

Des mobilités résidentielles de début de carrière moins favorables aux femmes

Jean-Jacques Arrighi*, Céline Gasquet*, Valérie Roux**

40 % des 742 000 jeunes sortis de formation initiale en 1998 ont déménagé et changé de zone d'emploi au cours de leurs sept premières années de vie active. Ils sont même 13 % à avoir connu au moins deux changements. Dans sept cas sur dix, ces changements conduisent les jeunes à changer de département et environ une fois sur deux à s'installer dans une autre région. Dans 15 % des cas, il s'agit d'un retour vers la région qu'ils avaient quittée en cours d'études. L'ancrage territorial apparaît donc faible au sein des nouvelles générations.

Si les jeunes sont dans leur grande majorité potentiellement mobiles, tous ne le sont pas dans les faits. Plusieurs facteurs influencent la décision de migration. Certains, souvent cités, sont confirmés : l'âge, le niveau de diplôme, les expériences antérieures de mobilité et la présence d'enfants. D'autres sont mis en évidence, comme le fait d'avoir des parents nés à l'étranger, et la situation d'emploi : relativement aux individus employés avec des contrats de travail instables (CDD, intérim, contrats aidés), les chômeurs sont plus mobiles et les personnes qui ont un emploi à durée indéterminée le sont moins. Par ailleurs, le genre et la situation matrimoniale ne sont pas sans effet. Ainsi, dans les couples, le niveau de diplôme des femmes perd son influence significative sur la propension à migrer quand celui des hommes la conserve.

Les mobilités résidentielles et professionnelles sont souvent liées. Les deux tiers des migrations de zone d'emploi s'accompagnent d'un changement professionnel. Mais, pour les migrants vivant en couple, les changements d'emploi concernent beaucoup plus les hommes que les femmes et la différence s'accroît avec le temps. Les femmes sont, elles, davantage touchées par des transitions entre l'emploi et le non-emploi. Les femmes en couples ayant migré sont ainsi en proportion trois fois plus nombreuses (13 %) que les hommes (4 %) à avoir perdu leur emploi.

* Céreq

** Insee Direction Régionale PACA

Les auteurs remercient les deux rapporteurs anonymes d'Économie et Statistique pour leurs remarques sur les précédentes versions de cette étude.

Les changements qui s'opèrent depuis une trentaine d'années dans l'occupation de l'espace sont d'une telle ampleur qu'ils relèvent plus de la mutation que de la simple évolution (Benoit, 1995). En vingt ans (1970-1992), le nombre de passagers du transport aérien intérieur a triplé, malgré le TGV et le doublement, en dix ans (1982-1992), du nombre de voyageurs/km sur le réseau grandes lignes de la SNCF. Sur la même période, les trajets en transports collectifs urbains (Île-de-France et Province) ont progressé de 75 %, malgré la concurrence de l'automobile. Entre 1990 et 1999, une personne sur deux a déménagé, dont deux tiers ont changé de commune, un tiers de département et 20 % de région (Baccaïni, 2001). Elles ne se sont pas pour autant rapprochées de leur emploi. En effet, ceux qui quittent chaque jour leur commune pour aller travailler sont de plus en plus nombreux : en 1999, ils représentaient 64 % des salariés ; en 2004, la proportion approche trois salariés sur quatre (73 %) (Baccaïni *et al.*, 2007). Et ils vont de plus en plus loin : la distance quotidienne moyenne parcourue atteint 26 kilomètres en 2004.

Avec la spécialisation de l'espace, le rapport structurant de l'homme à son territoire se délite. Le village, la petite ville, le quartier sont de moins en moins vecteurs d'identité ou de solidarités essentielles. Ils se dissolvent dans une succession vécue de périmètres fonctionnels : zone résidentielle, zone d'activité, zone de chalandise, espace de loisir, espace de transit. Une typologie (Pan Ké Shon, 2005) construite à partir d'une analyse lexicale des réponses à la question « Pouvez-vous dire, en quelques mots, ce que votre quartier représente pour vous ? » n'isole qu'une classe d'individus dont la relation au quartier est fusionnelle : « les enracinés ». Ils ne représentent que 12 % de la population. Pour les cinq autres familles identifiées, le rapport au quartier de résidence est consumériste – satisfait ou non – quand il n'est pas vécu comme substantiellement provisoire, ou qu'il ne témoigne d'un isolement social problématique.

Le lien fusionnel rompu, la migration est vécue sans enjeu fort, elle survient au gré des opportunités, des contraintes et des événements de la vie. De nombreux travaux montrent l'émergence d'un modèle de cycle de vie dans la plupart des pays de l'OCDE. Une première migration survient durant les études – 80 % des étudiants poursuivent leurs études supérieures dans 30 des 354 aires urbaines de France métropolitaine – suivie d'une ou de plusieurs autres au cours des premières années d'activité. Les

naissances et la scolarité des enfants réduisent ensuite le taux de migration qui reste faible entre 35 et 50 ans et repart à la hausse à l'approche de la retraite. L'importance de ce modèle, au sein de la population scolarisée dans l'enseignement supérieur, est attestée par les observations empiriques issues des recensements de population (Baccaïni, 2001). Pour autant, les jeunes sortis de l'enseignement secondaire, avec ou sans diplôme, n'ont pas des comportements très différents (Debrand et Taffin, 2005). Seul change l'espace de mobilité : il se réduit et dépasse plus rarement les frontières régionales.

L'observation d'une cohorte définie par l'événement « être sorti de formation initiale » une année donnée, la « Génération 1998 » (cf. encadré 1), permet d'étudier les migrations à cette période charnière de l'entrée dans la vie adulte. L'identification des mobilités géographiques suppose au préalable de définir un espace géographique de référence. Les études portant sur l'entrée dans la vie active des jeunes ont souvent centré leurs analyses sur l'échelon régional (Cuney *et al.*, 2003 ; Perret et Roux, 2004). Cet échelon s'avère très pertinent pour les diplômés de l'enseignement supérieur qui sont de fait fréquemment amenés à « investir » dans des déplacements géographiques de longue distance afin de saisir au mieux les opportunités d'emploi et/ou de salaires auxquels ils peuvent prétendre. En revanche, pour les sortants de l'enseignement secondaire, les frontières régionales semblent déjà très lointaines : la relation formation/emploi se noue davantage à l'échelle de la ville et les jeunes qui changent de commune de résidence sont déjà des « migrants ». La référence territoriale utilisée ici est la zone d'emploi, zonage d'étude défini comme un espace géographique à l'intérieur duquel la plupart des actifs résident et travaillent (1). Les zones d'emploi constituent une partition du territoire en 348 bassins censés être adaptés aux études locales sur l'emploi. Margirier (2004) a montré que ce découpage permettait de « révéler la mobilité géographique des moins qualifiés ».

Tout au long de l'article, les différences de comportements migratoires entre hommes et femmes seront étudiées ainsi que leurs effets apparents sur les carrières respectives. En effet, si le niveau d'éducation des jeunes femmes est devenu plus élevé que celui des jeunes hommes, elles sont toujours confrontées à un moindre rendement de leur qualification sur le marché du

1. C'est moins vrai aujourd'hui. Déjà en 1999, 30 % des actifs résidaient hors de leur zone d'emploi (Insee).

travail (Battagliola *et al.*, 1990). Ainsi, un tiers des jeunes femmes sorties de formation initiale en 1998 et vivant en couple en 2005, déclarent avoir un conjoint de niveau d'études inférieur au leur, contre 15 % des jeunes hommes. Et pourtant, dans 58 % des cas, ces mêmes jeunes femmes gagnent moins que leur conjoint. Or, si les contraintes familiales pèsent davantage sur l'itinéraire professionnel des jeunes femmes, ce phénomène risque d'être accentué par certaines mobilités géographiques. Peu d'études ont été développées sur ce sujet, mais Battagliola *et*

al. (1990) ont déjà noté « *qu'en suivant leurs maris, elles abandonnent un emploi actuel et retrouvent souvent des emplois déqualifiés par rapport à leur formation initiale* ».

Migration des femmes et carrières : des liens complexes à dénouer

Après une période de baisse entre 1975 et 1990, les mobilités résidentielles se sont de nouveau accentuées. Mais avec l'accroissement de l'acti-

Encadré 1

LES ENQUÊTES « GÉNÉRATION » DU CÉREQ

L'enquête *Génération 98*, réalisée par le Céreq, a pour objectif d'analyser les parcours sur le marché du travail des 742 000 jeunes sortis de formation initiale en 1998 à tous les niveaux de formation. Un échantillon de 54 000 jeunes a fait l'objet d'une première interrogation au printemps 2001, soit trois ans après la fin de leurs études. Une deuxième interrogation a eu lieu au printemps 2003, puis une troisième au printemps 2005, soit sept années après la sortie du système éducatif. Un échantillon de 33 000 jeunes a été extrait des 54 000 ayant répondu à la première interrogation au printemps 2001. Sur cet échantillon, 22 000 jeunes ont répondu à la deuxième interrogation en 2003 et 16 000 à la troisième interrogation en 2005. Les individus enquêtés lors des ré-interrogations du panel présentent des caractéristiques différentes de ceux enquêtés lors de la première interrogation. Les distorsions significatives ont été mesurées et redressées grâce à une pondération qui restitue la structure du panel.

L'enquête, construite autour d'un calendrier professionnel, permet de décrire toutes les séquences d'emploi et de non-emploi depuis la sortie du système éducatif. Chaque épisode d'emploi est décrit de manière détaillée : contrat de travail, salaire, temps de travail, caractéristiques et implantation géographique de l'entreprise, etc. Ces informations sont mises en regard avec les informations concernant les caractéristiques sociodémographiques des jeunes (information détaillée concernant le diplôme et le parcours scolaire, l'origine socioculturelle, le mode d'habitat, l'origine géographique, etc.).

La source comporte cependant un certain nombre de limites, qui gênent l'élucidation précise des causalités entre mobilité géographique et position sur le marché du travail. En particulier, les individus ne sont pas localisés de façon continue mais seulement à leur entrée en 6^e, à la sortie du système scolaire (1998) et à chaque interrogation (2001, 2003 et 2005). Nous ne pouvons donc que constater une concomitance entre mobilité géographique et mobilité professionnelle sur une période donnée, sans connaître l'antériorité de l'une par rapport à l'autre. Néanmoins, l'intérêt de la population étudiée du point de vue des mouvements

migratoires (une cohorte qui entre dans la vie adulte) incite à observer ces concomitances, tout en neutralisant au mieux les effets d'endogénéité induits par la simultanéité apparente des événements.

Dans cette étude, les mobilités professionnelles analysées sont ainsi celles ayant eu lieu entre la sortie du système scolaire et la première interrogation, puis entre chaque interrogation. L'échantillon mobilisé est celui des 16 000 jeunes ayant répondu aux trois vagues d'interrogation. Les mobilités professionnelles ayant eu lieu entre ces dates ne sont pas prises en compte, au même titre que les changements de domicile intermédiaires. L'enquête donne également, au moment de chaque interrogation, des informations sur le conjoint de l'enquêté, notamment sur son niveau de diplôme, sa situation sur le marché du travail et sa catégorie socioprofessionnelle. Cependant, entre deux enquêtes, le conjoint peut avoir changé, sans que nous puissions le repérer.

Des informations à caractère subjectif sont également collectées qui portent sur la situation et les objectifs professionnels et individuels, les perspectives d'avenir, les discriminations ressenties, etc. Lors de la ré-interrogation de 2005, un module portait sur l'attachement au territoire. Aux individus qui résidaient encore chez leurs parents la question posée était : « *Lorsque vous emménageriez dans votre logement souhaitez vous rester dans votre quartier ? Dans votre ville ? Dans votre région ?* ». Plusieurs questions cernaient comment la décohabitation avait eu lieu : « *Lorsque vous avez quitté le domicile parental, êtes vous resté dans le même quartier ? Dans la même ville ? L'auriez vous souhaité ?* » ; « *Aujourd'hui vous habitez à moins de 30 km ou à plus de 30 km de cette ville (de ce quartier) d'origine ?* ».

Les projets étaient également interrogés : « *Envisagez-vous de changer de logement dans les douze mois à venir ?* » et, en cas de réponse positive : « *Souhaitez vous rester dans votre quartier ?* » avec trois réponses possibles : « *oui absolument – oui pourquoi pas – non* ». Enfin, à l'ensemble des répondants, la question suivante était posée : « *Pour avancer dans votre carrière, êtes vous prêt à quitter la région dans les cinq ans à venir ?* ».

vité féminine, ces mobilités se sont révélées de plus en plus complexes à gérer, notamment pour les couples bi-actifs.

La théorie économique la plus fréquemment sollicitée pour rendre compte de ces migrations résidentielles est celle du capital humain, qui assimile la migration à un investissement grâce auquel l'individu reçoit en retour des perspectives d'emploi et de salaires supérieures. La migration a lieu si le bénéfice net escompté dépasse les coûts induits, tant financiers (déménagement, logement, etc.) que psychologiques (perte de réseaux sociaux et déracinement notamment). Pour les couples, le rendement potentiel de la mobilité est analysé au regard de la situation professionnelle des deux époux (Mincer, 1978). Les coûts induits sont alors souvent supérieurs, ce qui implique, dans les faits, une moindre mobilité des personnes en couple (Courgeau et Méron, 1995 ; Boheim et Taylor, 1999). D'après le modèle économique de migration familiale de Mincer, selon les rendements nets escomptés, quatre situations peuvent se produire :

- si le bénéfice net est positif globalement, mais aussi pour chacun des conjoints, la migration aura lieu ;

- si le bénéfice net est positif globalement, mais que l'un des conjoints y perd professionnellement, la migration aura lieu ; le conjoint qui y perd sera appelé en anglo-saxon le « *tied mover* » c'est-à-dire le « migrant attaché » ;

- si le bénéfice net global est négatif, mais que l'un des conjoints aurait gagné à la migration, la migration n'aura pas lieu. Le conjoint qui y aurait gagné sera nommé le « *tied stayer* » c'est-à-dire le « sédentaire attaché » ;

- le ménage peut se diviser si le gain potentiel est très important pour l'un des deux partenaires. À l'époque, Mincer pensait à des séparations en termes de divorce. De nos jours, se développe le phénomène des « *intermittents du foyer* » qui intéresse de plus en plus les économistes et les sociologues (Bertaux-Wiame et Tripier, 2006 ; Reuschke, 2006).

Cette théorie économique considère ainsi le travail de l'homme et de la femme de manière symétrique ; le calcul financier du gain potentiel de la mobilité pour le couple se déduisant principalement du revenu cumulé des deux conjoints.

Mais dans la pratique, la plupart des travaux empiriques ont démontré que les positions de

l'homme et de la femme n'étaient pas symétriques par rapport à la migration, les femmes étant beaucoup plus souvent dans la position de « *tied partner* » c'est-à-dire de « conjoint attaché ». En Grande-Bretagne, Taylor (2006) estime, par exemple, que les femmes sont deux fois plus souvent migrantes attachées que les hommes. En effet, il semblerait que se maintienne, dans les mentalités individuelles et collectives, l'idée que le travail de l'homme et celui de la femme ne se valent pas toujours. En Allemagne, Blossfeld *et alii*. (1998) montrent que « *même au sein des couples où les ressources des femmes excèdent largement celles de leurs maris, ceux-ci travaillent habituellement à temps complet, et les épouses adaptent leur engagement professionnel en fonction des besoins familiaux* ». Le modèle social dominant serait donc encore, dans la plupart des pays développés, celui du « *male bread-winner* », c'est-à-dire de l'homme pourvoyeur de nourriture, ce modèle étant soutenu par des valeurs machistes encore très prégnantes (Algan et Cahuc, 2004).

Les facteurs qui influencent les mobilités résidentielles sont assez bien connus et font l'objet d'un relatif consensus : la mobilité est plus élevée pour les plus jeunes ; elle est influencée positivement par le niveau de diplôme et par les expériences antérieures de mobilité résidentielle ; elle est réduite par la présence d'enfants dans le foyer.

En revanche, la mesure des effets de la migration sur les carrières s'avère plus difficile et les études cherchant à en évaluer l'impact sont plus rares. La difficulté provient de la simultanéité des événements observés (changement de résidence et changement de conditions d'emploi), simultanéité qui génère des biais d'endogénéité (cf. encadré 2), difficiles à prendre en compte (Greenwood, 1997). Ces biais sont liés au fait qu'il existe des facteurs, observables ou non, qui jouent à la fois sur la carrière et sur le choix de migrer. Ils engendrent une corrélation entre la variable explicative (ici la migration) et le résidu de l'équation que l'on estime et biaisent, *in fine*, l'estimation directe des coefficients associés à ces variables explicatives. On obtient alors une estimation fautive de l'effet de la migration sur la carrière, cette estimation étant la résultante de l'effet de la migration et de l'effet des autres variables non observables qui interagissent sur les deux phénomènes (carrière et mobilité).

Il est ainsi complexe de séparer les causes des conséquences, comme le soulignait déjà Muth en 1971. De fait, certaines études les igno-

rent tandis que d'autres tentent de les prendre en compte par des méthodes économétriques appropriées (Kriaa et Plassard, 1994 ; Perret et Roux, 2004).

Les travaux de recherches visant à mesurer les effets différenciés de la mobilité géographique selon le genre sont encore plus rares, en particulier en France, et leurs résultats ne convergent pas nécessairement.

La plupart tendent à prouver que la migration familiale a un effet négatif sur la participation des femmes au marché du travail mais également sur leur temps de travail et leur salaire (Boyle *et al.*, 1999). D'après Boyle *et al.* (1999), en Grande-Bretagne, la probabilité d'être sans emploi est la plus forte pour les femmes ayant migré. À l'inverse, des preuves de rendements positifs existent pour les hommes (Boheim et Taylor, 2005). Généralement, l'interprétation est que la migration a été choisie pour satisfaire les aspirations de carrière de l'homme, au détriment de la femme. Et cet effet n'apparaît pas forcément qu'à court terme : l'effet négatif cumulatif des migrations pourrait ainsi expliquer une partie de l'écart d'emploi et de rémunération entre les hommes et les femmes, en particulier dans un monde de plus en plus mobile (Taylor M, 2006).

Boyle *et al.* (1999) montrent également qu'en Grande-Bretagne, les migrations au profit de la carrière de l'homme ont un effet négatif grave sur le statut d'emploi de la femme ; même les migrations motivées par d'autres raisons

accroissent le risque d'être sans emploi, en particulier pour celles qui en avaient un auparavant. Et même lorsque les femmes ont un meilleur emploi que leur conjoint, elles s'avèrent encore pénalisées.

À l'opposé, le manque de mobilité géographique de certaines femmes diplômées pourrait être un obstacle à leur ascension professionnelle, ce qui serait une explication importante de l'existence du fameux « plafond de verre » (ensemble des obstacles visibles et invisibles que rencontrent les femmes pour accéder aux niveaux élevés des hiérarchies organisationnelles). Laufer (2003) souligne ce facteur, dans un rapport de recherche financé par la Dares, en expliquant que ces femmes « envisagent avec difficulté de remettre en cause de manière répétée la carrière de leur conjoint ». Guitton (2007), étudiant des carrières biographiques dans la fonction Ressources Humaines, observe qu'elles sont surdéterminées, pour les femmes, par des choix clairs au sein du couple. Or, dans les entreprises, comme dans la fonction publique, l'exigence de mobilité conditionne l'accès aux fonctions dirigeantes.

En France, les quelques études sur le sujet obtiennent des résultats différenciés : Guillotin et Hamouche (1999) identifient ainsi un effet défavorable de la mobilité sur les salaires des femmes : dans les carrières ascendantes (croissance du salaire), la migration ralentit la croissance et accélère les carrières descendantes. À partir de données de panel, Pailhé et Solaz (2001) identifient, quant à elles, un effet positif de la migration – au sens d'un changement

Encadré 2

BIAIS D'ENDOGÉNÉITÉ ET MODÈLES *PROBIT* BIVARIÉ

Lorsque l'on veut étudier l'effet de la migration sur la carrière des hommes et des femmes, il existe un biais d'endogénéité : on ne sait pas qu'elle aurait été l'évolution de carrière de ces personnes si elles n'avaient pas migré. En effet, il est probable que ces migrants aient des caractéristiques observables (éducation, âge, etc.) et inobservables (capacité d'adaptation par exemple) différentes des non-migrants. S'ils n'avaient pas migré, ils n'auraient donc pas forcément connu les mêmes progressions de carrière que la moyenne des non-migrants.

Si l'on introduit directement la variable « mobilité » dans les équations on obtient une estimation biaisée de l'effet de la mobilité, cette estimation étant la somme de l'effet de la mobilité et de l'effet des autres caractéristiques observables (non introduites dans le

modèle) et inobservables qui différencient les mobiles des non-mobiles.

Afin d'estimer correctement l'effet de la mobilité, on a alors recours à un modèle *probit* bivarié qui permet de tester l'existence d'un lien entre mobilité et transition professionnelle (ou entre mobilité antérieure et mobilité observée) et d'obtenir une estimation asymptotiquement convergente de l'effet de la migration. Cette estimation convergente est conditionnée cependant au fait d'avoir des instruments efficaces, c'est-à-dire des variables explicatives qui expliquent la migration sans avoir d'influence sur la carrière. Dans certains cas, souvent lorsque le groupe étudié était d'une taille trop faible, nous n'avons pas pu produire d'estimation convergente de l'effet de la mobilité sur la transition car nous n'avons pas pu trouver d'instruments adéquats.

de commune – sur les salaires des femmes, qui n'apparaît cependant que deux ans après la migration.

Tous ces travaux tendent à révéler la complexité du phénomène. En théorie, la migration devrait être neutre par rapport au genre, les gains potentiels n'étant évalués qu'au niveau de la famille. Dans la pratique, les femmes semblent subir davantage les migrations – ou les non-migrations – que leurs conjoints. Mais *a posteriori*, les effets de ces mobilités résidentielles sur leurs carrières sont complexes à identifier et les résultats ne convergent pas toujours, notamment en France.

Un attachement au territoire faiblement prononcé dans les nouvelles générations

Les jeunes qui habitent toujours chez leurs parents, sept ans après la fin de leurs études, n'expriment pas particulièrement le désir de « rester dans leur quartier » lorsqu'ils quitteront le domicile parental : seul un peu moins d'un tiers d'entre eux le souhaitent (32 %) et à peine un peu plus de la moitié (54 %) souhaitent rester dans leur ville (cf. tableau 1). Néanmoins, les projets de mobilités en dehors de la région demeurent plus rares ; 86 % des individus désirent rester dans leur région. Cette ouverture à la

mobilité dépend du sexe et de la situation d'emploi : les femmes et les jeunes au chômage sont toujours plus nombreux à souhaiter s'installer dans une autre ville ou une autre région.

Lorsqu'ils ont emménagé dans leur propre logement, les jeunes de la génération 98 ne semblent pas beaucoup plus « fidèles » à leur ville d'origine – 53 % s'en sont éloignés d'au moins 30 kilomètres et seuls 22 % ne l'ont pas quittée (cf. tableau 2). Ici, l'absence de mobilité géographique semble plutôt liée à l'origine sociale et au niveau de diplôme ; ainsi, la proportion de jeunes ayant quitté la commune de résidence de leurs parents est d'autant plus grande que le diplôme détenu est élevé. Ces résultats avaient déjà été mis en évidence par Courgeau *et al.* (1998).

L'attachement au quartier actuel est plus délicat à évaluer. À la fin de l'année 2005, 60 % des jeunes installés dans leur propre logement n'envisagent pas de déménager au cours des douze prochains mois. Toutefois, en cas de projet de déménagement, seul un sur dix tient absolument à rester dans son quartier.

L'attachement fort à une ville ou à un quartier ne concerne donc qu'une faible part des individus de la génération. Ils sont potentiellement mobiles du point de vue géographique : ainsi,

Tableau 1
Jeunes envisageant de quitter le domicile de leurs parents ...

En %

...et souhaitant rester dans leur :	Hommes	Femmes	En emploi	Au chômage	Ensemble
Quartier	32	32	33	22	32
Ville	56	50	55	47	54
Région	88	81	89	72	86

Champ : jeunes qui résidaient au domicile de leurs parents au terme de leur septième année de vie active et envisageaient de le quitter à horizon d'un an (118 000 individus).

Source : enquête Génération 98, interrogation 2005.

Tableau 2
Lieu de résidence des jeunes ayant quitté le domicile de leurs parents, selon le niveau d'études, en 2005

En %

	Toujours dans la commune de leurs parents	Dans une autre commune à moins de 30 km	Dans une autre commune à plus de 30 km
3 ^e cycle ou école	7	18	75
2 ^e cycle	11	27	62
Bac + 2	16	28	56
Bac général (y/c sup non diplômés)	20	18	62
Bac professionnel ou technologique	26	31	43
CAP ou BEP	34	28	38
Sans diplôme	36	24	40
Ensemble	22	25	53

Champ : jeunes ne résidant plus chez leurs parents au terme de leur septième année de vie active (624 000 individus).

Source : enquête Génération 98, interrogation 2005.

la moitié des hommes qui souhaitent progresser dans leur carrière se déclarent prêts à changer de région dans les cinq ans. Les femmes sont légèrement plus réservées et seules 41 % d'entre elles envisagent positivement la même hypothèse. Assez logiquement les dispositions des jeunes diffèrent selon leur situation au regard de l'emploi et de leur situation conjugale. Ainsi, six chômeurs sur dix sont prêts à quitter leur région, contre quatre salariés en poste sur dix, et la mobilité potentielle des personnes vivant en couple avec des enfants est presque inférieure de moitié à celle des individus vivant seuls et sans enfants (34 % contre 63 %). Enfin, l'expérience passée joue également un rôle : quel que soit leur niveau de formation, ceux qui ont déjà quitté leur ville ou leur village d'origine envisagent toujours plus volontiers un départ vers une autre région.

Mais, fait étonnant, parmi les jeunes n'ayant jamais quitté leur ville, ce sont les plus diplômés qui se montrent les plus réticents face à la mobilité géographique. Pourtant, du fait de leur niveau de formation, ils comptent parmi ceux qui ont le plus d'informations, d'opportunités d'emploi ainsi que de ressources pour envisager une mobilité régionale. Plusieurs explications sont possibles : il peut s'agir d'un effet de sélection, ces jeunes diplômés pouvant avoir trouvé facilement sur place un emploi adapté à leur formation. Il peut aussi s'agir d'un effet de localisation, s'ils résident dans de grandes villes offrant des opportunités d'emplois plus importantes ; il peut encore s'agir d'un véritable choix de localisation de leur part (s'ils avaient dû partir, ils auraient déjà quitté leur ville ; ceux qui

restent ont donc des profils particuliers). Enfin, il peut s'agir de contraintes très fortes rendant impossible pour ces jeunes toute mobilité (soin d'un proche, par exemple).

Les migrations, fréquentes en tout début de carrière, diminuent progressivement

Durant leurs sept premières années de vie active, près de 40 % des jeunes de la génération 1998 ont déménagé et changé de zone d'emploi (2). Ils sont même 13 % à avoir connu au moins deux changements.

Le rythme de ces migrations, particulièrement important en tout début de vie active, diminue fortement à partir de 2001, puis très légèrement par la suite (cf. tableau 3). 26,6 % des jeunes ont changé au moins une fois de zone d'emploi entre la fin de leurs études et 2001, 15,4 % ont déménagé entre 2001 et 2003 et 13,7 % entre 2003 et 2005. Ces migrations ne s'expliquent pas par les départs du domicile parental, les jeunes qui se sont déjà installés, seuls ou en couple, étant systématiquement plus mobiles géographiquement que les autres. Elles ne se résument pas non plus à des déménagements à proximité : 70 % de ces changements de zone d'emploi conduisent en effet à des changements de département et environ une fois sur deux les jeunes s'installent dans une autre région. Dans

2. Ce chiffre est obtenu en considérant la zone d'emploi de résidence (zone d'emploi où habitent les personnes) à quatre dates : 1998, 2001, 2003, 2005. Il constitue une estimation basse de la mobilité, certains jeunes ayant pu migrer et revenir dans leur zone d'emploi entre chacune de ces dates (cf. encadré 1).

Tableau 3
Mobilité géographique selon le genre et la situation familiale en début de carrière

En %

	Part des jeunes ayant changé de zone d'emploi...		
	...entre la fin des études et 2001	...entre 2001 et 2003	...entre 2003 et 2005
Hommes	23,0	15,3	14,4
Femmes	30,3	15,4	13,0
Ensemble	26,6	15,4	13,7
Situation familiale au départ			
Homme en couple	36,2	15,5	13,3
Femme en couple	33,5	14,0	11,1
Homme seul	48,6	23,2	19,1
Femme seule	46,6	21,2	19,2
Homme chez parent	14,8	11,9	12,4
Femme chez parent	23,8	13,0	12,7
Homme avec enfant	n.s.	13,0	11,0
Femme avec enfant	19,3	10,9	9,2

Champ : ensemble des jeunes ayant quitté l'école en 1998 (742 000).

n.s. : non significatif

Source : enquête Génération 98, interrogations en 2001, 2003 et 2005.

certains cas, il s'agit d'une migration de retour : 15 % des jeunes migrants retrouvent à terme leur région d'origine et résident, en 2005, dans la zone d'emploi où ils habitaient lorsqu'ils étaient en classe de sixième.

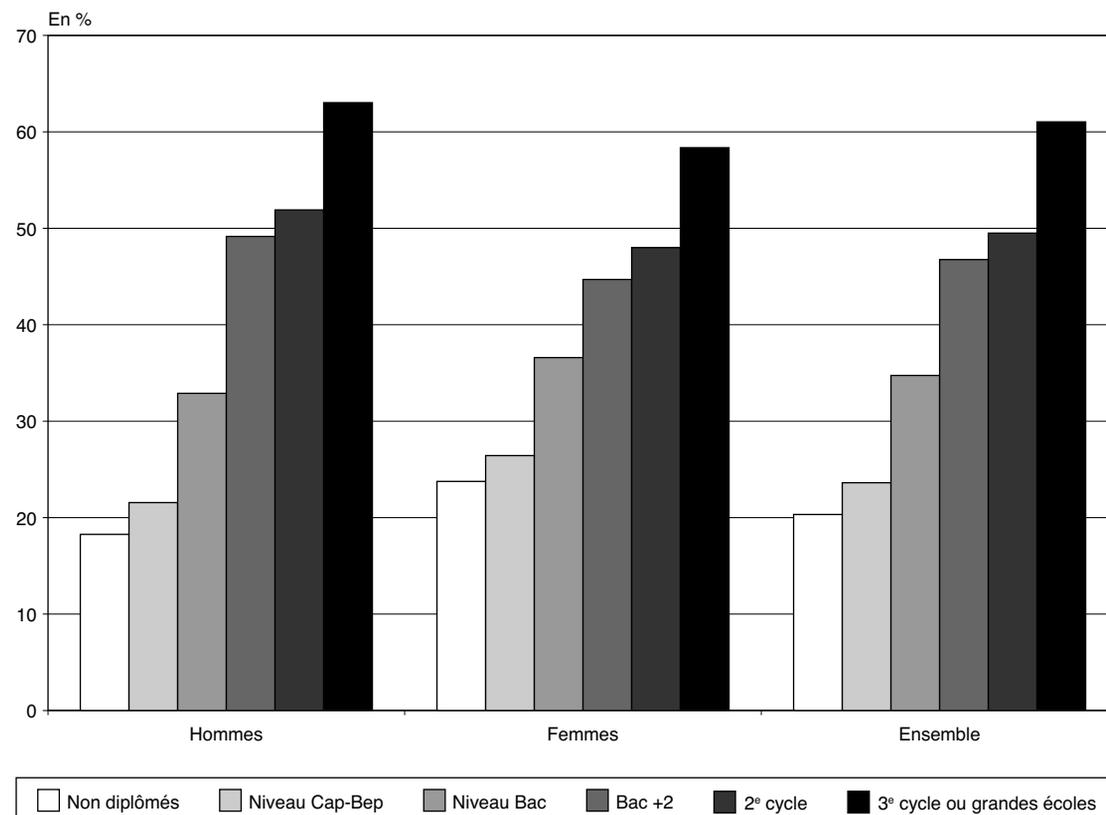
Hommes et femmes ont des comportements migratoires légèrement différents : les jeunes femmes migrent davantage dans les toutes premières années de vie active, mais, cette « sur-mobilité » géographique disparaît progressivement après la 3^e année et se transforme même en une légère sous-mobilité. Le phénomène est à mettre en relation avec un départ plus précoce des jeunes filles du domicile parental et avec la plus forte propension des filles à poursuivre des études (Julien *et al.*, 2001 ; Arrighi, 2004). À la fin de leurs études, les jeunes garçons sont plus nombreux à résider chez leurs parents et ils y restent plus longtemps : cela les rend, de fait, plus sédentaires. En revanche, une fois qu'ils ont décohabité, pour vivre seuls ou en couple, ils s'avèrent en moyenne plus mobiles que les filles.

Le fait d'avoir des enfants réduit les taux de mobilité dans les mêmes proportions pour les hommes et pour les femmes. Ce résultat avait déjà été mis en avant dans de nombreuses études (Böheim et Taylor, 1999). La migration devient plus coûteuse avec des enfants, ces derniers perdant leurs relations sociales et devant changer d'école, ce qui peut déstabiliser leur parcours scolaire. Il est également possible que certains couples attendent de s'être stabilisés dans l'emploi et d'un point de vue géographique avant d'avoir des enfants. Ils sont dès lors moins mobiles ensuite.

Enfin, comme le montrent d'autres études (Gobillon, 2001 ; Cuney *et al.*, 2003), la mobilité des jeunes actifs augmente avec le niveau de diplôme (cf. graphique). Elle concerne 20 % des jeunes sortis sans diplôme, 35 % de ceux qui ont le niveau du bac, la moitié des diplômés d'un 2^e cycle et même plus de 60 % des diplômés de troisième cycle ou de grandes écoles.

Ces écarts perdurent, même en se limitant aux jeunes n'ayant pas changé de région durant leurs

Graphique
Mobilité géographique au cours des sept premières années de vie active, selon le niveau de diplôme et le sexe



Lecture : 20 % des individus sortis sans diplôme du système éducatif en 1998 ont changé au moins une fois de zone d'emploi de résidence au cours de leurs sept premières années de vie active.
Champ : individus sortis du système éducatif au cours de l'année 1998 en France métropolitaine.
Source : enquête Génération 98, interrogations en 2001, 2003 et 2005.

études, ou en excluant les mobilités de retour un peu plus fréquentes chez les jeunes diplômés. Toutefois, ces disparités par niveaux de diplôme sont un peu moins marquées pour les femmes.

L'influence du diplôme s'atténue néanmoins au fil du temps : le rapport de 1 à 6, qui existait entre le taux de migration des jeunes sans diplôme et celui des jeunes diplômés de 3^e cycle et grandes écoles, se transforme en un rapport de 1 à 2, entre la 5^e et la 7^e année de vie active (cf. tableau 4).

Contrairement à ce que l'on aurait pu penser, la situation professionnelle (CDD, CDI, non-emploi) n'influence que faiblement les migrations (cf. tableau 5).

Au terme des trois premières années de vie active, une fois passée la période d'intégra-

tion au marché du travail, les taux de migration, entre 2001 et 2003, sont sensiblement les mêmes, quelle que soit la position d'emploi initiale. Ils varient ainsi entre 15 et 16 %, pour les hommes comme pour les femmes. Entre 2003 et 2005, une hiérarchie commence à se dessiner, en particulier pour les hommes : ils sont 13,9 % à avoir changé de zone d'emploi lorsqu'ils étaient en contrat à durée indéterminée en début de période, 15,5 % lorsqu'ils étaient en emploi à durée limitée et 16,6 % lorsqu'ils étaient au chômage.

La mobilité géographique est la résultante d'un ensemble de logiques (Debrand et Taffin, 2005 ; Gobillon, 2001) qui peuvent se combiner ou se contrarier l'une l'autre : logique résidentielle liée au besoin de trouver (ou de revenir vers) un environnement conforme à ses aspirations (aménités), logique professionnelle

Tableau 4
Mobilité géographique selon le niveau de diplôme en début de carrière

En %

	Part des jeunes ayant changé de zone d'emploi entre...								
	... la sortie du système scolaire et 2001			... 2001 et 2003			... 2003 et 2005		
	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes	Total
Sans diplôme	5,5	13,3	8,5	6,7	11,3	8,4	10,1	11,5	10,6
Niveau CAP-BEP	8,7	19,0	13,1	11,8	13,3	12,4	11,1	10,2	10,7
Niveau Bac	20,2	27,0	23,6	16,2	14,7	15,4	14,8	13,5	14,2
Bac+2	35,4	37,6	36,7	21,2	16,8	18,7	18,2	13,4	15,5
2 ^e me cycle	42,8	40,9	41,7	19,5	18,5	18,8	18,6	14,2	15,9
3 ^e me cycle ou grandes écoles	54,5	50,9	52,9	18,7	18,9	18,8	17,3	17,0	17,2
Ensemble	23,0	30,3	26,6	15,3	15,4	15,4	14,4	13,0	13,7

Lecture : 5,5 % des jeunes hommes sans diplôme ont changé de zone d'emploi entre 1998, année de leur sortie du système scolaire et l'année 2001.

Champ : ensemble des jeunes ayant quitté l'école en 1998 (742 000).

Source : enquête Génération 98, interrogations en 2001, 2003 et 2005.

Tableau 5
Mobilité géographique selon la situation professionnelle en début de carrière

En %

	Part des jeunes ayant changé de zone d'emploi...	
	... entre 2001 et 2003	... entre 2003 et 2005
Hommes		
Emploi à durée indéterminée	15,5	13,9
Emploi à durée déterminée	15,0	15,5
Non-emploi	15,9	16,6
Femmes		
Emploi à durée indéterminée	15,6	12,9
Emploi à durée déterminée	15,3	13,2
Non-emploi	16,0	13,9

Lecture : parmi l'ensemble des jeunes ayant achevé leur formation initiale en 1998, 15,5 % de ceux qui occupaient un emploi à durée indéterminée en 2001 ont déménagé en changeant de zone d'emploi de résidence entre 2001 et 2003, et 13,9 % de ceux qui occupaient un emploi à durée indéterminée en 2003 ont déménagé en changeant de zone d'emploi de résidence entre 2003 et 2005.

Champ : ensemble des jeunes ayant achevé leur formation initiale en 1998 (742 000).

Source : enquête Génération 98, interrogations en 2003 et 2005.

de l'individu (trouver un emploi, s'en rapprocher), logique familiale liée à la formation des couples et à la naissance des enfants (taille du logement, équipements collectifs à proximité), et, souvent aussi, logique professionnelle du conjoint. Afin de mesurer, *in fine*, l'effet des différentes caractéristiques sociodémographiques sur la propension à migrer des hommes et des femmes, une analyse toutes choses égales par ailleurs a été conduite à l'aide de modèles *probit* bivariés.

**« Toutes choses égales par ailleurs »,
la nationalité des parents, le niveau
de diplôme, la situation matrimoniale
et le statut d'emploi influent
sur la probabilité de migrer**

La mobilité géographique est souvent un phénomène cumulatif. Cette étude s'intéresse aux mobilités géographiques qui ont lieu entre la 3^e et la 5^e année de vie active, d'une part, et entre la 5^e et la 7^e année de vie active, d'autre part. D'autres mobilités ont pu intervenir au cours des trois premières années d'activité, une période où les ajustements sont nombreux. Afin de tenir compte de ces mobilités antérieures, des modèles *probit* bivariés ont été utilisés, permettant d'estimer simultanément et sans biais, la probabilité de migrer sur la période considérée (2001-2003 ou 2003-2005) et la probabilité d'avoir migré auparavant (cf. encadré 3 et tableau 6). La corrélation positive et significative mesurée entre les résidus confirme cette hypothèse d'interdépendance des migrations. Il existe un ensemble de facteurs non observables qui expliquent simultanément le fait de migrer à une date donnée et le fait d'avoir migré auparavant. On peut penser ici à des facultés d'adap-

tation à des environnements différents, à une appétence pour le changement, etc.

La modélisation des mobilités en début de vie active confirme assez naturellement l'influence des facteurs mis en évidence dans les travaux conduits à partir d'autres sources. Ainsi, les personnes ayant un parent né à l'étranger apparaissent plus « fixées » à leur territoire que ceux dont les deux parents sont nés en France ; de même, le niveau du diplôme obtenu en fin d'études influence systématiquement la probabilité de migrer, cette influence se vérifiant tout au long des sept premières années de vie active. L'installation dans son propre logement s'accompagne dans un premier temps d'une propension plus forte à changer de zone d'emploi. Cette propension varie avec le temps : les jeunes vivant en couple au terme des trois premières années de vie active deviennent potentiellement moins mobiles que ceux qui n'ont pas encore quitté le domicile familial à cette date, tandis que ceux vivant seuls le restent davantage. Enfin, l'existence d'enfants à charge à cette période de la vie contribue à réduire la mobilité des individus.

Après trois ans de vie active, toutes choses égales par ailleurs, les jeunes femmes migrent moins que les jeunes hommes, l'écart ayant plutôt tendance à s'accroître avec le temps.

Par ailleurs, une fois contrôlés les effets de l'âge, du niveau scolaire et de la situation familiale, la situation par rapport à l'emploi en début de période s'avère avoir une influence significative, aussi bien entre la 3^e et la 5^e année d'activité, qu'entre la 5^e et la 7^e année. Par rapport à des personnes en emploi à durée déterminée, ceux qui détiennent un contrat de travail pérenne ont

Encadré 3

ESTIMATIONS ÉCONOMÉTRIQUES DE LA PROBABILITÉ DE MIGRER

Les effets estimés dans le tableau 6 résultent de deux modélisations *probit* bivariés réalisées l'une sur la période 2001-2003 (c'est à dire entre la 3^e et la 5^e année de vie active) et l'autre sur la période 2003-2005, (soit entre la 5^e et la 7^e année de vie active).

La variable expliquée est une indicatrice de mobilité géographique sur la période considérée. Un modèle *probit* bivarié permet d'estimer conjointement la probabilité d'avoir migré durant une période donnée et la probabilité d'avoir migré au cours de la période précédente. Il consiste à estimer chaque équation séparément à l'aide d'un *probit* univarié et à calculer

pour chacun la vraisemblance. Si les deux équations ne sont pas corrélées, la somme des vraisemblances doit être égale à la vraisemblance du modèle bivarié. Si ce n'est pas le cas, c'est à dire s'il y a interdépendance entre les deux phénomènes, on estime alors par maximum de vraisemblance le modèle global et on teste la corrélation des résidus des deux équations à l'aide d'un test du rapport de vraisemblance. Pour les deux périodes, le test est rejeté ce qui signifie que certaines variables inobservables conditionnent à la fois le fait de migrer à une date donnée et le fait d'avoir déjà migré depuis la sortie du système éducatif.

Tableau 6

**Effets de différents facteurs sur la probabilité de changer de zone d'emploi en début de vie active
(Modèle *probit* bivarié : migration au cours de la période et migration antérieure)**

Probabilité de changer de zone d'emploi au cours de la période				
	Entre 2001 et 2003		Entre 2003 et 2005	
	Paramètre	Écart type	Paramètre	Écart type
Constante	- 1,445	0,051	- 1,290	0,054
Origine des parents				
Père et mère nés en France	0,200***	0,035	0,119***	0,035
Père ou mère nés à l'étranger	Réf.		Réf.	
Sexe				
Femme	- 0,028	0,026	- 0,065**	0,026
Homme	Réf.		Réf.	
Niveau de diplôme				
Sans diplôme	Réf.		Réf.	
CAP/BEP	0,170***	0,048	0,109**	0,048
Bac professionnel ou technologique	0,224***	0,048	0,237***	0,049
Bac général et supérieur non diplômé	0,404***	0,066	0,367***	0,066
BTS, DUT, DEUG, diplômes de la santé	0,421***	0,047	0,343***	0,048
Licence, maîtrise	0,487***	0,053	0,386***	0,054
3ème cycle et écoles d'ingénieurs	0,465***	0,057	0,412***	0,058
Lieu de résidence en début de période				
Habite chez ses parents	Réf.		Réf.	
Vit en couple	- 0,093***	0,034	- 0,136***	0,036
Vit seul	0,119***	0,034	0,096***	0,036
Présence d'enfant en début de période				
Sans enfant	Réf.		Réf.	
Élève un enfant	- 0,126***	0,039	- 0,204***	0,034
Situation d'emploi en début de période				
En emploi à durée déterminée	Réf.		Réf.	
En emploi à durée indéterminée	- 0,030	0,029	- 0,069**	0,033
Ne travaille pas	0,133***	0,039	0,168***	0,044
Probabilité d'une migration antérieure				
	Entre 1998 et 2001		Entre 1998 et 2003	
	Paramètre	Écart type	Paramètre	Écart type
Constante	- 1,813	0,766	- 1,448	0,068
Origine des parents				
Père et mère nés en France	0,220***	0,034	0,243***	0,031
Père ou mère nés à l'étranger	Réf.		Réf.	
Sexe				
Femme	0,091***	0,024	0,030	0,022
Homme	Réf.		Réf.	
Niveau de diplôme				
Sans diplôme	Réf.		Réf.	
CAP/BEP	0,075	0,050	0,145***	0,042
Bac professionnel ou technologique	0,349***	0,049	0,325***	0,042
Bac général et supérieur non diplômé	0,603***	0,065	0,581***	0,059
BTS, DUT, DEUG, diplômes de la santé	0,713***	0,046	0,657***	0,041
Licence, maîtrise	0,788***	0,052	0,711***	0,047
3ème cycle et écoles d'ingénieurs	0,939***	0,056	0,845***	0,052
Type de formation				
Issu d'un centre de formation d'apprentis	Réf.		Réf.	
Issu d'un établissement d'enseignement	0,078	0,034	0,083***	0,031
Déménagement				
N'a pas déménagé entre la sixième et la fin des études	Réf.		Réf.	
A déménagé entre la sixième et la fin des études	0,578***	0,029	0,532***	0,029
Lieu de résidence en début de période				
Habite chez ses parents	Réf.		Réf.	
Vit en couple	0,177***	0,031	0,074**	0,030
Vit seul	0,533***	0,032	0,427***	0,031

une moindre propension à migrer ; à l’opposé, ceux qui sont inactifs ou au chômage ont une probabilité plus forte de changer de zone d’emploi, quelle que soit la période. Ceci confirme l’hypothèse d’une plus grande mobilité des chômeurs. En effet, ceux-ci peuvent migrer durant leur période de chômage tout en faisant face à des coûts de migration inférieurs à ceux des personnes en emploi, les indemnités chômage pouvant être perçues sur le nouveau lieu de résidence (Pissarides et Wadsworth, 1989). Par ailleurs, dans le cas d’une recherche à distance, les chômeurs ont plus de chances de trouver une offre d’emploi financièrement intéressante (au regard de leur indemnité chômage) que les salariés en emploi.

Lorsque les estimations sont conduites séparément sur les hommes et sur les femmes en couple (3), des distinctions apparaissent. Le niveau de diplôme n’influence plus la probabilité de migrer des femmes en couple, tandis qu’il continue d’influencer positivement celle des hommes, au cours des deux périodes. Le niveau de diplôme du conjoint apparaît en revanche avoir une influence, pour les hommes comme pour les femmes en couple.

Pour celles-ci, l’influence du diplôme du conjoint prend donc le pas sur le leur : avoir un conjoint diplômé de l’enseignement supérieur accroît leur probabilité de migrer, leur propre diplôme n’ayant aucun effet significatif. Cela pourrait confirmer l’existence de « *tied movers* » selon l’expression de Mincer, c’est-à-dire de femmes qui migrent alors même que le calcul de

leur gain net individuel aurait dû les conduire à ne pas le faire. Pour les hommes en couple, au contraire, le poids de leur propre diplôme demeure significatif, même si celui du conjoint joue parfois également un rôle positif (qui n’est toutefois significatif qu’au seuil de 10 %).

Par ailleurs, la situation du conjoint au regard de l’emploi n’a que peu d’effet. Elle n’est significative que sur la période 2003-2005 et que pour les hommes : avoir un conjoint sans emploi accroît alors la probabilité de migrer.

Les deux tiers des migrants ont connu un changement professionnel

Au-delà des migrations liées à la recherche et à l’installation dans le premier emploi, qui se produisent pour la grande majorité au cours des trois premières années, comment interfèrent carrière professionnelle et mobilité géographique ? Passée cette première période, les mobilités géographiques restent en effet considérables : un jeune sur quatre change de zone d’emploi entre sa 3^e et sa 7^e année d’activité ; on peut raisonnablement postuler que celles-ci relèvent alors pour l’essentiel de la construction parallèle des histoires professionnelle et familiale.

3. Des modélisations ont été réalisées sur le même principe et avec les mêmes variables sur les hommes et sur les femmes. Sur les hommes vivant en couple et sur les femmes vivant en couple, la modélisation tient compte de deux variables supplémentaires : le niveau de diplôme du conjoint et sa situation au regard de l’emploi. Pour ne pas en alourdir la lecture toutes ces modélisations ne figurent pas dans l’article, mais les auteurs les tiennent à disposition des personnes intéressées.

Tableau 6 (suite)

Probabilité d’une migration antérieure				
	Entre 1998 et 2001		Entre 1998 et 2003	
	Paramètre	Écart type	Paramètre	Écart type
Présence d’enfant en début de période				
<i>Sans enfant</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Élève un enfant	- 0,559***	0,068	- 0,445***	0,063
Localisation en début de période				
<i>Ne réside pas dans l’espace rural (ZAU)</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Réside en espace rural	0,122***	0,030	0,177***	0,028
Rho et Log vraisemblance	0,317	- 14359,302	0,321	- 15274,273
Test L-R, chi2 et prob > chi2	350,478	0	372,761	0
Effectif de l’échantillon	16 000 individus			

*Lecture : la situation de référence est celle d’un garçon non diplômé, dont l’un au moins des ascendants est né à l’étranger, habitant chez ses parents en début de période (2001 ou 2003), sans enfant et en emploi à durée déterminée en début de période. Dans le modèle expliquant la mobilité antérieure, la situation de référence est celle d’un garçon non diplômé, dont l’un au moins des ascendants est né à l’étranger, n’ayant pas déménagé entre la sixième et la fin de ses études, habitant hors de l’espace rural et chez ses parents en début de période (2001 ou 2003), ayant achevé ses études en apprentissage et sans enfant en début de période. Les seuils de significativité sont respectivement égaux à de 1 % (***) , 5 % (**) et 10 % (*).*

Champ : ensemble des jeunes ayant achevé leur formation initiale en 1998 (742 000).

Source : enquête Génération 98, interrogations en 2003 et 2005.

Les migrations résidentielles ne sont pas toujours associées à des changements professionnels (cf. tableau 7). À peu près un tiers des changements de zone d'emploi, survenus entre 2001 et 2003, ou entre 2003 et 2005, ne s'accompa-

gnent ni d'un accès à l'emploi, ni d'un changement d'emploi, ni même d'un changement de lieu de travail dans l'entreprise. Mais en comparaison, cette proportion approche 60 % pour les jeunes sédentaires (ceux qui n'ont pas changé

Tableau 7
Changements de zone d'emploi et changements professionnels, entre 2001 et 2003, et entre 2003 et 2005

En %

	2001-2003			2003-2005		
	Ensemble	Hommes	Femmes	Ensemble	Hommes	Femmes
Sédentaires						
Pas de changements professionnels	57	55	57	60	60	61
Sont restés en non-emploi	8	6	11	7	5	10
Sont restés en emploi dans la même entreprise sans changer de lieu de travail	48	50	47	53	55	51
Changements professionnels	43	44	43	40	40	39
Passage de l'emploi au non-emploi	8	7	9	7	6	8
Passage du non-emploi à l'emploi	9	7	11	9	7	10
Changement d'emploi dont :	26	30	23	24	27	21
- Changement d'entreprise	21	24	18	17	20	15
- Changement de lieu de travail dans la même entreprise	5	6	5	7	7	6
Migrants						
Pas de changements professionnels	33	30	33	34	33	36
Sont restés en non-emploi	6	4	8	5	2	9
Sont restés en emploi dans la même entreprise sans changer de lieu de travail	27	26	25	29	31	27
Changements professionnels	67	70	67	66	67	64
Passage de l'emploi au non-emploi	10	6	13	9	6	12
Passage du non-emploi à l'emploi	12	10	14	12	12	11
Changement d'emploi dont :	45	54	40	45	49	41
- Changement d'entreprise	35	40	33	32	33	31
- Changement de lieu de travail dans la même entreprise	10	14	7	13	16	10
Migrants vivant seuls en début et fin de période						
Pas de changements professionnels	17	16	19	16	15	14
Sont restés en non-emploi	2	1	3	2	0	4
Sont restés en emploi dans la même entreprise sans changer de lieu de travail	15	15	16	14	15	10
Changements professionnels	83	84	81	84	85	86
Passage de l'emploi au non-emploi	10	8	12	6	8	5
Passage du non-emploi à l'emploi	10	8	13	13	14	13
Changement d'emploi dont :	63	68	56	65	63	68
- Changement d'entreprise	43	45	41	45	42	50
- Changement de lieu de travail dans la même entreprise	20	23	15	20	21	18
Migrants vivant en couple en début et fin de période						
Pas de changements professionnels	38	37	39	40	34	43
Sont restés en non-emploi	6	2	8	9	0	14
Sont restés en emploi dans la même entreprise sans changer de lieu de travail	32	35	31	31	34	29
Changements professionnels	62	63	61	60	65	57
Passage de l'emploi au non-emploi	11	4	15	10	4	13
Passage du non-emploi à l'emploi	7	4	8	8	6	9
Changement d'emploi dont :	44	55	38	42	55	35
- Changement d'entreprise	35	41	31	28	33	26
- Changement de lieu de travail dans la même entreprise	9	14	7	14	22	9

Lecture : les transitions professionnelles observées ici concernent l'ensemble de la population étudiée. Parmi les migrants par exemple, il y a ainsi 33 % des jeunes migrants qui n'ont connu aucun changement professionnel entre 2001 et 2003, 10 % de jeunes migrants sont passés d'une situation d'emploi à une situation de non-emploi et 12 % ont fait le chemin inverse ; enfin, 45 % ont connu un changement de localisation de leur emploi, dont 10 % en restant dans la même entreprise. Le dénominateur de chaque sous-population est constant, il est égal, dans l'exemple cité, au nombre total des migrants. Les taux d'emploi des migrants et des non-migrants étant très proches, ces transitions peuvent s'interpréter en termes de risque.

Champ : ensemble des jeunes ayant achevé leur formation initiale en 1998 (742 000).

Source : enquête Génération 98, interrogations en 2003 et 2005.

de zone d'emploi). Naturellement, la continuité dans l'entreprise, sans changement d'établissement, est plus rare lorsque le jeune change de région. Elle est aussi nettement moins fréquente lorsqu'il vit seul en début et en fin de période (15 %). À l'inverse, un jeune qui vit en couple migre sans changer de situation professionnelle dans 38 % des cas. La migration est alors sans doute liée à l'activité professionnelle du conjoint ou à un choix résidentiel indépendant du marché du travail.

Néanmoins, la majorité des mobilités s'accompagnent d'un changement professionnel : les deux tiers des jeunes ayant migré entre 2001 et 2003, et entre 2003 et 2005, ont ainsi changé d'emploi, transité de l'emploi vers le non-emploi (chômage, inactivité ou formation) ou l'inverse. Parmi les jeunes ayant changé de zone d'emploi entre 2001 et 2003, 35 % ont changé d'entreprise et 10 % de lieu de travail au sein de la même entreprise. En regard, seulement 21 % des jeunes qui sont demeurés dans la même zone d'emploi ont changé d'entreprise et 5 % de lieu de travail. Par ailleurs, la migration s'accompagne beaucoup plus fréquemment d'un changement d'emploi pour les jeunes vivant seuls (63 %) que pour les jeunes vivant en couple (44 %). Au sein des couples, les changements d'emploi concernent davantage les hommes que les femmes et la différence s'accroît avec le temps : de 17 points d'écart entre 2001 et 2003, elle passe à 20 points entre 2003 et 2005. Les femmes sont, quant à elles, davantage concernées par les transitions entre chômage et emploi ou l'inverse.

Des pertes d'emplois plus fréquentes pour les femmes migrantes, accentuées par la distance et la vie familiale

Environ 10 % des migrants perdent leur emploi ; réciproquement 12 % d'entre eux transitent du chômage ou de l'inactivité vers l'emploi. Les passages de l'emploi au non-emploi (chômage, inactivité ou formation), et du non-emploi à l'emploi sont légèrement plus fréquents chez les migrants que chez les sédentaires.

Ces mobilités sont plus souvent défavorables aux femmes : leur mobilité s'accompagne deux fois plus souvent que pour les hommes d'une perte d'emploi ; et ce d'autant plus que la distance s'allonge : 18 % des femmes ayant changé de région entre 2003 et 2005 ont perdu leur emploi, contre 7 % des hommes.

La situation familiale joue aussi différemment selon le sexe : les hommes migrants en couple sont moins concernés par des transitions vers le non-emploi que ceux vivant seuls (4 % contre 8 %) ou que les hommes non migrants (7 %). C'est l'inverse pour les jeunes femmes migrantes : entre 2003 et 2005, parmi celles qui vivent en couple, 13% perdent leur emploi, contre 5 % de celles qui vivent seules et 8 % des non-migrantes. La migration s'accompagne ainsi d'un risque accru de perte d'emploi pour les femmes et d'un risque réduit pour les hommes, tout particulièrement pour les individus en couple. Ces constats semblent confirmer la pérennité d'un modèle dominant de « *breadwinner* » masculin, et ce, en dépit de l'élévation du niveau de diplôme des femmes.

Les transitions du non-emploi vers l'emploi semblent facilitées par la migration, pour les hommes comme pour les femmes vivant seuls. À l'inverse, pour les jeunes vivant en couple, la migration jouerait en sens inverse : les jeunes vivant en couple et ayant migré ont connu plutôt moins de retours à l'emploi que ceux qui n'ont pas migré.

Des modélisations économétriques « toutes choses égales par ailleurs » ont été réalisées afin d'identifier l'existence d'une interdépendance entre migration et transitions professionnelles (cf. encadré 4). De nombreuses variables explicatives ont été introduites dans les modèles : des variables structurelles (caractéristiques familiales, présence d'enfants, niveau de diplôme) mais également des variables décrivant la position initiale de l'individu dans l'emploi (secteurs d'activité, taille d'entreprise, statut d'emploi). Les modèles ont confirmé l'existence fréquente d'une interdépendance entre mobilité et transition professionnelle. Cela signifie qu'il existe des variables non introduites comme variables explicatives (variables non observables) qui expliquent à la fois le fait de migrer et le fait d'avoir connu une transition professionnelle. L'existence de phénomènes d'interdépendance invite à prendre des précautions dans l'estimation de l'effet de la migration sur les transitions professionnelles, celle-ci pouvant être soupçonnée d'endogénéité. Dans ce cas, des modèles *probit* bivariés ont été estimés en introduisant des variables dites instrumentales, c'est à dire expliquant le fait de migrer mais n'ayant pas d'effet supposé sur la transition professionnelle. Ainsi, le fait d'avoir déjà changé de zone d'emploi par le passé, sur le marché du travail ou en cours d'études, est fréquemment utilisé comme instrument dans les modèles. Avoir déjà migré

Encadré 4

ESTIMATIONS ÉCONOMÉTRIQUES DES EFFETS DE LA MIGRATION SUR LES TRANSITIONS PROFESSIONNELLES

Les tableaux 8 et 10 résument les résultats d'un ensemble de modélisations réalisées systématiquement sur deux périodes : 2001-2003 (c'est à dire entre la 3^e et la 5^e année de vie active) et 2003-2005 (soit entre la 5^e et la 7^e année de vie active). Ces modélisations visent à estimer l'effet de la migration sur différentes transitions professionnelles.

Les variables expliquées

Les modèles cherchent à expliquer différentes transitions professionnelles.

- 1) La probabilité de passer de l'emploi au non-emploi (chômage, inactivité ou formation) ;
- 2) la probabilité de passer du non-emploi à l'emploi ;
- 3) la probabilité de passer d'un emploi stable (EDI) à un emploi précaire (EDD) ;
- 4) la probabilité de passer d'un emploi précaire (EDD) à un emploi stable (EDI).

On entend par emplois à durée indéterminée (EDI), les CDI, les emplois non salariés et les emplois de fonctionnaires. On entend par emplois à durée déterminée (EDD) les CDD et autres contrats temporaires (intérim, contrats aidés...).

Les étapes

Les modèles sont estimés séparément pour les hommes seuls, pour les hommes en couple, pour les femmes seules et pour les femmes en couple, car leurs comportements de mobilité sont différents. Dans tous les cas, nous avons procédé en trois étapes.

Étape 1 : réalisation d'un *probit* bivarié afin de tester l'interdépendance entre la transition professionnelle observée et la migration au cours de la période.

Étape 2 : réalisation d'un *probit* bivarié récursif permettant d'estimer l'effet de la migration sur la transition professionnelle et de tester la nature endogène ou non de cette migration.

Étape 3 : lorsque la migration n'est pas endogène, réalisation d'un *probit* simple, sinon utilisation du modèle *probit* bivarié.

L'idéal aurait été de pouvoir également tenir compte du biais de sélection lié à la situation d'origine. En effet, lorsqu'on estime la probabilité de perdre son emploi, l'estimation n'est réalisée que sur la population en emploi en début de période. Or cette population en emploi a des caractéristiques certainement différentes de la population en non-emploi d'où la sélection. Il est relativement aisé de tenir compte de ce biais de sélection dans des modèles linéaires grâce à l'introduction

comme variable explicative de l'inverse du ratio de Mills (méthode d'Heckman, 1978). Malheureusement cette technique relativement simple ne peut être utilisée dans le cas de modèles qualitatifs avec variables explicatives qualitatives (Lollivier, 2002). La seule solution est alors la maximisation de la vraisemblance qui passerait dans notre cas par l'estimations de modèles trivariés.

Compte tenu du nombre et de la complexité des modèles bivariés manipulés dans cette étude, et de la difficulté à trouver systématiquement des instruments pertinents, nous avons fait le choix de ne pas tenir compte de ce biais de sélection. Cela signifie que les estimations produites ne valent que pour les sous-population étudiées. Par exemple, on estime l'effet de la migration sur le risque de perte d'emploi pour les jeunes en emploi en début de période et non pour l'ensemble des jeunes de l'étude.

Les variables d'identification (instruments) retenues dans les modèles, c'est-à-dire ayant un effet sur la migration mais pas sur la transition professionnelle sont selon les cas : la mobilité antérieure, le fait d'avoir des enfants, le fait d'être passé par un contrat d'apprentissage durant ses études, le fait d'avoir ses deux parents nés en France, la taille de l'entreprise et le fait de travailler à temps partiel en début de période.

Les variables explicatives

Notre paramètre d'intérêt est celui associé au fait d'avoir migré entre deux dates, c'est-à-dire d'avoir changé de zone d'emploi de résidence.

Les variables explicatives introduites sont quant à elles :

- le plus haut diplôme obtenu ;
- la filière de formation (scolaire ou apprentissage) ;
- le pays de naissance des parents ;
- le fait d'avoir des enfants.

Et, lorsque les modélisations portent sur des individus en emploi en début de période :

- le fait d'être en emploi précaire ou stable ;
- le fait d'être sur un poste à temps partiel ;
- la taille de l'entreprise ;
- le secteur d'activité de l'entreprise.

Toutes ces variables sont repérées en début de période c'est-à-dire avant la migration (2001 ou 2003).

La synthèse des résultats issus de l'ensemble de ces modélisations est présentée dans cet article. Les résultats détaillés restent disponibles sur simple demande auprès des auteurs.

accroît la probabilité de déménager à nouveau (cf. *supra*) mais, en revanche, on peut faire l'hypothèse raisonnable qu'une mobilité survenue par exemple entre 1998 et 2001 n'aura pas de conséquences sur les changements professionnels intervenus postérieurement, entre 2001 et 2003. D'autres variables instrumentales sont mobilisées, comme par exemple le fait d'avoir des enfants, frein important à la migration mais supposé sans effet sur de nombreux changements professionnels (par exemple le risque de perdre son emploi dans le cas des hommes).

Quelle que soit la période, l'hypothèse d'interdépendance est systématiquement acceptée : migrer et perdre son emploi, ou inversement en trouver un, sont des phénomènes liés.

De plus, la migration a tendance à accroître la probabilité de réalisation de ces transitions professionnelles, pour les hommes comme pour les femmes, et quelle que soit leur situation familiale. Avec le temps ces effets restent les mêmes. Migrer accroît tout à la fois les chances de trouver un emploi et le risque d'en perdre un, à une exception assez significative près : au-delà de la cinquième année de vie active, changer de zone d'emploi n'a plus d'effet sur le retour à l'emploi

des femmes, qu'elles vivent seules ou en couple (cf. tableau 8).

Mobilité géographique et stabilisation du contrat de travail : uniquement pour les hommes vivant seuls

La migration multiplie donc quasi systématiquement les transitions entre emploi et non-emploi ; elle peut également influencer sur la carrière des jeunes en leur permettant de faire évoluer leur statut d'emploi (4). Il s'agit maintenant d'étudier ses effets sur les transitions entre emplois précaires et emplois stables.

En premier lieu, les transitions d'un emploi à statut précaire (un emploi à durée déterminée, EDD) vers un emploi stable (un emploi à durée indéterminée, EDI) sont plus fréquentes pour les migrants que pour les sédentaires (cf. tableau 9). C'est surtout le cas pour les personnes vivant seules. Pour les femmes vivant en couple en revanche, la migration diminue ces transitions : entre 2003 et 2005, 38 % des

4. Lorsqu'elle est associée à un changement d'emploi, la migration est également souvent associée à des promotions, cf. Couppié et al., 2007, pp. 52-53.

Tableau 8
Synthèses des effets d'une migration sur les transitions entre emploi et non-emploi

	Hommes		Femmes	
	Hommes seuls	Hommes en couple	Femmes seules	Femmes en couple
Passage emploi/non-emploi entre 2001 et 2003				
Interdépendance		Oui	Oui	
Effets de la migration	<i>Effet positif (1)</i>	<i>Effet positif</i>	<i>Effet positif</i>	<i>Effet positif (1)</i>
Effectif	1 506	1 873	1 403	3 304
Passage emploi/non-emploi entre 2003 et 2005				
Interdépendance	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets de la migration	<i>Effet positif</i>	<i>Effet positif</i>	<i>Effet positif</i>	<i>Effet positif</i>
Effectif	1 771	2 989	1 396	4 254
Passage non-emploi/emploi entre 2001 et 2003 (2)				
Interdépendance		Oui		Oui
Effets de la migration		<i>Effet positif</i>		<i>Effet positif</i>
Effectif		932		1 372
Passage non-emploi/emploi entre 2003 et 2005				
Interdépendance	Oui	Oui	Non	Non
Effets de la migration	<i>Effet positif</i>	<i>Effet positif</i>	<i>Effet non significatif</i>	<i>Effet non significatif</i>
Effectif	171	151	184	653

Lecture : cf. encadré 4.

Champ : ensemble des jeunes ayant achevé leur formation initiale en 1998 (742 000).

Source : enquête Génération 98, interrogations en 2003 et 2005.

femmes sédentaires en couple et en EDD ont obtenu un EDI, contre 29 % des mobiles. Pour les hommes vivant en couple, il n'y a pas d'effet apparent de la migration (la différence est faible et variable selon la période).

Les transitions inverses, d'un emploi stable vers un emploi précaire, sont également plus nombreuses en cas de migration, avec des différences encore sensibles selon le sexe. La migration tendrait à augmenter considérablement ces transitions pour les femmes. Ainsi, entre 2001 et 2003, 22 % des femmes en couple ayant changé de zone d'emploi sont passées d'un EDI à un EDD, contre seulement 9% de celles qui n'ont pas déménagé au cours de la période. Pour les hommes, la migration semble également favoriser ces changements mais dans des proportions bien moindres.

Les modélisations économétriques « toutes choses égales par ailleurs » visant à identifier l'effet net des migrations résidentielles sur la transformation des conditions d'emploi – une fois les autres effets (caractéristiques familiales, présence d'enfants, diplôme, secteur d'activité, statut d'emploi,...) contrôlés – révèlent des différences notables selon le genre et la situation familiale des jeunes (cf. tableau 10). Comme précédemment nous avons estimé des modèles *probit* bivariés. Outre les mobilités antérieures et la présence d'enfants, d'autres variables instrumentales ont été mobilisées et notamment certaines caractéristiques des emplois occupés. En particulier, la taille de l'entreprise

dans laquelle le jeune travaille a, dans de nombreux cas, une influence sur sa probabilité de migrer, mais aucune sur ses chances d'obtenir un contrat à durée indéterminée, ou inversement sur son risque de perdre un tel emploi. Enfin, le lieu de naissance des parents est également pris en compte : avoir deux parents nés en France accroît les chances de changer de zone d'emploi, mais n'a pas de conséquence significative sur le risque de perdre un emploi à durée indéterminée. Ce résultat est cohérent avec d'autres travaux (Couppié *et al.*, 2007) qui montrent que les origines nationales des jeunes jouent sur l'accès à l'emploi et sur les risques de chômage – notamment de chômage prolongé – mais peu sur les caractéristiques des emplois occupés et les conditions d'intégration dans l'entreprise.

La mobilité géographique accroît presque systématiquement les chances d'obtenir un emploi. Lorsque les jeunes travaillent, il s'agit alors de savoir si cette mobilité géographique a également des conséquences sur les caractéristiques des emplois qu'ils occupent.

Changer de zone d'emploi peut être un facteur de risque. C'est le cas pour les femmes comme pour les hommes (en tout cas entre la 5^e et la 7^e année d'activité) : la mobilité géographique accroît le risque de passer d'un emploi à durée indéterminée à un emploi à durée déterminée.

À l'inverse, le changement de zone d'emploi peut être pour certains un facteur d'amélioration

Tableau 9
Migration et changement de contrat de travail

En %

	2001-2003		2003-2005	
	Changement de zone d'emploi entre 2001 et 2003	Pas de changement de zone d'emploi entre 2001 et 2003	Changement de zone d'emploi entre 2003 et 2005	Pas de changement de zone d'emploi entre 2003 et 2005
Passage d'un emploi à durée déterminée vers un emploi à durée indéterminée				
Ensemble	43	35	46	38
Homme seul	49	37	59	40
Homme en couple	44	48	58	52
Femme seule	43	34	51	38
Femme en couple	33	36	29	38
Passage d'un emploi à durée indéterminée vers un emploi à durée déterminée				
Ensemble	15	9	14	8
Homme seul	13	9	12	7
Homme en couple	6	5	8	4
Femme seule	20	7	21	8
Femme en couple	22	9	19	9

Lecture : parmi les femmes vivant en couple, occupant un emploi à durée déterminée en 2001, et ayant changé de zone d'emploi de résidence entre 2001 et 2003, 33 % occupent un emploi à durée indéterminée en 2003. C'est le cas de 36 % de celles qui n'ont pas changé de zone d'emploi durant la même période.

Champ : ensemble des jeunes ayant achevé leur formation initiale en 1998 (742 000).

Source : enquête Génération 98, interrogations en 2003 et 2005.

ration de la situation professionnelle. C'est le cas pour les hommes vivant seuls. La mobilité accroît leurs chances de passer d'un CDD à un CDI. Mais ils sont les seuls dans ce cas. Pour les autres, la migration est au mieux sans effet ; c'est le cas des hommes vivant en couple et des femmes vivant seules. Au pire, la migration produit exactement l'effet inverse : pour les femmes vivant en couple, changer de zone d'emploi diminue les chances d'obtenir un CDI !

* *
*

Pour les jeunes générations, carrières professionnelles et migrations géographiques fréquentes se superposent : 40 % des jeunes qui ont terminé leurs études en 1998 ont déménagé et changé de zone d'emploi durant leurs sept premières années de vie active. Cette mobilité géographique potentielle est intégrée par les jeunes qui se révèlent assez peu attachés à leur ville d'origine ; la frontière psychologique se situant davantage au niveau de la région. Cette relative indifférence à la mobilité concerne autant les jeunes femmes que les jeunes hommes.

Les migrations ne s'expliquent pas exclusivement par les départs du domicile parental. Elles ne se résument pas non plus à des déménagements de proximité : dans plus de sept cas sur dix, ces migrations conduisent à des changements de département et environ une fois sur deux les jeunes s'installent dans une autre région.

Comment ces migrations interfèrent-elles avec la construction des carrières ? La théorie économique du capital humain, fréquemment sollicitée pour rendre compte de ces migrations résidentielles, est indifférente au « genre », en supposant rationnels les arbitrages au sein des couples. Pourtant, dans la pratique, de nombreux travaux empiriques ont montré, qu'en termes de carrières et de migration, la position de l'homme et celle de la femme n'étaient pas symétriques. Et, si les facteurs qui influencent les mobilités résidentielles – l'âge, le niveau de diplôme, les expériences antérieures de mobilité et la présence d'enfant – font l'objet d'un consensus, la mesure des effets de la migration sur les carrières et l'influence du genre restent des domaines relativement mal couverts par la recherche.

L'objet de cette étude était de contribuer à éclairer ces dimensions à partir de l'observation d'une génération d'individus entrant dans la vie adulte. Les résultats enrichissent la liste des facteurs qui influencent la mobilité potentielle des individus. Ils mettent en effet en évidence une propension plus forte à « l'immobilité » des jeunes dont les deux parents sont nés hors de France et une incidence certaine de la situation d'emploi : relativement aux individus employés avec des contrats de travail instables (CDD, intérim, contrats aidés), les chômeurs sont plus mobiles et les individus en emploi à durée indéterminée le sont moins. Par ailleurs, le genre et la situation matrimoniale ne sont pas sans effet.

Tableau 10
Synthèses des effets d'une migration sur les transitions entre emploi à durée déterminée et emploi à durée indéterminée

	Hommes		Femmes	
	Hommes seuls	Hommes en couple	Femmes seules	Femmes en couple
Passage EDD-EDI entre 2001 et 2003				
Interdépendance	Oui	Non	Non	Non
Effets de la migration	<i>Effet positif</i>	<i>Effet non significatif</i>	<i>Effet non significatif</i>	<i>Effet négatif</i>
Effectif	350	363	421	1 050
Passage EDD-EDI entre 2003 et 2005				
Interdépendance	Oui	Non	Non	Non
Effets de la migration	<i>Effet positif</i>	<i>Effet non significatif</i>	<i>Effet non significatif</i>	<i>Effet négatif</i>
Effectif	299	374	320	1 562
Passage EDI-EDD entre 2001 et 2003				
Interdépendance	Non	Non	Oui	Oui
Effets de la migration	<i>Effet non significatif</i>	<i>Effet non significatif</i>	<i>Effet positif</i>	<i>Effet positif</i>
Effectif	1 156	1 510	982	2 254
Passage EDI-EDD entre 2003 et 2005				
Interdépendance	Oui	Non	Oui	Oui
Effets de la migration	<i>Effet positif</i>	<i>Effet positif</i>	<i>Effet positif</i>	<i>Effet positif</i>
Effectif	1 472	2 615	1 076	3 403

Lecture : cf. encadré 4.

Champ : ensemble des jeunes ayant achevé leur formation initiale en 1998 (742 000).

Source : enquête Génération 98, interrogations en 2003 et 2005.

Ainsi, dans les couples, le niveau de diplôme des femmes perd son influence significative sur la propension à migrer quand celui des hommes la conserve. Le niveau de diplôme des conjoints a également une influence significative.

Au sein de la génération que nous avons observée, les mobilités résidentielles et professionnelles sont souvent liées. Les deux tiers des changements de zone d'emploi s'accompagnent d'un changement professionnel. Mais, pour les migrants vivant en couple, les changements d'emploi concernent beaucoup plus les hommes que les femmes et l'écart se creuse avec le temps. Les femmes sont, elles, davantage concernées par des transitions entre emploi et non-emploi. Les femmes en couples ayant migré sont ainsi en proportion trois fois plus nombreuses (13 %) que les hommes (4 %) à avoir perdu leur emploi. Ces résultats tendent donc à conforter ceux obtenus par Boheim et Taylor (année), et par Boyle *et al.* (1999) en Grande-Bretagne, par Blossfeld

et al. (1998) en Allemagne, ou par Guillotin et Hamouche (1999) en France. Considérées sous l'angle des effets des migrations, les carrières des hommes et des femmes ne semblent pas peser le même poids dans les décisions des couples. Les estimations économétriques réalisées dans cette étude le confirment. Même en début de vie professionnelle, la migration tend souvent à fragiliser la situation professionnelle des femmes, en particulier lorsqu'elles sont en couple. Elle est au pire sans effet sur celle des hommes. Ces résultats mériteraient des approfondissements et notamment la prise en compte des différences de trajectoires professionnelles entre les plus qualifiés et les moins diplômés. On pourrait, à cette fin, estimer séparément l'effet des migrations sur les trajectoires professionnelles des hommes et des femmes selon leur niveau de diplôme. Malheureusement, cela semble difficile du fait de la taille de notre échantillon et la recherche devra se poursuivre en mobilisant d'autres sources. □

BIBLIOGRAPHIE

Algan Y. et Cahuc P. (2004), « Job Protection: the Macho Hypothesis », *IZA Discussion paper* n° 1192.

Arrighi J.-J. (2004), « Les jeunes dans l'espace rural : une entrée précoce sur le marché du travail ou une migration probable », *Formation et Emploi*, « Ces territoires qui façonnent l'insertion », n° 87.

Baccaïni B. (2001), « Les migrations internes en France de 1990 à 1999 : l'appel de l'Ouest », *Économie et Statistique*, n° 344.

Baccaïni B., Sémécube F. et Thomas G. (2007), « Les déplacements domicile-travail amplifiés par la périurbanisation » *Insee Première*, n° 1129.

Battagliola F., Bertaux-Wiame I., Ferrand M. et Imbert F. (1990), « Entre travail et famille – la construction sociale des trajectoires », *Rapport CNRS, Mission Interministérielle Recherche Expérimentale/MIRE*.

Benoit J.-M. et Benoit P. (1995), *La France qui bouge*, éditions Romillat.

Bertaux-Wiame I. et Tripier P. (2006), « Les intermittents du foyer ou les arrangements entre

membres des couples qui travaillent loin l'un de l'autre », *Cahier du Genre*, n° 41.

Blossfeld H.P., Drobnic S. et Rohwer G. (1998), « Les trajectoires professionnelles des couples mariés en Allemagne, une étude longitudinale de long terme de carrières des époux en Allemagne de l'Ouest », *Revue française de Sociologie*, n° XXXIX-2.

Boheim R. et Taylor M. (1999), « Residential Mobility, Housing Tenure and the Labour Market in Britain », *Working paper, university of Essex*.

Boheim R. et Taylor M. (2005), *From the Dark Side of the Street to the Bright Side of the Road. The Wage Returns to Migration in Britain*, Labour Economic.

Boyle P.J., Halfacree K.H. et Smith D. (1999), « Family Migration and Female Participation in Labour Market: Moving beyond Individual-level Analyses », in *Migration and Gender in Developed Countries*, pp. 114-135.

Couppié T., Gasquet C. et Lopez A. (2007), *Quand la carrière commence, les sept premières années de vie active de la génération 1998*, pp. 52-53, Céreq.

- Courgeau D., Lelièvre E. et Wolber O. (1998)**, « Reconstruire des trajectoires de mobilité résidentielle », *Économie et Statistique*, n° 316-317, pp. 163-173.
- Courgeau D. et Méron M. (1995)**, « Mobilité résidentielle et vie familiale des couples », *Économie et Statistique*, n° 290, pp. 17-31.
- Cuney F., Perret C. et Roux V. (2003)**, « D'une région à l'autre, la mobilité des jeunes en début de vie active », *Bref*, n° 198, Céreq.
- Debrand T. et Taffin C. (2005)**, « Les facteurs structurels et conjoncturels de la mobilité résidentielle depuis 20 ans », *Économie et Statistique*, n° 381-382.
- Gobillon L. (2001)**, « Emploi, Logement et Mobilité Résidentielle », *Économie et Statistique*, n° 349-350.
- Guillot Y. et Hamouche S. (1999)**, « Mobilité salariale : mobilité géographique et mobilité professionnelle sont-elles payantes ? », *XVI^{es} journées de Micro-Économie Appliquée*, Lyon, juin 1999.
- Guittou C. (2007)**, « Les débuts de carrière des cadres de la gestion des ressources humaines » *Collection Relief* n° 21, série Échanges, pp. 135-171, Céreq.
- Greenwood M.J. (1997)**, *Internal migration in developed countries*, Handbook of Population and Family Economics, ed by Rosenzweig M.R. and Stark O., pp. 647-720.
- Heckman J. (1978)**, « Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System », *Econometrica*, vol. 46, pp. 931-959.
- Julien P., Laganier J. et Pougard J. (2001)**, « Les études supérieures : un motif de migration », *Insee Première*, n° 813.
- Kriaa M. et Plassard J.-M. (1994)**, « Mobilité et Revenus des diplômés de l'enseignement supérieur français : un modèle de choix régional avec sélectivité », *Note du CEJEE*, n° 179.
- Laufer J. (2003)**, « L'accès des femmes à la sphère de direction des entreprises : la construction du plafond de verre », *Rapport de recherche financée par la Dares*.
- Lollivier S. (2002)**, « Endogénéité dans un système d'équations normal bivarié avec variables qualitatives », *Insee-Méthodes : Actes des Journées de Méthodologie Statistiques 2002*.
- Margirier G. (2004)**, « Quelles mobilités géographiques en début de vie active ? », « Ces territoires qui façonnent l'insertion », *Formation et Emploi*, n° 87, Céreq.
- Mincer (1978)**, « Family Migration Decision », *The Journal of Political Economy*, vol. 86, n° 5.
- Muth R.F. (1971)**, « Migration: Chicken or Egg », *Southern Economic Journal*, n° 37, pp. 295-306.
- Pailhé A. et Solaz A. (2001)**, « Mobilité géographique, professionnelle et gains salariaux des hommes et des femmes », *version préliminaire présentée au séminaire d'études et de statistiques appliquées à la modélisation en économie*, Lille.
- Pan Ké Shon J.-L. (2005)**, « La représentation des habitants de leur quartier : entre bien-être et repli », *Économie et Statistique*, n° 386.
- Perret C. et Roux V. (2004)**, « La mobilité géographique en début de carrière : un moteur de réussite ? », « Ces territoires qui façonnent l'insertion », *Formation et Emploi*, n° 87, Céreq.
- Pissarides C. et Wadsworth J. (1989)**, « Unemployment and the Inter-Regional Mobility of Labour », *Economic journal*, n° 397, pp. 739-755.
- Reuschke D. (2006)**, « Workplace Mobility, Living Arrangements and Housing Demand in Contemporary Germany », *ENHR Conference*, Slovenia, juillet.
- Taylor M. (2006)**, « Tied Migration and Subsequent Employment: Evidence from Couples in Britain », *ISER working paper*, 2006-05.