

Document de Travail

Working Paper

2007-30

Assiste-t-on à une transformation des carrières professionnelles
vers plus de mobilité ?

Une exploitation de l'enquête "Histoire de vie"

Guillemette de LARQUIER
Delphine REMILLON



UMR 7166 CNRS

Université Paris X-Nanterre
Maison Max Weber (bâtiments K et G)
200, Avenue de la République
92001 NANTERRE CEDEX

Tél et Fax : 33.(0)1.40.97.59.07
Email : secretariat-economix@u-paris10.fr



Université Paris X Nanterre

Assiste-t-on à une transformation des carrières professionnelles vers plus de mobilité ? Une exploitation de l'enquête « Histoire de vie ».^{1,2}

Guillemette de LARQUIER
EconomiX (UMR 7166)
Université Paris-X Nanterre
Bâtiment K, bureau 128
200, avenue de la République
92001 Nanterre Cedex
Tél : 01 40 97 59 24
larquier@u-paris10.fr

Delphine REMILLON
EconomiX (UMR 7166) et CEE
Université Paris-X Nanterre
Bâtiment K, bureau 127
200, avenue de la République
92001 Nanterre Cedex
Tél : 01 40 97 78 91
delphine.remillon@u-paris10.fr

¹ Ce travail s'insère dans le projet de recherche « Inégalités et discriminations sur le marché du travail : L'impact de l'identité sur l'évaluation du travail » (contrat de recherche financé par la DREES – MiRe – DARES et coordonné par A. Ghirardello).

² Nous remercions T. Amossé, R. Duhautois, P. François, B. Friot, JL. Outin, C. Perraudin, P. Ralle et F. Vatin, pour leurs remarques et suggestions sur une version précédente du papier ainsi que les participants au colloque « Flexicurité en France » (Université de Marne-la-Vallée, décembre 2006). Nous restons néanmoins seules responsables des erreurs et imprécisions pouvant subsister.

Résumé : Pour répondre à la question de la hausse de la mobilité sur le marché du travail français, nous exploitons une base originale de 6618 carrières de 1944 à nos jours, extraite de l'enquête *Histoire de Vie – Construction des identités* de l'INSEE. Nous concluons à une hausse relative de la mobilité qui s'expliquerait avant tout par une transformation des modèles de carrière. Mais au-delà, la « nouvelle donne » des carrières semble être davantage le risque de chômage que l'apparition d'un modèle général de mobilité. De façon très stable dans le temps, les jeunes sont ceux qui connaissent le plus de mobilité sur le marché du travail.

Mots-clés : Carrières, mobilité professionnelle, chômage.

Abstract : This paper considers whether there has been an increase in mobility in the French labour market over the past 60 years. We use data on 6618 careers from a French survey called *Histoire de vie – Construction des identités* (INSEE). We find a small increase in mobility mainly due to the transformation of career trajectories. We show that the main transformation in careers is not a generalization of mobility but rather an increase in the risk of unemployment.

Key words : Careers, professional mobility, unemployment.

INTRODUCTION

Permettre aux individus de concilier flexibilité du travail et sécurité des carrières, tel semble être le nouveau mot d'ordre de la politique de l'emploi en Europe. Derrière cette idée commune traduite par le néologisme de « flexicurité » par les organismes internationaux (Conseil Européen, 2003; OCDE, 2004) ou le concept de « sécurité sociale professionnelle » (Cahuc et Kramarz, 2004 ; CGT, 2006), des perspectives très diverses sont exprimées. Deux orientations principales sont distinguées par Gazier (2003) -« équiper les gens pour le marché » versus « équiper le marché pour les gens ». La première perspective correspond au modèle anglo-saxon du « workfare » : profilage systématique des demandeurs d'emploi, assouplissement de l'encadrement juridique du travail considéré comme une entrave au libre fonctionnement du marché, relative conditionnalité du versement des allocations chômage... A contrario les travaux de Gazier et Schmid (2002), Gazier (2003), puis Gautié (2003) sur les « Marchés Transitionnels du Travail » (MTT) sont une réflexion sur les réformes des politiques de l'emploi à mener, afin de compléter la protection sociale par de nouveaux droits (Supiot, 1999) : créer de nouveaux marchés pour faciliter les transitions des personnes. Au-delà de ces divergences, ces travaux se rejoignent sur le présupposé d'une transformation importante du marché du travail, qui se traduit par une mobilité des carrières accrue. Or, ce constat est controversé. Cet article s'inscrit dans ces débats empiriques en posant précisément la question de l'augmentation des mobilités dans les carrières.

Cela nécessite des données de panel, les données en coupe étant insuffisantes pour distinguer les effets d'âge, des effets de date et effets génération (Koubi, 2003). Généralement, les travaux traitant de la mobilité sur le marché du travail français utilisent deux enquêtes, les DADS ou l'Enquête Emploi, ce qui ne permet pas de reconstituer l'ensemble de la carrière des individus sur le marché du travail, les panels n'étant pas conduits sur des périodes assez longues. Dans l'enquête *Histoire de vie – Construction des identités* que nous avons exploitée, ont été collectées des données biographiques, qui permettent de reconstituer de telles trajectoires (cf. encadré 1). En contrepartie, nous ne disposons pas d'une information représentative du marché du travail sur l'ensemble de la période, d'autant plus que les concepteurs de l'enquête ont volontairement sur-représenté certaines catégories de population afin de permettre des analyses fiables sur ces populations peu nombreuses (doublement de la proportion de personnes nées à l'étranger ou de parents immigrés et d'individus ayant des

problèmes de santé, Crenner *et alii.*, 2006). Ce que nous étudions avant tout, ce n'est pas le marché du travail français et son évolution dans le temps, mais des trajectoires professionnelles qui se sont déroulées en son sein, la plus ancienne de notre échantillon commençant en 1944. Nous avons construit cinq générations d'individus, nés entre 1930 et 1979. Nous restreignons l'analyse aux transitions au sein de l'activité, ce qui implique que l'on ne tient compte, ni de l'insertion dans l'emploi, ni de la sortie vers la retraite. La population analysée est ainsi composée de 6 618 individus, de 24 à 73 ans au moment de l'enquête (2003), et ayant tous eu une activité professionnelle sur le marché du travail français d'au moins un an. Notre base de données rassemble toutes les transitions qu'ont connues les individus de cet échantillon³.

Encadré 1. Intérêts et limites de l'utilisation des données biographiques de l'Enquête *Histoire de Vie-Construction des identités* pour l'étude de la mobilité

Histoire de Vie est une enquête INSEE inédite qui cherche à saisir le mode de construction des identités. Le questionnaire débute par une partie chronologique dans laquelle les 8403 personnes de 18 ans et plus interrogées ont été invitées à revenir sur leur histoire personnelle en reconstruisant leur biographie familiale ainsi que résidentielle et professionnelle. C'est cette partie biographique de l'enquête que nous exploitons ici. Il s'agit de données individuelles rétrospectives, qui décrivent, pour chaque individu, les transitions emploi-chômage et emploi-inactivité, ainsi que pour les transitions emploi-emploi, les changements de statut, de profession, de qualification et de CSP. La précision des données est annuelle. Si un individu a connu plusieurs états sur le marché du travail, au cours de la même année, c'est celui qui a duré six mois ou plus qui est retenu. En particulier, cela signifie que seules les périodes « longues » de chômage (minimum six mois) sont repérées dans l'enquête. Les années marquées par des épisodes équivalents de chômage et d'emploi ou de chômage et d'inactivité sont néanmoins codées de manière spécifique.

Le premier intérêt de ces données est qu'elles permettent de longues fenêtres d'observation (1944 à nos jours dans cette étude). Le second, c'est que l'on collecte des informations sur des cohortes, ce qui peut permettre de distinguer les effets âge et date des effets génération, même s'il est difficile de démêler ces trois effets. Troisième intérêt, cette méthode de collecte produit un questionnement homogène pour les différentes générations. Deux limites cependant : les changements d'employeur ne sont pas repérés en tant que tels, ce qui ne permet pas de distinguer les mobilités internes des mobilités externes (à l'entreprise). Nous pouvons seulement distinguer les mobilités qui s'effectuent dans l'emploi (mobilités internes à l'emploi) de celles qui passent par une période de chômage ou d'inactivité (mobilités externes à l'emploi). Par ailleurs, du fait du caractère rétrospectif du questionnement, il existe des biais de mémoire et de sélection : biais de sélection, car seules les personnes encore vivantes et présentes en France en 2003 ont été interrogées. Les effets de la mortalité différentielle ne sont pas corrigés ici. En contrepartie, nous n'avons pas de problème d'attrition de l'échantillon. Les oublis et erreurs de datation peuvent également peser sur la qualité des informations recueillies. Cependant, s'appuyant sur l'expérience du Groupe de réflexion sur l'approche biographique (1999), le questionnaire a été conçu de façon à limiter au maximum ces biais, en demandant à l'enquêté de dater d'abord les événements familiaux, ce qui lui permet ensuite de situer plus facilement les autres événements de sa trajectoire, par rapport à ces premiers repères. (Crenner *et alii.*, 2006). En outre, pour le recueil de ces données annuelles, on ne demande à la personne interrogée que de se remémorer les grandes étapes de sa vie professionnelle, et pour la mesure des mobilités, peu importe les erreurs de datation, il suffit que le nombre d'étapes dans la carrière soit correctement renseigné.

³ Voir la composition de l'échantillon en annexe B et les années d'emploi associées en annexe A.

Nous décrivons d'abord l'évolution des carrières de ces cinq générations en construisant trois indicateurs de mobilité : le taux de sortie de l'emploi salarié privé vers le chômage, le taux de changement professionnel au sein de l'emploi (changements de profession, de qualification et de statut) et le taux de mobilité qui fait la somme de toutes les transitions au sein de l'emploi et entre emploi et chômage. Nous poursuivons par une série de tests économétriques « toutes choses égales par ailleurs » afin de confirmer les évolutions observées dans la première partie

1. LA MOBILITE, NOUVELLE DONNE DES CARRIÈRES ?

Dans cette première partie, nous allons détailler l'évolution des carrières en termes de mobilités : les trajectoires professionnelles sont-elles effectivement plus mobiles, moins linéaires ? Et si oui, quels types de transitions professionnelles se sont accrues ? Assiste-t-on à l'émergence d'une nouvelle figure, celle du « travailleur mobile », dont l'intermittent serait l'idéal-type ? (Menger, 2003) C'est en tout cas une opinion fort répandue aujourd'hui, l'idée selon laquelle depuis la fin du fordisme et l'affaiblissement des marchés internes, les carrières se seraient radicalement transformées et que l'on serait désormais obligé de changer d'entreprise, de région (voire de pays), de métier, de statut plusieurs fois au cours de sa vie active et que par ailleurs, l'insécurité aurait augmenté et représenterait désormais un risque pour tous. Néanmoins, au plan empirique, ces questions restent controversées, même concernant l'insécurité : Fougère (2003) ou L'Horty (2004) ne concluent pas à une hausse, tandis que Givord et Maurin (2003) ou Behaghel (2003) défendent la position inverse⁴.

Pour comprendre ces différences de positions, quelques précisions conceptuelles s'imposent. Les études sur la mobilité mesurent généralement deux conceptions de la mobilité, l'instabilité et l'insécurité, bien distinguées dans le rapport du CERC (2005). La stabilité de l'emploi « désigne la continuité du lien d'emploi, entre un salarié et une entreprise ». Les indicateurs utilisés pour mesurer cette stabilité / instabilité sont la durée totale passée dans l'entreprise (à partir des DADS) ou l'ancienneté moyenne (dans l'Enquête Emploi ou les DADS) ou encore le taux de rotation de la main-d'œuvre (à partir des DMMO). La sécurité quant à elle « désigne le fait, pour une personne, de demeurer employée, sans interruption durable, même s'il y a changement d'entreprise. » Deux indicateurs sont

⁴ Pour un récapitulatif des études empiriques sur l'insécurité en France et une analyse des différences de résultats entre ceux qu'il nomme respectivement les « fixistes » et les « évolutionnistes », cf. L'Horty (2004).

proposés, souvent calculés à partir de l'Enquête Emploi, le taux annuel de transition emploi-chômage ou le taux annuel de transition emploi-non emploi.

Dans notre enquête, la mesure de l'insécurité ne pose pas problème. Nous limitons ici la définition de l'insécurité aux transitions emploi-chômage pour les salariés du secteur privé. Cette mesure n'est pas totalement satisfaisante, du fait qu'elle sous-estime les sorties involontaires du marché du travail (une part non-négligeable de ces sorties s'effectuant vers l'inactivité). En outre, la méthode d'enquête rétrospective ne permet pas de départager les recherches actives d'emploi des recherches passives, comme on le fait habituellement dans l'Enquête Emploi. Le classement entre inactivité et chômage est donc plus incertain. Mais ce choix permet d'avoir des résultats comparables avec les autres travaux cités.

Nous ne pouvons, par contre, mesurer, ni l'instabilité, ni même la mobilité au sens d'Amossé⁵ (2002), puisque le changement d'employeur n'est pas une information disponible. Le problème est donc de construire une autre mesure de la mobilité, qui tienne compte également des mobilités volontaires⁶, sans fonder cette mesure sur les changements d'entreprise. Nous avons donc construit un nouvel indicateur, le taux de changement professionnel, indicateur qui agrège des mobilités de types différents, les changements professionnels étant définis comme les changements de profession, de qualification ou de statut dans l'emploi. Cet indicateur nous semble intéressant pour tester, sur longue période, l'idée d'une transformation des trajectoires professionnelles, dans le sens d'un accroissement des transitions, y compris internes à l'entreprise.

Au final, nous définissons la mobilité sur le marché du travail comme la somme des changements professionnels et des transitions entre emploi et chômage. Nous calculons ces indicateurs seulement pour les années où nous avons un minimum de 100 observations.

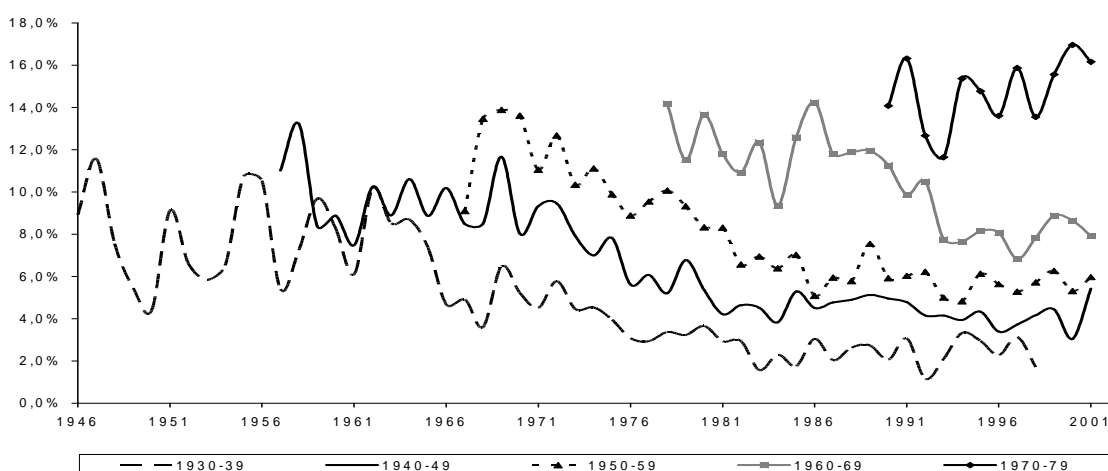
⁵ Il définit la mobilité professionnelle comme la somme des transitions suivantes : rester en emploi en changeant d'employeur, passer de l'emploi au chômage ou du chômage à l'emploi, être au chômage aux deux enquêtes en ayant connu entre temps un emploi.

⁶ Une autre façon de distinguer instabilité et insécurité (cf. Behaghel, 2003) consiste à définir l'insécurité comme la probabilité de départ involontaire du salarié, par opposition à l'instabilité de l'emploi, plus large, qui englobe à la fois les départs involontaires et volontaires.

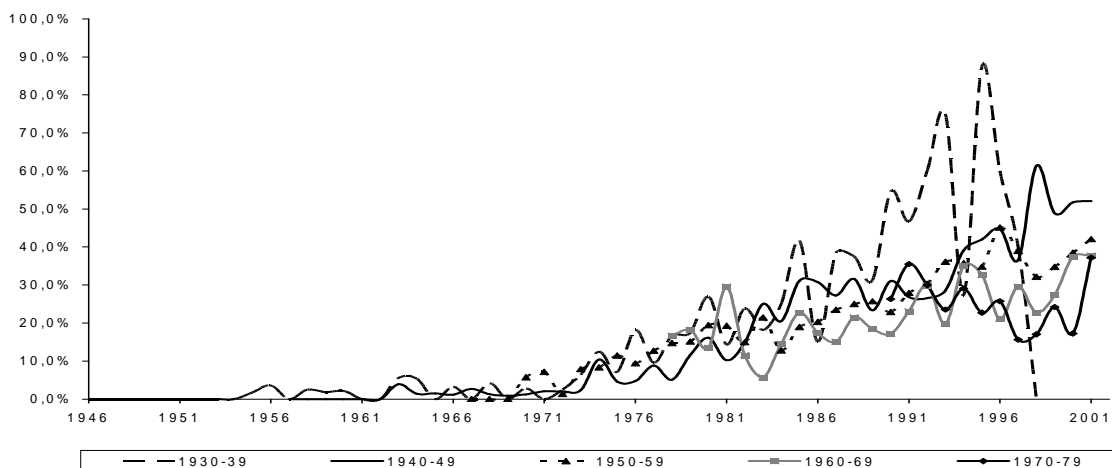
1.1 Une hausse de la mobilité sur le marché du travail...

Le premier indicateur est donc un indicateur de la mobilité totale sur le marché du travail⁷, hors première entrée et sortie définitive. Il nous fournit une lecture globale des évolutions de la mobilité par génération, que celle-ci soit interne ou externe à l'entreprise et interne ou externe à l'emploi. Le champ sur lequel cet indicateur est calculé est la population active expérimentée, y compris l'emploi public et les indépendants. Sont donc exclus les chômeurs n'ayant jamais travaillé.

Graphique 1 : Evolution de la mobilité depuis 1946
(hommes et femmes confondus)



Graphique 2 : Part de ces mobilités dues aux entrées ou sorties du chômage depuis 1946
(hommes et femmes confondus)



Indicateur : Pourcentage des actifs expérimentés d'une génération donnée qui ont connu une mobilité entre les années t et $t+1$

Champ : Emploi total + chômeurs (sauf ceux n'ayant jamais travaillé)

Méthode : Exploitation des données du calendrier rétrospectif (biographie professionnelle)

⁷ $\frac{\text{(changements professionnels + transitions chômage-emploi + transitions emploi-chômage) entre } t \text{ et } t+1}{\text{population active expérimentée en } t}$

Le premier constat (graphique 1) est une hausse de la mobilité de génération en génération et sur l'ensemble de la période. Cette augmentation est tout de même limitée, le taux maximum de mobilité passant de 11% pour la génération la plus ancienne à 16% pour la génération la plus récente, soit une augmentation de seulement 5 points sur 55 ans. En outre, s'il y a bien un palier de franchi entre la mobilité de la génération [30-39] et celle de la génération [40-49], on constate que les deux générations suivantes [50-59] et [60-69] connaissent des mobilités comparables à la cohorte [40-49]. Il faut attendre la dernière génération [70-79] pour observer un second palier, mais tous les individus de cette cohorte n'étant pas encore entrés sur le marché du travail à la date de l'enquête, on ne peut réellement savoir comment va évoluer la mobilité de cette génération.

L'effet le plus marquant est l'effet cycle de vie, observé pour toutes les cohortes : après une première phase haute d'environ 10 ans, la mobilité diminue avec l'âge, sauf pour la génération la plus récente, mais pour cette dernière, on ne dispose pas d'un recul suffisant. En outre, cette dernière génération est très particulière par rapport aux autres, notamment en termes de niveau de qualification et d'âge de fin d'étude (cf. annexe B). Ces effets de composition de la structure par qualification seront contrôlés dans l'analyse « toutes choses égales par ailleurs ». Au contraire, en fin de carrière, la mobilité devient quasiment nulle : elle tombe à un taux d'environ 1% pour les plus âgés de notre échantillon.

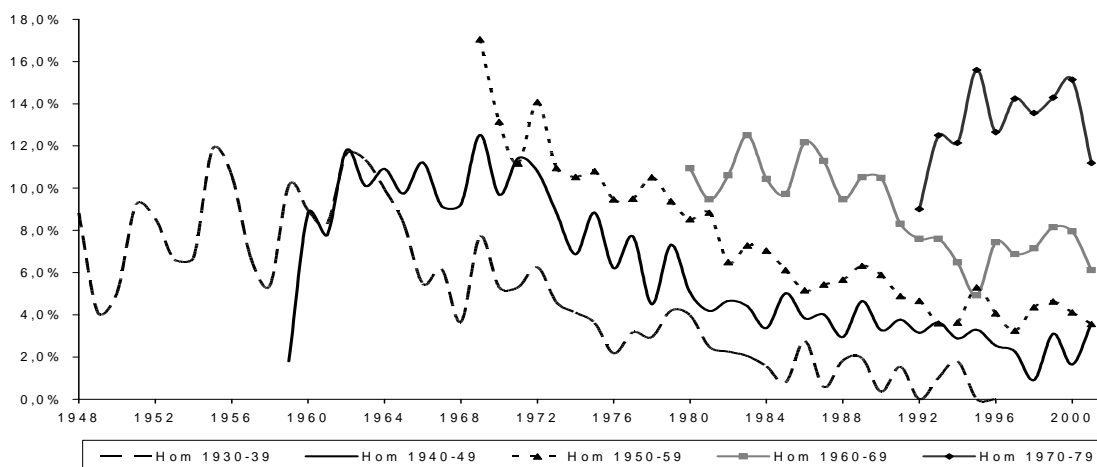
On constate également que la part, au sein de ces mobilités, des transitions dues au chômage (entrées ou sorties) a considérablement augmenté depuis le début des années 70 (cf. graphique 2). Au-delà de cette tendance globale qui s'explique par la dégradation du marché du travail, on observe de fortes différences entre les générations : ainsi, si l'on prend le milieu des années 90, 85% des mobilités de la génération [30-39] sont en lien avec le chômage, contre 45% pour les générations [40-49] et [50-59], 30% pour la génération [60-69] et 20% pour les plus jeunes.

A première vue, on observe donc une légère hausse de la mobilité, de génération en génération, et on pressent qu'une part importante de cette hausse est en lien avec l'augmentation du chômage. Nous allons à présent passer à l'étude de deux indicateurs distinguant deux des principales transitions sur le marché du travail : les changements professionnels et les transitions emploi privé-chômage.

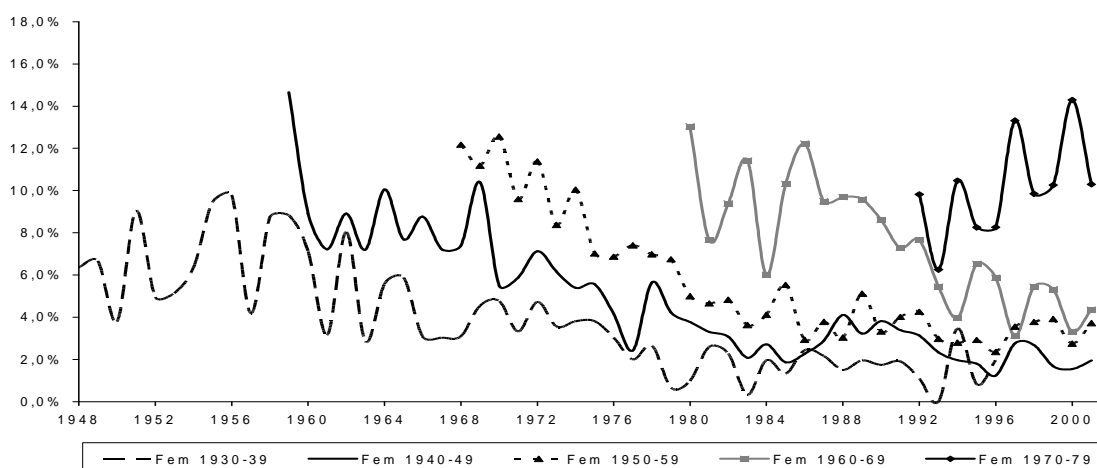
1.2 ...due à une hausse des changements professionnels...

Nous nous focalisons à présent sur les mobilités internes à l'emploi, c'est-à-dire sans période de chômage (d'au moins six mois) intercalée. Le taux de changement professionnel⁸ mesure ces mobilités, qu'il s'agisse de changements de profession, de statut ou de qualification. Le champ est toujours l'emploi total.

Graphique 3a : Taux de changement professionnel par année des hommes

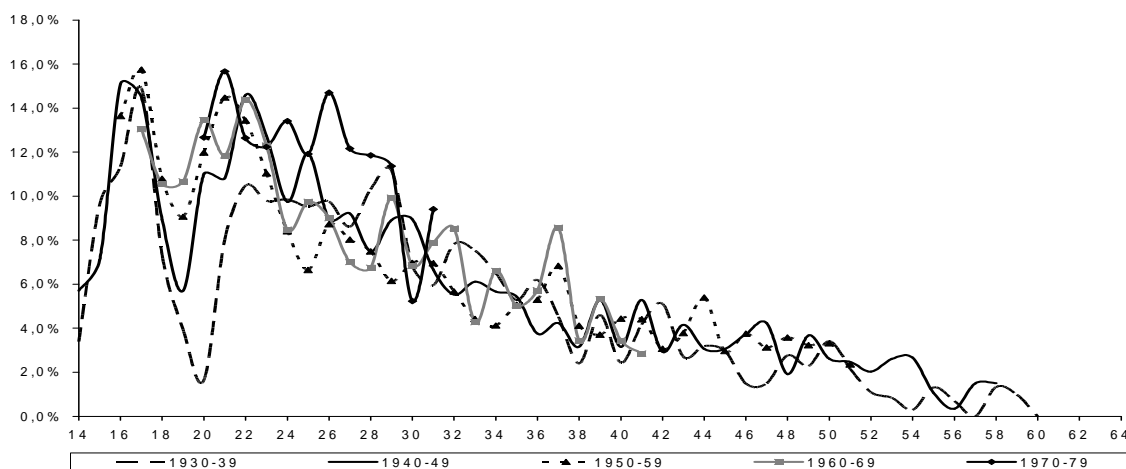


Graphique 3b : Taux de changement professionnel par année des femmes :

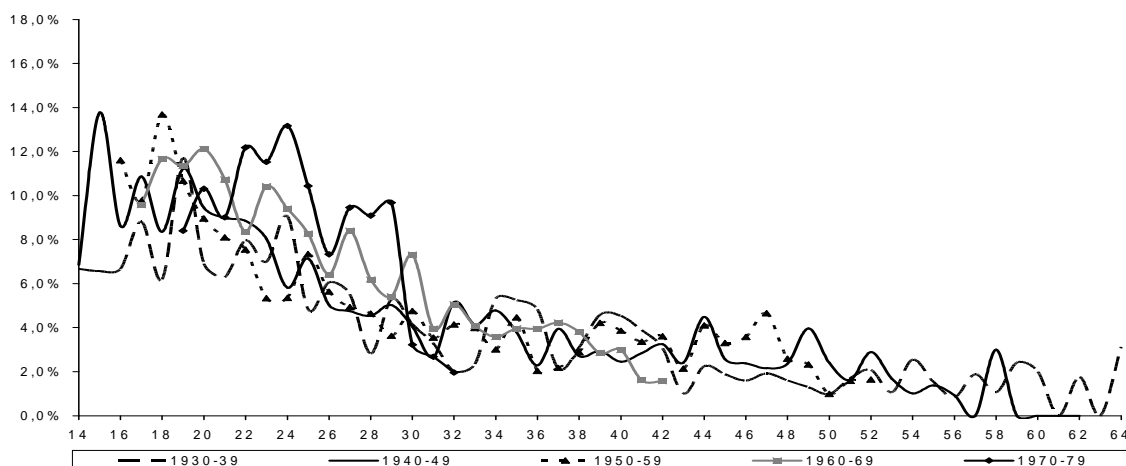


⁸ $\frac{\text{individus en emploi en } t \text{ avec un changement professionnel entre } t \text{ et } t+1}{\text{individus en emploi en } t}$

Graphique 4a : Taux de changement professionnel des hommes selon l'âge



Graphique 4b : Taux de changement professionnel des femmes selon l'âge



Indicateur : Pourcentage des actifs occupés d'une génération donnée qui ont connu un changement professionnel l'année t

Champ : Emploi total

Méthode : Exploitation des données du calendrier rétrospectif (biographie professionnelle)

Source : Enquête *Histoire de vie – Construction des identités*, Insee, 2003

Les graphiques 3a et 3b sur l'évolution du taux de changement professionnel depuis 1948 montrent clairement une tendance à la hausse, de génération en génération, d'environ 4 points pour les hommes et 5 points pour les femmes. Malgré cet « effet rattrapage », le taux de changement professionnel est plus élevé pour les hommes que pour les femmes, avec un écart d'environ deux points. Notons néanmoins que sur l'ensemble de la période, le taux de changement professionnel reste relativement faible, puisqu'au maximum il atteint 16%, ce qui signifie qu'au plus 1/6^{ème} des individus de notre échantillon connaissent un changement professionnel l'année t .

Les graphiques 4a et 4b font apparaître un effet « cycle de vie ». Quelle que soit la cohorte concernée, la mobilité atteint un pic, entre 17 et 26 ans pour les hommes, et entre 17 et 24 ans pour les femmes, puis décroît avec l'âge⁹ et tombe à des taux très faibles aux alentours de 50 ans (moins de 2%). Deux explications possibles de cette forte mobilité des jeunes, qui ne s'excluent pas : Cette mobilité serait une mobilité « positive », constituée essentiellement de changements de professions et de qualifications volontaires. Deuxième explication possible, nous rappelons que les périodes de chômage de moins de six mois ne sont pas comptabilisées comme année au chômage (du fait du caractère annuel des données, qui ne permet l'enregistrement que d'une situation sur le marché du travail par an, soit en emploi, soit au chômage). De ce fait, les transitions professionnelles avec court passage par le chômage ne sont pas comptabilisées comme du chômage mais pourraient se retrouver dans ce taux de changement professionnel. Or, les jeunes sont davantage touchés par le chômage que les générations d'âge médian, et par ailleurs on sait que leurs durées de chômage sont plutôt courtes. Aussi, il faut être prudent quant à l'interprétation de l'augmentation du taux de changement professionnel constaté de génération en génération. Il ne s'agit pas forcément d'une hausse de la mobilité volontaire mais sans doute aussi d'une hausse de la précarité, notamment concernant les plus jeunes.

1.3 ...mais surtout à une hausse de l'insécurité, véritable nouvelle donne des carrières.

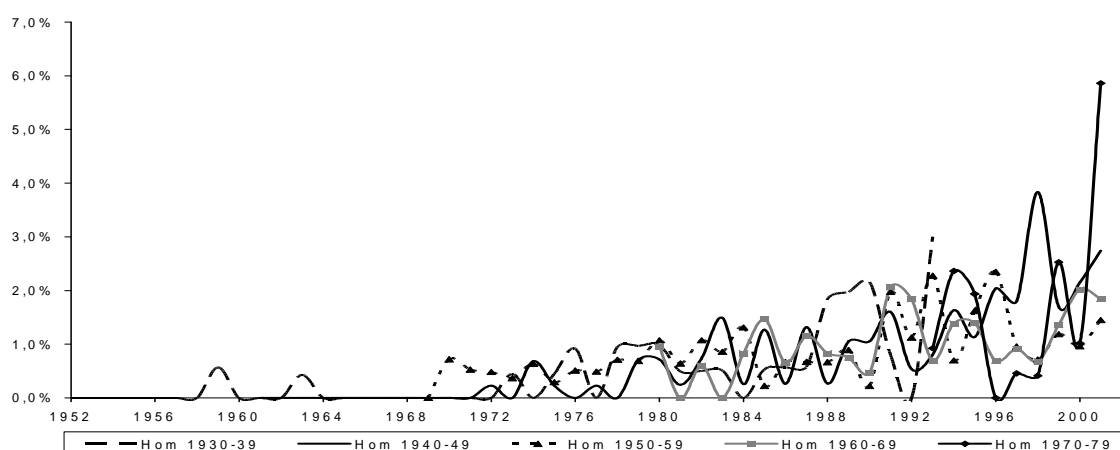
La hausse de la précarité est aussi visible à travers le taux d'insécurité¹⁰. Comme on l'a déjà précisé, dans la littérature, il existe deux mesures de l'insécurité, ici, on retient les transitions de l'emploi privé vers le chômage¹¹.

⁹ Le profil par âge des hommes et des femmes n'est cependant pas exactement le même. Pour les générations d'hommes les plus anciennes on observe un creux très important du taux de changement professionnel vers 20 ans, creux absent du profil par âge des femmes. Il s'agit sans doute là d'un effet des mouvements masculins de main-d'œuvre vers l'inactivité, pour cause d'engagements militaires (service national et/ou guerres d'indépendance, en particulier l'Algérie). Les générations les plus anciennes ont en effet connu ce type d'interruption au début de leur carrière professionnelle, ce qui les conduit à connaître moins de changements professionnels ces années là.

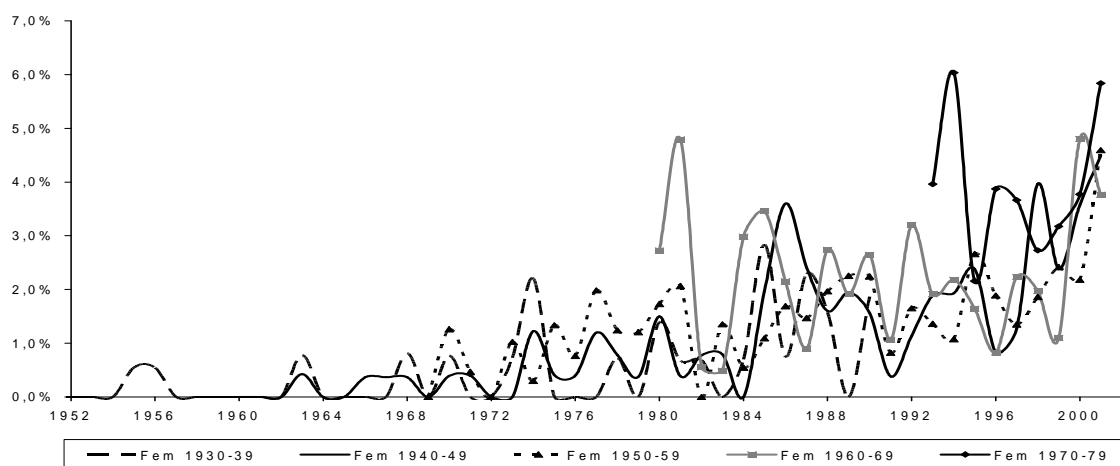
¹⁰ $\frac{\text{individus en emploi privé en } t+1}{\text{individus en emploi privé en } t}$

¹¹ Les transitions emploi-chômage mesurées ici ne correspondent donc pas exactement à celles mesurées dans le taux global de mobilité puisque le champ n'est plus l'emploi total mais l'emploi salarié privé. Ce choix relativement conventionnel dans les études sur l'instabilité (cf. Givord et Maurin (2003), Fougère (2003) ou L'Horty (2004)) nous permet de comparer nos résultats aux autres travaux existants. Précisons cependant que par rapport à ces auteurs qui utilisent l'Enquête Emploi, nous mesurons des transitions différentes, puisque l'on mesure le risque de perdre son emploi pour du chômage durable (risque de perdre son emploi et de rester au moins six mois au chômage), alors que les travaux cités qui se fondent sur l'Enquête Emploi mesurent la probabilité d'être au chômage au mois de mars de l'année suivante (date de la prochaine enquête). Notre taux est

Graphique 5a : Taux d'insécurité des hommes depuis 1952



Graphique 5b : Taux d'insécurité des femmes depuis 1952



Indicateur : Pourcentage des personnes d'une génération donnée employées en t , au chômage en $t+1$

Champ : Emploi salarié privé

Méthode : Exploitation des questions du calendrier rétrospectif (biographie professionnelle)

Source : Enquête *Histoire de vie – Construction des identités*, Insee, 2003

Les graphiques 5a et 5b montrent que l'insécurité sur le marché du travail s'est accrue, pour toutes les générations, et en particulier depuis le début des années 80. La hausse est relativement forte puisque ce taux, qui ne dépassait pas 0,5% dans les années 60, atteint 1% dans les années 70, 2% dans les années 80 et des valeurs entre 2,5 et 4% dans les années 90 (résultats pour les hommes). Il semble qu'il s'agisse d'une augmentation en tendance, au-delà des fluctuations cycliques. Néanmoins, soulignons qu'au final, le taux d'insécurité reste relativement faible sur le marché du travail français (6% maximum pour les hommes) et que cette hausse peut être en partie surestimée, du fait des biais de mémoire, qui tendent à minorer

donc sensible à la fois à la hausse brute de l'insécurité, mais également à la durée du chômage, et donc à la probabilité de retrouver un emploi. Cependant, selon Behaghel (2003), les évolutions concernant les chances de retrouver un emploi constituent un changement de second ordre par rapport à la hausse de l'insécurité.

les déclarations des passages par le chômage pour les années plus anciennes. En outre, se pose la question de la définition même du chômage et de son institutionnalisation : ce qui est appelé chômage aujourd'hui était peut-être considéré comme de l'inactivité il y a 30 ou 40 ans. Il est difficile de savoir si les individus interrogés en 2003 ont réinterprété ces périodes de non-emploi anciennes comme du chômage ou non.

Ce taux est très erratique, en fonction de la conjoncture économique, mais celle-ci ne semble pas affecter de la même manière et au même moment toutes les générations. Sur la période 1982-2002, pour les deux générations médianes, on retrouve à peu près les mêmes évolutions du taux d'insécurité que celles décrites par Fougère (2003), et avec les mêmes dates charnières que lui. Pour la génération [50-59] (âgée de 44 à 53 ans en 2003) on observe une croissance de l'insécurité de 1981 à 1984, puis une baisse jusqu'en 1990, une forte hausse ensuite avec trois pics – 1991, 1993, et 1996 – et une baisse importante ensuite qui s'achève par une remontée en fin de période. La génération suivante [60-69] connaît des évolutions comparables, mais en léger décalé dans le temps, du moins au début de la fenêtre d'observation. A la fin, au contraire, leur courbe d'insécurité « colle » mieux que celle de leurs aînés aux évolutions conjoncturelles. En ce qui concerne les plus jeunes (la génération [70-79]), la variabilité du taux d'insécurité est extrêmement sensible à la situation du marché du travail, les mouvements conjoncturels étant considérablement amplifiés. Ainsi, les plus jeunes connaissent une très forte baisse du taux d'insécurité à la fin des années 90, mais également une remontée fulgurante depuis 2000. Enfin, la génération des « seniors » (la génération [40-49], âgée de 54 à 63 ans en 2003) est caractérisée par des évolutions contracycliques ou déconnectées des cycles, c'est-à-dire que même en période de reprise, son taux d'insécurité continue d'augmenter. Plus que des différences de générations, il semble bien que ce soit l'âge qui soit en cause. Pour preuve, la génération [50-59] voit son taux d'insécurité augmenter à la toute fin de la fenêtre d'observation, alors même que le taux des autres générations est plutôt à la baisse, sans doute parce qu'à cette date, les individus de cette cohorte atteignent la cinquantaine, or on sait qu'à cet âge les difficultés s'accroissent fortement sur le marché du travail. Ces graphiques des taux d'insécurité par génération exposent donc les inégalités d'âge face au chômage et illustrent la politique de gestion de la main-d'œuvre à la française : grande sécurité d'emploi pour la population d'âge médian (ici, les 34-53 ans en 2003) et report des ajustements sur les âges extrêmes, les jeunes et les seniors. Ils montrent également une insécurité plus forte pour les femmes que pour les hommes (écart d'environ 1 point).

Au final, cette partie descriptive sur les taux bruts de mobilité (internes ou externes à l'emploi) montre une légère hausse de la mobilité de génération en génération. Cette hausse est due avant tout à une augmentation des passages par le chômage (hausse de l'insécurité « durable »), mais également à un accroissement des changements professionnels.

2. EXPLIQUER LA HAUSSE APPARENTE DES MOBILITÉS « TOUTES CHOSES ÉGALES PAR AILLEURS »

Nous poursuivons l'analyse en cherchant à contrôler l'effet de différentes variables sur l'évolution des mobilités depuis 1950. Il s'agit de consolider notre première conclusion, à savoir une hausse des mobilités sur le marché du travail français d'une génération à l'autre, et de tenter de l'expliquer.

Pour ce faire, on définit une large population d'observations où l'unité n'est pas un individu, mais un couple d'années consécutives sur le marché du travail (emploi ou chômage, cf. encadré 2). On procède ainsi comme s'il s'agissait d'individus différents à chaque nouvelle transition. Des effets fixes inobservables sont donc susceptibles de biaiser l'estimation. Une partie de ce phénomène est ensuite contrôlée par l'introduction de variables résumant le type de carrière déjà connue, notamment en termes de mobilité passée. La transition est caractérisée par les attributs de l'individu en t , et on teste à l'aide de régressions logistiques binomiales l'impact de ces attributs sur la probabilité que la transition entre t et $t+1$ soit une mobilité, un changement professionnel, une sortie de l'emploi ou un retour dans l'emploi.

2.1. Les mobilités sur le marché du travail

On cherche ici à estimer l'évolution des mobilités de génération en génération toutes choses égales par ailleurs, dans les régressions (1) à (5) du tableau 1. La variable principale, celle dont nous évaluons systématiquement le pouvoir explicatif, est une variable croisant classes d'âge et générations. La période de cycle de vie entre 30 et 39 ans de la génération [50-59] est prise comme modalité de référence.

Encadré 2. Constitution d'une large population de transitions sur le marché du travail

Les observations de notre population ne sont pas des individus mais des transitions entre des états d'une année t à une année $t+1$. On adopte ainsi une démarche similaire à celle de Gallie, Paugam et Jacobs (2003) qui pour tester le lien entre probabilité de sortie de chômage, pauvreté et isolement social, construisent une base de mois de chômage, plutôt qu'une base de chômeurs, en caractérisant chaque mois de chômage par sa position au sein de la période de chômage et par les caractères « sociaux » de l'individu concerné. Nous avons conscience d'introduire ainsi de l'hétérogénéité non observée, problème qui nous semble secondaire par rapport à l'intérêt de travailler sur une très grande base regroupant toutes les transitions connues par les individus, quelle que soit la durée de leur carrière. Nous qualifions de transition la succession de deux états, même identiques, sur le marché du travail : chômage-emploi, emploi-chômage, mais aussi chômage-chômage et emploi-emploi (avec un changement professionnel ou non). Dans un premier temps, sont sélectionnées toutes les transitions des individus nés entre 1930 et 1979, ayant, en t , entre 20 et 59 ans, avec déjà au moins un an d'expérience professionnelle en France et ne sortant pas vers l'étranger ou l'inactivité en $t+1$. De la sorte, nous avons écarté les années de première entrée dans l'emploi, les années de chômage des primo demandeurs, et les transitions hors du marché du travail (français), en assimilant le marché du travail à l'activité (emploi + chômage).

La population compte alors 126 591 observations, soit autant de transitions ou de couples d'années (t , $t+1$) définies au sein du marché du travail (cf. matrice des transitions ci-dessous) ; 8 499 de ces transitions présentent une mobilité (679 retours dans l'emploi, 6 699 changements professionnels, 1 122 sorties de l'emploi vers le chômage). Les observations les plus anciennes remontent à 1950, l'année t la plus récente étant 2002 (et l'année $t+1$, 2003).

	Emploi en $t+1$	Chômage en $t+1$
Emploi en t	122 162 dont 6 699 changements professionnels	1 122
Chômage en t	679	2 628

Le premier ensemble de régressions porte sur la probabilité de connaître une mobilité entre t et $t+1$ (tous types de mobilité confondus) ; le champ est dans ce cas la population entière (tableau 1). Puis, en fonction du type de mobilité que l'on veut expliquer, on restreint le champ aux seuls couples d'années consécutivement dans l'emploi (pour la probabilité d'un changement professionnel), ou tels que l'année t est en emploi (pour la probabilité de sortie vers le chômage), ou encore tels que l'année t est une année de chômage (pour la probabilité de retour dans l'emploi) (tableau 2).

Le premier modèle régressant le Logit de la probabilité d'une mobilité sur la seule variable génération×âge confirme sans surprise les tendances à la hausse mises en évidence plus haut (puisque l'on ne contrôle pas plus d'effets de structure que dans les graphiques de la première partie). À classe d'âge donnée, la probabilité d'une mobilité augmente génération après génération. À génération donnée, la probabilité d'une mobilité décroît avec l'âge ; en particulier, la classe d'âge des 20-29 ans, quelle que soit la génération, se distingue nettement des 30-39 ans par leur taux de mobilité très supérieur. On retrouve ainsi les effets bruts de

« génération » et de « cycle de vie ». A ce stade, il semble pertinent de vérifier si cette tendance à la hausse liée à la génération et à l'âge demeure si on tient compte d'autres variables dans le modèle estimé. Si, par exemple, en introduisant les CSP, les effets de la variable croisée génération×âge perdaient leur significativité, cela signifierait que la hausse apparente est due à un effet de structure : l'augmentation, génération après génération, du nombre d'années en emploi correspondant à des CSP plus mobiles. C'est pourquoi, dans les quatre modèles suivants, sont introduites « pas à pas » d'autres variables explicatives pour venir contrôler de possibles effets de structure liés à la conjoncture, aux CSP, au type de carrières et aux caractéristiques sociologiques usuelles, effets qui pourraient annuler les conclusions de la première régression ou du moins les modérer.

En introduisant la moyenne annuelle du taux de croissance du PIB, la deuxième régression contrôle partiellement l'effet de la conjoncture. On constate qu'un taux de croissance plus élevé favorise légèrement la mobilité. L'effet génération est toujours très marqué, ce qui signifie que malgré la dégradation de la conjoncture des décennies 80 et 90, la mobilité a continué à augmenter. En revanche, la plus forte mobilité des plus jeunes est quelque peu atténuée lorsque l'on contrôle la conjoncture, pour les générations les plus anciennes. Il semblerait donc que, pour ces 3 générations, une partie de leur forte mobilité, jeunes, s'explique par les conditions économiques favorables lors de leur entrée sur le marché du travail. Tandis que pour les générations plus récentes la mobilité est plus forte malgré la dégradation de la conjoncture. Les 5 générations n'ont donc pas connu les mêmes mobilités d'insertion dans l'emploi.

Dans la troisième régression, on introduit un contrôle par les catégories socioprofessionnelles¹². Les plus mobiles sont les moins qualifiés (employés et ouvriers non qualifiés), les moins mobiles, les agriculteurs puis les artisans, commerçants et chefs d'entreprise. Plus surprenant, le profil des ouvriers qualifiés, en termes de mobilité, se rapproche de celui des cadres : ces deux catégories sont moins mobiles que la population de référence, à savoir les professions intermédiaires, mais plus mobiles que les indépendants. La hausse de la mobilité mesurée par la variable génération×âge est encore un peu atténuée par rapport au modèle (1). Cela pourrait s'expliquer par la forte baisse sur la période de la part des

¹²Pour la distinction entre employés qualifiés et non qualifiés nous avons utilisé une approximation de la méthode de Burnod et Chenu (2001), issue du croisement entre la CSP à deux chiffres et le statut public ou privé de l'emploi. Nous opposons les employés non qualifiés d'une part aux employés qualifiés et employés de la Fonction publique d'autre part.

indépendants dans la population active c'est-à-dire par la montée du salariat, effet qui surpasserait l'effet contraire d'une hausse de la qualification.

Le modèle (4) introduit plusieurs variables pour contrôler le type de la carrière déjà connue quand survient la mobilité : l'expérience dans l'emploi, le nombre de changements de CSP depuis le premier emploi, le statut du dernier emploi en t , et le fait d'avoir ou non connu du chômage dans le passé. Ce « bloc » de variables se révèle très significatif. « Toutes choses égales par ailleurs », le chômage et la mobilité socioprofessionnelle (changements de CSP) entraînent la mobilité, l'expérience dans l'emploi au contraire la diminue et l'emploi salarié privé est plus favorable à la mobilité que l'emploi public et l'emploi indépendant. Le type de carrière passée semble fortement contribuer à l'explication de la mobilité : en effet la CSP devient beaucoup moins explicative et, surtout, certaines modalités de la variable génération×âge ne sont plus significatives. Par exemple, l'apparente plus grande mobilité de la génération [60-69] entre 30 et 39 ans n'est plus du tout flagrante. Cela laisse présager le poids d'un modèle de carrière sur le risque de mobilité, qui doit être dissimulé derrière l'effet « génération ». De même, la pluralité des modèles de carrière, certains plus mobiles que d'autres, devait être imparfaitement captée par la variable CSP dans la régression (3). Ainsi, par rapport aux professions intermédiaires, les artisans, commerçants et chefs d'entreprise d'une part, et les employés non qualifiés d'autre part ne se distinguent plus de façon significative, dès lors que l'on contrôle ce qui doit déjà distinguer ces 3 CSP en termes d'expérience sur le marché du travail, de mobilité socioprofessionnelle, d'épisodes passés de chômage et de statut du dernier emploi.

La cinquième régression intègre enfin les variables sociologiques usuelles et de biographie familiale : le genre, le fait d'être d'immigré, le fait de ne pas vivre en couple et le nombre d'enfants. On constate qu'être une femme diminue la probabilité d'une mobilité ainsi que, mais de manière moins marquée, le fait d'être immigré. Sur le plan familial, ne pas avoir d'enfant plutôt que deux favorise la mobilité. La prise en compte de ces effets atténue encore l'effet génération et l'effet âge, exception faite de la première génération. Le fait d'avoir des enfants plus tardivement aujourd'hui qu'hier pourrait avoir un impact positif sur la mobilité des jeunes.

2.2. Les mobilités au sein de l'emploi et avec le chômage

A présent nous décomposons les mobilités en 3 mouvements distincts déjà définis dans la première partie : les changements professionnels, les sorties de l'emploi et les retours dans l'emploi (cf. tableau 2). Pour les deux premiers types de mouvements, le nombre important d'observations nous permet de scinder la population en deux : les modèles sont testés successivement sur les sous populations masculines et féminines (modèles 1 à 4).

Dans l'ensemble des régressions, on constate que les variables de contrôle n'agissent pas de manière identique pour distinguer les hommes entre eux et les femmes entre elles.

La conjoncture affecte positivement la mobilité féminine au sein de l'emploi de manière plus marquée et plus significative que pour les hommes (modèles 1 et 2). Les femmes, qui connaissent en moyenne moins de changements professionnels (4,68 % contre 6,15 %), doivent attendre, plus que les hommes, une amélioration de la conjoncture pour connaître une mobilité au sein de l'emploi. On pressent là le rôle de variable d'ajustement que l'on a longtemps fait endosser aux femmes sur le marché du travail, et encore aujourd'hui dans une certaine mesure. En ce qui concerne les sorties de l'emploi (modèles 3 et 4), une bonne conjoncture protège plus significativement du risque de chômage les hommes que les femmes. Leur risque moyen respectif est très faible sur la période étudiée : 0,70 % pour les uns et 1,16 % pour les autres. Il faut noter que, quel que soit le genre, un point supplémentaire de croissance a plus d'effet sur les sorties de l'emploi (à la baisse) que sur les changements professionnels (à la hausse). Enfin, le taux de variation du PIB contrôle de manière forte, très significative et positive la probabilité de retour dans l'emploi (modèle 5), probabilité dans notre échantillon qui s'élève en moyenne à 20,47 %.

Autre opposition de genre : l'effet des caractéristiques extraprofessionnelles. Le fait d'être immigré diminue fortement et significativement la probabilité de connaître un changement professionnel quand on est un homme, alors que cette variable apparaît sans effet pour les femmes. En revanche, ce qui influence la mobilité des femmes et non celle des hommes, est l'absence d'enfant. Par rapport aux mères de deux enfants, les femmes sans enfant – et dans une moindre mesure, celles avec un seul enfant – ont une probabilité significativement plus grande d'être mobiles dans l'emploi. Ainsi ce qui discrimine (au moins statistiquement) les hommes, c'est le fait d'être immigré ou non, et les femmes, d'être mère ou non. Dernière caractéristique non professionnelle ayant un impact sur la mobilité de la carrière, ne pas vivre en couple ; cela diminue les chances de changement des hommes et augmente celles des femmes. Au total, les Français masculins « de souche » et vivant en couple, et les femmes

seules et sans enfant sont, par rapport à leurs congénères respectifs, les travailleurs les plus mobiles dans l'emploi. Pour ce qui est des mobilités entre emploi et chômage, ce sont les célibataires des deux sexes qui semblent subir plus significativement les risques liés au chômage. Le nombre d'observations ne nous a pas permis de séparer hommes et femmes dans le dernier modèle, mais on constate que la variable genre contrôle un effet fort et très significatif au détriment des femmes.

Malgré le contrôle par les CSP, les variables de carrières se révèlent ici encore déterminantes. De manière comparable, l'expérience dans l'emploi contrôle une baisse des mobilités dans l'emploi ou des sorties de l'emploi avec le temps : la stabilité passée dans l'emploi freine la possibilité d'une mobilité professionnelle. Inversement, avoir été mobile en termes de CSP fait que l'on sera plus mobile au sein de l'emploi, et cela, dès 2 changements de CSP déjà connus pour les femmes, alors qu'il faut 3 changements de CSP parmi les hommes pour que l'effet soit significatif, sachant leur taux de changement professionnel plus élevé. De même, l'instabilité socioprofessionnelle passée (dès un seul changement de CSP, et de manière croissante avec le nombre de changements) accroît les transitions entre emploi et chômage. A cela s'ajoute un effet négatif plus fort encore : le fait d'avoir déjà subi un épisode de chômage dans le passé, qui pénalise plus les hommes que les femmes. Les changements de CSP accroissent également le taux de sortie du chômage mais de manière moins significative, alors que l'expérience et le chômage passé n'ont pas d'effet.

Ces résultats mènent à un diagnostic simple : toutes choses égales par ailleurs, la stabilité entraîne la stabilité, l'instabilité nourrit l'instabilité. Bien sûr, rien ici ne nous permet de savoir si c'est l'instabilité passée qui détermine l'instabilité future (à partir d'individus initialement identiques) ou si certains individus instables créent des parcours instables (qui n'ont pas de raison de se stabiliser après un certain nombre de positions socioprofessionnelles). C'est le problème classique de l'hétérogénéité *ex post* ou *ex ante*. Il n'en demeure pas moins que les mobilités semblent se concentrer sur certaines carrières, alors que dans notre échantillon, en 2003, plus de 60 % des individus de chaque génération n'ont connu dans leur carrière qu'une seule ou deux CSP.

Observons enfin l'impact de la variable génération×âge. En ce qui concerne les changements professionnels, on retrouve des résultats semblables à ceux estimés pour l'ensemble des mobilités. Jeunes hommes et jeunes femmes (entre 20 et 29 ans) sont les plus mobiles dans l'emploi, les deux dernières générations étant significativement et fortement plus mobiles (surtout pour les femmes). La génération la plus ancienne se distingue à nouveau par une

moindre mobilité.

Dans les modèles s'attachant à expliquer la probabilité de sortie de l'emploi, l'effet de la variable âge×génération est cette fois différent. Comparativement à la population de référence, les hommes et les femmes de la génération [40-49] subissent moins le risque de mise au chômage entre 20 et 39 ans, mais beaucoup plus après 50 ans. Cette génération [40-49], qui est entrée sur le marché du travail dans les années 60 et qui en 2003 était âgée de 54 à 63 ans illustre parfaitement la montée persistante, décennie après décennie, du risque de chômage dans les carrières. Autre résultat à remarquer : parmi les hommes, le rapport de cote de la génération [50-59] après 40 ans est du même ordre de grandeur que celui toujours élevé de la dernière génération [70-79], âgée de 20 à 29 ans. Nous avons là une manifestation de la gestion des âges à la française déjà évoquée : dans les années récentes, sont sortis plus fréquemment de l'emploi pour le chômage les jeunes et les seniors (dès 40 ans !).

Enfin, c'est clairement un effet âge ou « fin de carrière » qui ressort de la dernière régression. Les 3 rapports de cotes hautement significatifs à 0,1 % concernent des individus âgés de 50 à 59 ans et de 40 à 49 ans. Leur chance de sortie du chômage est fortement diminuée par rapport à la population de référence et même quasi-nulle pour ceux nés dans les années trente et qui se sont retrouvés au chômage en fin de carrière. On sait que l'âge est aujourd'hui un obstacle très important au recrutement, obstacle qui a même été institutionnalisé puisque depuis 1986 les chômeurs peuvent, sous certaines conditions, être affranchis des démarches de recherche d'emploi.

Encadré 3. Aide à la lecture des rapports de cotes

Soit la probabilité p d'occurrence d'un événement donné, ici une mobilité sur le marché du travail, une régression logistique binomiale consiste à estimer par la méthode du maximum de vraisemblance le modèle suivant :

$\text{Logit}(p) = a_0 + a_1x_1 + \dots + a_Nx_N$, avec x_1, \dots, x_N les variables exogènes.

Or, $\text{Logit}(p)$ est mis pour le logarithme népérien de $\frac{p}{1-p}$ et ce rapport de probabilités $\frac{p}{1-p}$ est ce qu'on appelle une cote (terme utilisé couramment lors d'un pari), ou encore rapport de chances.

Supposons que pour la population de référence de la régression (dans le modèle (1) du tableau 1, les individus de la génération [50-59] entre 30 et 39 ans) cette cote soit égale à 2, cela signifie que « cette population a 2 fois plus de chances d'être mobile que de [chances de] ne pas être mobile ». Si la cote est égale à 0,333, cela signifie que « la population de référence a 3 (c'est-à-dire $(0.333)^{-1}$) fois moins de chances d'être mobile que de [chances de] ne pas être mobile ».

Dans les tableaux de résultats 1 et 2, ce ne sont pas directement les estimations des paramètres a_1, \dots, a_N qui sont présentées mais les rapports de cotes qu'on en déduit, à savoir le rapport entre la cote de la population caractérisée « toutes choses égales par ailleurs » et la cote de la population de référence (entre ces deux populations, une seule variable prend une valeur différente : la variable exogène dont on veut mesurer l'effet sur la variation du $\text{Logit}(p)$).

Soit p_0 la probabilité attachée à la population de référence et soit p_i la probabilité estimée de la population qui ne diffère de la population de référence que par la valeur de x_i , le rapport de cotes ou

odd-ratio est : $\frac{p_i}{1-p_i} \bigg/ \frac{p_0}{1-p_0}$.

Par exemple, dans le tableau 1, modèle (1), on peut lire que « les 20-29 ans de la génération [40-49] ont 1,544 fois plus de chances que les 30-39 ans de la génération [50-59] d'être mobiles que de ne pas l'être ». On peut également lire que « par rapport aux 30-39 ans de la génération [50-59], les 50-59 ans de la génération [40-49] ont 1,587 fois moins de chances d'être mobiles que de ne pas l'être » (avec $1,587=(0,630)^{-1}$).

Dans cette étude, la lecture qui est faite des résultats n'est pas aussi précisément chiffrée mais il est systématiquement tenu compte de l'ordre de grandeur des rapports de cotes. Plus le rapport de cote est élevé (supérieur à 1), plus l'effet de la variable exogène associée est positif, plus le rapport est petit (inférieur à 1), plus l'effet de la variable exogène associée est négatif sur le comportement étudié.

Tableau 1. Régressions du Logit de la probabilité d'une mobilité sur le marché du travail (1950-2002)

	<i>mobilité sur le marché du travail entre t et t+1</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Probabilité moyenne de l'événement :	6.71 %	6.71 %	6.71 %	6.71 %	6.71 %
Génération × Classe d'âge :					
[30-39] × 20 – 29 ans	1.404***	1.168*	1.198*	ns	ns
[30-39] × 30 – 39 ans	0.845*	0.738***	0.776***	0.859*	0.861*
[30-39] × 40 – 49 ans	0.504***	0.497***	0.524***	0.692***	0.714***
[30-39] × 50 – 59 ans	0.415***	0.415***	0.444***	0.678***	0.714**
[40-49] × 20 – 29 ans	1.544***	1.368***	1.358***	1.233***	1.143*
[40-49] × 30 – 39 ans	0.900	0.890*	0.904	ns	ns
[40-49] × 40 – 49 ans	0.745***	0.745***	0.762***	ns	ns
[40-49] × 50 – 59 ans	0.630***	0.634***	0.648***	ns	ns
[50-59] × 20 – 29 ans	1.519***	1.497***	1.450***	1.249***	1.143*
[50-59] × 30 – 39 ans	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
[50-59] × 40 – 49 ans	ns	ns	ns	ns	ns
[60-69] × 20 – 29 ans	1.970***	1.970***	1.905***	1.489***	1.340***
[60-69] × 30 – 39 ans	1.239***	1.247***	1.244***	ns	ns
[70-79] × 20 – 29 ans	2.762***	2.782***	2.684***	2.036***	1.790***
Catégorie socioprofessionnelle en t (dernière CSP pour les chômeurs) :					
Agriculteurs			0.429***	0.766*	0.778*
Artisans, commerçants et chefs d'entreprise			0.784***	ns	ns
Cadres			0.894*	0.914*	0.880**
Professions intermédiaires			réf.	réf.	réf.
Employés non qualifiés			1.187***	ns	1.103*
Employés qualifiés et de la Fonction publique			ns	ns	ns
Ouvriers non qualifiés			1.450***	1.219***	1.229***
Ouvriers qualifiés			0.889**	0.794***	0.755***
Expérience dans l'emploi (nombre d'années déclarées en emploi depuis le premier en emploi en France)				0.970***	0.969***
Nombre de changements de CSP depuis le premier emploi :					
0				réf.	réf.
1				ns	ns
2				1.160***	1.130**
> 3				1.740***	1.678***
Statut de l'emploi en t (dernier emploi pour les chômeurs) :					
Emploi salarié dans le public				0.658***	0.651***
Emploi salarié dans le privé				réf.	réf.
Emploi hors du salariat				0.540***	0.542***
A connu du chômage dans le passé				1.895***	1.925***
Genre :					
Hommes					réf.
Femmes					0.743***
Immigré					0.844***
Ne vit pas en couple					ns
Nombre d'enfants :					
0					1.184***
1					ns
2					réf.
> 3					ns
Moyenne annuelle du taux de variation du PIB par demi décennie		1.064***	1.059***	1.056***	1.047**
Nombre d'observations	126 591	126 591	126 591	126 591	126 591
Pourcentage de paires concordantes	58.4 %	60,3 %	62.4 %	66.0 %	66.6 %

Champ : Population active expérimentée

Modèles avec constante. Ne figurent que les rapports de cotes significatifs à un seuil inférieur à 10 % ;

*** : significatif à 0,1 % ; ** : significatif à 1 % ; * : significatif à 5 % ; ns : non significatif. réf. : modalité de référence.

Source : Enquête *Histoire de vie*, Insee, 2003

Lecture : Le rapport de cotes de 1.925 associé à la variable « A connu du chômage dans le passé » signifie que, toutes choses égales par ailleurs, ceux qui ont connu du chômage ont 1.925 fois plus de chances que ceux qui n'en ont jamais subi de connaître une mobilité sur le marché du travail que de chances de rester immobiles.

Tableau 2. Régressions du Logit de la probabilité d'un changement professionnel au sein de l'emploi, d'une sortie de l'emploi vers le chômage et du retour dans l'emploi (1950-2002)

	Changement professionnel au sein de l'emploi		Sortie de l'emploi vers le chômage		Retour dans l'emploi
	(1) Hommes	(2) Femmes	(3) Hommes	(4) Femmes	(5)
Probabilité moyenne de l'événement :	6.15 %	4.68 %	0.70 %	1.16 %	20.47 %
Génération × Classe d'âge :					
[30-39] × 20 – 29 ans	ns	ns	0.200*	0.046**	ns
[30-39] × 30 – 39 ans	ns	ns	0.169**	0.290**	ns
[30-39] × 40 – 49 ans	0.768*	0.747*	0.556	0.427*	ns
[30-39] × 50 – 59 ans	0.554**	0.688*	ns	1.811*	0.077***
[40-49] × 20 – 29 ans	1.249**	1.300*	0.088***	0.206***	ns
[40-49] × 30 – 39 ans	ns	ns	0.479**	0.533**	ns
[40-49] × 40 – 49 ans	ns	ns	ns	ns	0.614*
[40-49] × 50 – 59 ans	ns	0.684*	2.618***	2.209***	0.143***
[50-59] × 20 – 29 ans	1.194*	1.265*	0.550*	ns	ns
[50-59] × 30 – 39 ans	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
[50-59] × 40 – 49 ans	ns	ns	1.555*	1.722**	0.547***
[60-69] × 20 – 29 ans	1.201*	1.704***	ns	1.377	1.368
[60-69] × 30 – 39 ans	ns	1.193	ns	ns	0.678*
[70-79] × 20 – 29 ans	1.557***	2.128***	1.617*	2.626***	ns
Catégorie socioprofessionnelle en t (dernière CSP pour les chômeurs) :					
Agriculteurs	ns	ns	ns	0.099*	
Artisans, commerçants et chefs d'entreprise	1.378*	ns	ns	ns	ns
Cadres	0.875*	0.735**	ns	ns	ns
Professions intermédiaires	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
Employés non qualifiés	1.243*	ns	2.105***	ns	0.715*
Employés qualifiés et de la Fonction publique	1.118	ns	ns	1.276	ns
Ouvriers non qualifiés	1.390***	ns	2.553***	1.901***	0.423***
Ouvriers qualifiés	0.775***	0.620***	ns	1.903***	0.711*
Expérience dans l'emploi (nombre d'années déclarées en emploi depuis le premier en emploi en France)					
	0.956***	0.977***	0.983	0.966***	ns
Nombre de changements de CSP depuis le premier emploi :					
0	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
1	ns	ns	1.295*	1.183	1.224
2	ns	1.385***	1.294*	ns	1.309
> 3	1.743***	1.748***	2.104***	1.912***	1.499*
Statut de l'emploi en t (dernier emploi pour les chômeurs) :					
Emploi salarié dans le public	0.745***	0.700***	0.334***	0.348***	0.647**
Emploi salarié dans le privé	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
Emploi hors du salariat	0.520***	0.645**	0.365**	0.602	ns
A connu du chômage dans le passé (<i>non compris l'épisode courant pour les chômeurs, modèles 3, 4 et 5</i>)					
	ns	ns	3.353***	2.284***	ns
Genre :					
Hommes					réf.
Femmes					0.524***
Immigré	0.678***	ns	ns	ns	ns
Ne vit pas en couple	0.911*	1.111*	1.399**	1.292**	0.734**
Nombre d'enfants :					
0	ns	1.451***	1.380*	ns	1.307
1	ns	1.140*	ns	ns	ns
2	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
> 3	ns	ns	ns	ns	ns
Moyenne annuelle du taux de variation du PIB par demi décennie					
	1.050*	1.083**	0.832**	0.893*	1.249***
Nombre d'observations					
	66 770	55 392	67 241	56 043	3 303
Pourcentage de paires concordantes					
	66.9 %	66.1 %	77.0 %	75.5 %	71.2 %

Modèles avec constante. Ne figurent que les rapports de cotes significatifs à un seuil inférieur à 10 % ;

*** : significatif à 0,1 % ; ** : significatif à 1 % ; * : significatif à 5 % ; ns : non significatif. réf. : modalité de référence.

Source : Enquête *Histoire de vie*, Insee, 2003

Lecture : Le rapport de cotes de 0.524 associé à la variable femme signifie que, toutes choses égales par ailleurs, les femmes ont 1.9 fois moins de chances que les hommes de retourner dans l'emploi que de chances de rester au chômage (avec $1.9 = (0.524)^{-1}$).

CONCLUSION

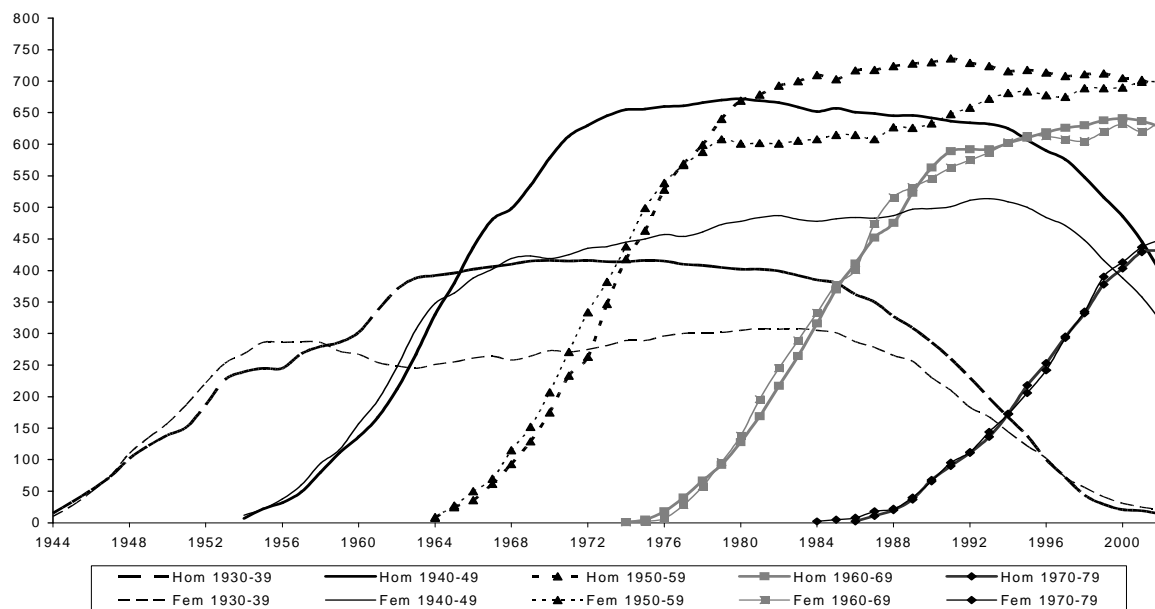
Il s'agissait ici de répondre à la question d'une hausse des mobilités dans les carrières, idée qui sous-tend les débats sur la flexicurité mais qui reste discutée empiriquement. A partir des données originales de l'enquête *Histoire de vie – Construction des identités* qui permettent d'observer des évolutions sur très longues périodes en retraçant les carrières sur le marché du travail français de cinq générations d'individus, nous apportons une réponse mitigée.

Les données brutes montrent bien une hausse de la mobilité de génération en génération mais le contrôle par les variables de carrières (expérience dans l'emploi, nombre de mobilités déjà connues, etc.) relativise fortement l'effet de la variable croisée âge×génération. Les mobilités ne semblent donc pas augmenter uniformément dans toutes les carrières, en revanche, il est certain que le risque de mobilité est plus grand, quand il y a déjà eu mobilité, ce qui révèle la persistance de la segmentation du marché du travail (Ramaux, 2006).

La décomposition des différents types de mobilité (entrées ou sorties du chômage et changements professionnels) montre une première mutation importante : la montée du chômage, qui s'invite au sein des carrières de toutes les générations à partir du milieu de années 70, mais avec de fortes inégalités de risque d'entrée et de sortie du chômage selon l'âge et la qualification. Cette hausse de l'insécurité, qui reste limitée, n'explique néanmoins pas l'intégralité de la croissance de la mobilité observée. Les changements professionnels sans passage prolongé par le chômage ont également augmenté, en particulier pour les plus jeunes. C'est d'ailleurs une constante forte de cette étude que la plus forte mobilité au sein de l'emploi des 20-29 ans, quelle que soit la génération, forte mobilité des jeunes qui s'accroît encore de génération en génération (et encore plus pour les femmes qui partaient d'un niveau inférieur de mobilité), sans que l'on sache bien à quoi attribuer cette mobilité supérieure : hausse des transitions choisies ou précarisation accrue des emplois ? En l'état on ne peut conclure sur les raisons expliquant la hausse de ces mobilités « internes à l'emploi ». Cela nécessiterait de s'interroger sur la qualité des mobilités sur le marché du travail, question que nous avons en partie abordée dans un article précédent (de Larquier et Remillon, 2006). Ce travail doit donc être prolongé par une étude plus fine des types de carrières professionnelles en termes de mobilité et de leur transformation, afin de mieux comprendre quels sont les défis pour les politiques de flexicurité.

ANNEXES

Annexe A : Le nombre d'années d'emploi observées (tous statuts confondus) dans notre population, selon la génération et le genre.



Annexe B : Statistiques descriptives de notre échantillon d'individus ayant au moins un an d'expérience professionnelle en France (selon les générations).

Génération :	1930-1939	1940-1949	1950-1959	1960-1969	1970-1979
Effectifs :	906	1415	1709	1530	1058
Femmes	50.8 %	50.5 %	54.1 %	54.6 %	54.1 %
Hommes	49.2 %	49.5 %	45.9 %	45.4 %	45.9 %
Immigrés	11.2 %	14.6 %	13.6 %	11.1 %	9.2 %
Niveau d'études atteint (en 2003) :					
1. Aucune étude à dernière année d'études primaires	50.1 %	32.7 %	16.2 %	2.8 %	2.0 %
2. Premier cycle d'enseignement général	10.7 %	10.9 %	12.9 %	10.6 %	5.8 %
3. Deuxième cycle d'enseignement général	6.2 %	10.2 %	11.7 %	12.1 %	8.5 %
4. Enseignement technique ou professionnel court	17.3 %	22.4 %	30.8 %	37.1 %	25.5 %
5. Enseignement technique ou professionnel long	3.8 %	5.9 %	6.4 %	7.7 %	15.2 %
6. Enseignement supérieur	11.9 %	18.0 %	21.9 %	29.7 %	43.0 %
Année moyenne d'entrée dans l'emploi (en France ou non) :					
	1952	1963	1974	1985	1995
Âge moyen du premier emploi (en France ou non) par niveau d'études :					
1. Aucune étude à dernière année d'études primaires	15.7	16.3	17.1	19.9	18.9
2. Premier cycle d'enseignement général	18.3	17.3	18.3	19.2	18.8
3. Deuxième cycle d'enseignement général	20.3	20.1	20.4	20.5	20.8
4. Enseignement technique ou professionnel court	17.3	17.2	18.5	19.2	19.6
5. Enseignement technique ou professionnel long	20.4	19.6	19.8	20.6	21.3
6. Enseignement supérieur	23.3	22.3	23.0	23.3	23.3
CSP du premier emploi :					
Agriculteurs	10.6	4.1	2.0	1.2	0.8
Artisans, commerçants et chefs d'entreprise	3.2	1.3	1.2	1.2	1.0
Cadres	5.0	6.4	4.9	7.5	9.1
Professions intermédiaires	10.0	14.5	15.3	19.3	22.2
Employés non qualifiés	13.1	13.5	14.6	14.1	17.3
Employés qualifiés et de la Fonction publique	13.1	19.4	22.2	21.8	19.1
Ouvriers non qualifiés	28.2	23.5	22.2	17.9	12.8
Ouvriers qualifiés	10.8	12.8	13.9	11.9	12.3
Autre	4.5	2.5	1.1	1.1	0.7
Nombre total de CSP (à deux chiffres) connues dans la carrière :					
une seule	31.9	28.1	32.1	36.6	53.5
Deux	31.6	33.0	32.0	32.2	31.1
Trois	19.2	20.1	20.4	19.0	10.6
quatre et plus	17.3	18.8	15.5	12.2	4.8
Pourcentage à avoir connu au moins une période de chômage					
	8.5 %	18.2 %	20.6 %	25.3 %	22.1 %
Situation en 2003 :					
en emploi	2.9 %	49.1 %	80.0 %	82.6 %	82.7 %
au chômage	0.6 %	6.9 %	6.9 %	7.8 %	10.1 %
en retraite	92.3 %	27.0 %	1.4 %	0.1 %	0.0 %
en inactivité (sauf retraite)	4.3 %	17.0 %	11.7 %	9.5 %	7.2 %

BIBLIOGRAPHIE

- Amosse T. (2002), « Vingt-cinq ans de transformation des mobilités sur le marché du travail », in Insee, *Données Sociales*, Edition 2002-2003.
- Behaghel L. (2003), « Insécurité de l'emploi : le rôle protecteur de l'ancienneté a-t-il baissé en France ? », *Economie et Statistique*, n°366, décembre, pp.3-29.
- Burnod G. et Chenu A. (2001), « Employés qualifiés et non qualifiés : une proposition d'aménagement de la nomenclature des catégories socioprofessionnelles », *Travail et Emploi*, n°86, pp. 87-105.
- Cahuc P. et Kramarz F. (2004), *De la précarité à la mobilité vers une sécurité sociale professionnelle*, Rapport au ministre de l'Economie, des Finances et de l'Industrie et au ministre de l'Emploi, du Travail et de la Cohésion sociale, La Documentation Française, Paris.
- CERC (2005), *La sécurité de l'emploi face aux défis des transformations économiques*, Rapport n°5, La Documentation Française, Paris.
- CGT (2006), « Communication de JP. Gabriel (CGT, animateur du collectif « Nouveau statut Travail Salarié »), *Séminaire MESPI (Mutations de l'Etat dans la Société Post-industrielle)*, Paris, 30 mai.
- Conseil Européen (2003), « Décision du Conseil du 22 juillet 2003, relative aux lignes directrices pour les politiques de l'emploi des Etats membres. » (2003/578/CE), *Journal officiel de l'Union européenne*, L 197, 5 août.
- Crenner E., Donnat O., Guérin-Pace F., Houseaux F. et Ville I. (2006), « L'élaboration d'une enquête quantitative sur la construction des identités », *Economie et Statistiques*, n°393-394
- de Larquier, Guillemette et Remillon, Delphine (2006) « L'impact des trajectoires professionnelles sur l'emploi des 40-65 ans : une exploitation de l'enquête Histoire de vie », pp. 139-150, in *Transitions professionnelles et risques*, sous la direction de Vanessa di Paola et Patrick Werquin, Céreq.
- Fougere D. (2003), « Instabilité de l'emploi et précarisation des trajectoires », in Anpe *Actes des Troisièmes Entretiens de l'Emploi*, pp. 105-110.
- Gallie D., Paugam S. et Jacobs S. (2003), « Unemployment, poverty and social isolation », *European Societies*, 5(1), pp. 1-32.
- Gazier B. (2003), Tous « sublimes ». Vers un nouveau plein-emploi, Flammarion, mars.
- Gazier B. et Schmid G. (dir.) (2002), *The Dynamics of Full Employment. Social Integration by Transitional Labour Markets*, Cheltenham, Edward Elgar Publishing.
- Gautié J. (2003), « Des marchés internes aux marchés transitionnels », in Touffut JP., *Institutions et emploi*, Albin Michel.
- Givord P. et Maurin E. (2003), « La montée de l'instabilité professionnelle et ses causes », *Revue économique*, vol. 54, n°3, pp. 617-626.
- Koubi M. (2003), Les trajectoires professionnelles : une analyse par cohorte », *Economie et Statistique*, n° 369-370, pp.119-147.
- L'Horty Y. (2004), « Instabilité de l'emploi : quelles ruptures de tendance ? », *Les Papiers du CERC*, n°2004-01, février.

Menger JM (2003), *Portrait de l'artiste en travailleur. Métamorphoses du capitalisme*, Seuil, La république des idées, décembre.

OCDE (2004), « Réglementation relative à la protection de l'emploi et performance du marché du travail », in *Perspectives de l'Emploi de l'OCDE*.

Ramaux C. (2006), *Emploi : éloge de la stabilité*, Essai Mille et une nuits, Paris.

Supiot A. et alii (1999), *Au-delà de l'emploi : transformations du travail et devenir du droit du travail en Europe*, Paris, Flammarion.