	0,10***	0,03	-0,07***	0,03	-0,67***	0,12	-0,56***	0,10
En emploi (moins de 5 ans), CDI temps partiel	-0,23***	0,05	-0,65***	0,13	-0,33**	0,13	0,13	0,28
En emploi (moins de 5 ans), CDD temps plein	0,16***	0,04	-0,10**	0,04	-0,12	0,11	-0,26**	0,12
En emploi (moins de 5 ans), CDD temps partiel	-0,14**	0,06	-0,69***	0,12	0,19	0,12	0,51***	0,20
Hors emploi (depuis moins d'1 an)	-1,74***	0,07	-1,55***	0,08	1,71***	0,07	1,65***	0,08
Hors emploi (de 1 an à moins de 2 ans)	-1,82***	0,09	-1,82***	0,13	1,34***	0,08	1,70***	0,09
Hors emploi (de 2 ans à moins de 3 ans)	-2,13***	0,12	-2,47***	0,25	1,22***	0,10	1,81***	0,12
Hors emploi (depuis plus de 3 ans)	-2,69***	0,09	-2,95***	0,19	0,67***	0,07	1,07***	0,11
CSP								
Cadre	0,23***	0,04	0,09**	0,04	-0,27**	0,13	-0,15	0,14
Profession intermédiaire	0,30***	0,03	0,24***	0,03	-0,04	0,07	-0,15	0,11
<i>Employé (référence)</i>								
Ouvrier	-0,59***	0,04	-0,35***	0,03	-0,11	0,08	0,09	0,09
Autre ou non renseigné	-0,92***	0,07	-1,16***	0,06	0,02	0,10	0,20	0,13
Secteur d'activité								
<i>Manufacture et BTP (référence)</i>								
Énergie	0,41***	0,12	0,68***	0,06	0,37	0,34	0,01	0,28
Finance et immobilier	0,51***	0,05	0,42***	0,05	-0,52***	0,16	0,12	0,18
Services aux entreprises	0,14***	0,04	0,02	0,03	-0,13	0,10	0,23***	0,09
Services aux particuliers	-0,30***	0,05	-0,57***	0,05	-0,10	0,09	-0,31**	0,12
Secteur public	0,32***	0,04	0,28***	0,04	-0,09	0,08	0,00	0,11
Autre – Agriculture, commerce	-0,13***	0,04	0,05**	0,03	-0,10	0,08	0,04	0,07
Taille de l'établissement								
0 à 9 salariés	-0,44***	0,03	-0,76***	0,04	0,22**	0,10	0,15	0,11
10 à 49 salariés	-0,19***	0,03	-0,44***	0,03	0,19*	0,10	0,14	0,11
50 à 499 salariés	-0,04	0,03	-0,13***	0,03	-0,09	0,10	0,10	0,10
<i>Plus de 500 salariés (référence)</i>								
Indéterminé ou non renseigné	-1,13***	0,04	-0,92***	0,04	0,17*	0,10	0,02	0,11
Mobilité professionnelle durant les 15 mois								
Changement de fonction	0,38***	0,05	0,43***	0,04	-0,01	0,12	0,14	0,11
Changement d'employeur	0,11***	0,03	0,14***	0,03	-0,19*	0,11	-0,40***	0,13
Reprise d'activité	1,48***	0,06	0,79***	0,07	-0,09	0,07	-0,09	0,08
Perte d'emploi	-1,95***	0,06	-1,34***	0,07	1,43***	0,06	1,67***	0,08
Pays de naissance								
France								
Étranger	-0,41***	0,04	-0,44***	0,04	0,35***	0,06	-0,02	0,08
Taux de chômage régional	-0,05***	0,01	-0,03***	0,01	0,05***	0,02	0,02	0,02
Situation familiale								
<i>Célibataire sans enfant (référence)</i>								
Célibataire avec enfant	-0,05	0,04	0,17**	0,07	0,13	0,08	0,29	0,19
En couple sans enfant	-0,13***	0,03	0,10***	0,03	-0,19**	0,08	-0,01	0,08
En couple avec enfant	-0,06**	0,03	0,19***	0,03	-0,36***	0,07	-0,07	0,07

*** : significatif au seuil de 1%, ** : significatif au seuil de 5%, * : significatif au seuil de 10%.

Champ : Individus âgés de 18 à 54 ans ayant terminé leur formation initiale depuis plus d'un an.

Source : Enquêtes *Emploi en continu* 2003-2012, calculs de l'auteur.