

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2010 / 07

**Les trajectoires professionnelles
en début de vie active :
quel impact des contrats temporaires ?**

Sylvie BLASCO et Pauline GIVORD

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

G 2010 / 07

Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?

Sylvie BLASCO* et Pauline GIVORD**

MAI 2010

* Insee-Crest

* Département des Études Économiques d'Ensemble - Division « Marchés et Stratégies d'Entreprise »
Timbre G230 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

Département des Études Économiques d'Ensemble - Timbre G201 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX -
France - Tél. : 33 (1) 41 17 60 68 - Fax : 33 (1) 41 17 60 45 - CEDEX - E-mail : d3e-dq@insee.fr - Site Web INSEE :
<http://www.insee.fr>

*Ces documents de travail ne reflètent pas la position de l'INSEE et n'engagent que leurs auteurs.
Working papers do not reflect the position of INSEE but only their author's views.*

Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?

Résumé

Cette étude décrit les transitions professionnelles en début de vie active, en mettant en particulier l'accent sur l'impact des contrats temporaires. Nous utilisons pour cela la dernière enquête Formation et Qualification Professionnelle, qui fournit un calendrier des situations professionnelles des personnes interrogées de 1998 à 2003. Nous utilisons un modèle de durée à risques concurrents. Cette modélisation permet d'isoler et de mesurer l'impact respectif des caractéristiques individuelles observées, de l'hétérogénéité inobservée, de la dépendance d'état et des dépendances de durée sur les processus d'insertion professionnelle. Nous observons que l'emploi temporaire conduit plus souvent au non-emploi (chômage et inactivité) qu'à l'emploi stable. Cependant, les transitions vers l'emploi stable évoluent de manière non linéaire avec le temps passé dans un emploi temporaire. Les caractéristiques individuelles inobservées semblent peu importantes pour les hommes, mais le seraient plus pour les femmes.

Mots-clés : formes particulières d'emploi, insertion professionnelle, modèle de durées

Labor market transitions in early career: how strong is the impact of fixed-term contracts ?

Abstract

This paper provides a detailed description of the professional transitions in early career. We use the French survey *Formation et Qualification Professionnelle*, that gives detailed information on qualification and education, but also a calendar of professional events between 1998 and 2003. We propose a competing risks duration model to determine whether observed inequalities in access to permanent employment stem from differences in individual characteristics, in past professional records or in intrinsic state and duration dependencies. We observe that temporary employment leads more often to non-employment than stable job. Transitions to stable employment depend however non-linearly on the time spent in temporary employment. Selection on unobserved individual characteristics appears low for men, but higher for women.

Keywords: Temporary Job; professional integration; competing risks duration models

Classification JEL : J63, J24, I20

Introduction

Le marché du travail français s'est flexibilisé à un rythme rapide depuis - au moins - le milieu des années quatre-vingt. Le recours aux contrats à durée déterminée (CDD) et à l'intérim, favorisé par des modifications successives du code du travail, est devenu aujourd'hui largement répandu. S'ils restent minoritaires dans l'emploi salarié, les emplois temporaires représentent désormais une part importante des embauches. En mai 2006, plus de deux tiers des embauches dans le secteur privé se sont faits sous contrat à durée déterminée (Lutinier 2007). Par ailleurs, en réponse aux ralentissements économiques et aux difficultés à s'insérer sur le marché de l'emploi rencontrées par certaines catégories d'actifs, des contrats aidés à durée limitée (contrats emploi solidarité, contrats emplois consolidés, contrat initiative emploi...) ont été mis en place. Au cœur des dynamiques du marché du travail (Fondeur et Minni 2006), les jeunes sont les premiers concernés par cette évolution de l'emploi : en 2004, plus d'un jeune actif sur cinq occupe un emploi temporaire¹ (Givord 2006).

Cette flexibilisation accrue du marché du travail est encore l'objet d'un débat passionné. Les emplois temporaires peuvent permettre à une main-d'œuvre peu expérimentée d'accéder à des premiers emplois, qui seraient ainsi des marche-pieds vers des situations d'emploi stable. Dans un contexte où les signaux envoyés par le diplôme peuvent être brouillés, les entreprises hésiteraient devant une embauche définitive de jeunes sans expérience. L'emploi temporaire est de fait souvent utilisé comme une période d'essai prolongé, qui peut donc déboucher à terme sur une embauche définitive. Givord (2006) observe ainsi que près d'un tiers des salariés en CDD en mars 2001 étaient en contrat à durée indéterminée (CDI) dans la même entreprise l'année suivante.

A contrario, certains s'inquiètent de cette évolution qui fait peser sur le salarié l'essentiel de l'incertitude sur la qualité de la relation d'emploi. L'accès à un emploi en CDI conditionne également de nombreux aspects de l'insertion sociale, comme l'accès au logement. Le risque d'exposition au chômage fait craindre également une dualisation du marché du travail : les personnes les plus fragiles pourraient se retrouver durablement confinées dans des trajectoires "instables", alternant périodes de chômage et "petits boulots" sans avenir. Pour reprendre des termes fréquemment utilisés, ces emplois temporaires seraient plus des "trappes à précarité" que des "tremplins".

Plusieurs raisons expliquent qu'il soit difficile voire impossible d'apporter une réponse définitive à ce débat.

La première tient à la difficulté à mesurer l'insertion. Celle-ci est constituée de multiples facettes qu'on ne peut appréhender par un indicateur unique. Le niveau de salaire, l'adéquation avec les qualifications obtenues ou à l'inverse le déclassement ressenti sont par exemple des aspects importants de la qualité de l'insertion. La "précarité" ne se mesure pas uniquement par la nature du contrat de travail, et l'accès à un emploi en contrat indéterminé n'est pas forcément une garantie suffisante d'insertion.

La deuxième raison est que même en se restreignant à un aspect simple comme le contrat de travail, il n'existe pas de "mesure" objective permettant d'établir que les emplois temporaires freinent ou accélèrent l'accès à un emploi stable. Le fait que *certaines* emplois temporaires débouchent sur un emploi stable, quand d'autres non n'apporte *en soi* qu'une information limitée : la question pertinente est de déterminer ce qu'il en aurait été de l'insertion de ces personnes, si elles n'avaient pas occupé un emploi temporaire. Pour illustrer de manière caricaturale cette question, on peut penser au cas hypothétique d'une personne sans emploi qui recevrait une offre d'emploi tempo-

¹Dans la suite de l'étude, les termes emploi temporaire et contrat court sont employés indifféremment pour désigner toute forme d'emploi à durée déterminée, soit les CDD, missions interim, et emplois aidés.

raire : a-t-elle intérêt à accepter cette offre, ou au contraire à attendre une offre en CDI? Cette reformulation de la question montre qu’il est illusoire d’attendre une mesure directe de l’impact des emplois temporaires sur l’insertion : au mieux peut-on avoir une mesure relative en prenant les chômeurs comme référence. Mais cette approche est évidemment compliquée par la présence d’effets de composition : dans notre exemple précédent, on peut supposer que les personnes qui choisiront *in fine* d’occuper un emploi temporaire ne sont pas les mêmes (en termes d’opportunités futures en particulier) que celles qui préféreront attendre une meilleure offre.

Une troisième raison tient à la complexité et la diversité des trajectoires professionnelles. Pour y répondre correctement, il est nécessaire d’observer des personnes sur une longue période, ce qui est rarement possible. Lorsque c’est le cas, l’analyse est complexe. Le simple fait d’occuper un emploi temporaire ou de passer par le chômage a sans doute un effet sur la trajectoire future, mais on peut également penser que c’est également la durée passée dans ce type d’emploi ou encore la récurrence de tels épisodes, qui a un impact. Cela signifie encore que les réponses apportées à la question de l’impact de la précarité risquent de n’être pas univoques, et qu’il est nécessaire d’examiner l’effets des emplois temporaires sous ces différentes dimensions.

Cette étude apporte donc des éléments de réponse au débat sur les conséquences pour les jeunes du passage par un emploi temporaire. Nous utilisons ici l’enquête *Formation et Qualification Professionnelle* 2003 de l’INSEE, en nous restreignant aux personnes entrées sur le marché du travail depuis moins de dix ans en 2003. Cette enquête fournit un calendrier détaillé des parcours professionnels sur cinq ans, et constitue donc une source privilégiée (et à notre connaissance, encore inexploitée) pour évaluer l’impact des emplois temporaires sur l’insertion des jeunes actifs. Compte tenu des remarques précédentes, il ne s’agit pas d’apporter une réponse définitive au débat. Plus modestement, nous tentons de décrire les transitions éventuelles des emplois temporaires vers l’emploi stable, en tentant d’isoler les différentes dimensions décrites plus haut. Il s’agit donc de caractériser les déterminants des transitions professionnelles : vers quel type d’emploi les emplois temporaires conduisent-ils plus fréquemment ? Quelle est l’incidence de la durée passée dans un tel emploi ? De la trajectoire professionnelle passée ? Comment les caractéristiques individuelles des personnes, observables ou non, influencent ces transitions ?

Pour cela, nous mobilisons un modèle dit “multi-états multi-épisodes”. Ce modèle permet de mieux rendre compte de toute la dynamique des processus d’insertion. Plus précisément, il permet de distinguer ce qui relève de la “dépendance d’état” (le fait d’occuper tel ou tel emploi peut avoir une conséquence sur les trajectoires ultérieures), de la “dépendance de durée” (le fait de rester longtemps dans un état - le chômage par exemple - a des effets sur les chances d’en sortir), et de l’hétérogénéité individuelle (tous les actifs n’ont pas les mêmes chances d’obtenir tel ou tel emploi). Par le biais de variables explicatives décrivant le passé professionnel, nous pouvons mesurer l’impact du passage passé par l’emploi précaire sur les transitions professionnelles, et évaluer ainsi la “dépendance d’état” (les probabilités d’entrer dans tel ou tel état différent selon la trajectoire passée).

1 Chômage, emplois temporaires et insertion professionnelle : une revue de littérature

Conséquence de la flexibilisation des marchés du travail européens, les travaux empiriques sur les emplois temporaires ont été nombreux au cours de la dernière décennie. L’angle a porté sur le devenir des personnes occupant ce type d’emploi. Pour reprendre le titre de l’article de Booth et Frank (2002), il s’agit de déterminer si ces emplois constituent des “tremplins” vers l’emploi stable

ou des “trappes à précarité”. Cancé et Fréchou (2003) pour la France, McGinnity et Gundert (2005) pour l’Allemagne proposent ainsi une description des devenir professionnels des personnes ayant occupé de tels emplois. Pour utiles qu’elles soient, ces descriptions ne permettent pas de déterminer l’impact propre du fait d’occuper un emploi temporaire sur la trajectoire professionnelle. La question sous-jacente est de déterminer si une personne qui a occupé un tel emploi aurait connu la même trajectoire si elle ne l’avait pas occupé. Les difficultés “techniques” pour y répondre sont au moins de deux ordres.

La première tient aux effets probables de biais de composition. *A priori*, le fait qu’une personne occupe un emploi temporaire en début de vie active n’est pas (totalement) dû au hasard. Le diplôme, ou le sexe peuvent par exemple créer de grandes différences dans les chances respectives d’occuper un emploi ou non en sortant du système scolaire, et également du type de contrat qu’on peut se voir proposer. Ces dimensions sont également susceptibles de jouer sur la trajectoire future. Havet (2006) montre ainsi que les trajectoires professionnelles divergent fortement entre hommes et femmes, mais également que le passé professionnel n’a pas la même importance pour les hommes et pour les femmes. Cependant, s’il est possible de contrôler un certain nombre de ces déterminants joints de la probabilité d’occuper un emploi temporaire et de la carrière future, toutes ces caractéristiques ne sont pas observables. Il en est ainsi de la motivation ou de l’attachement plus ou moins fort au marché du travail ; de l’inscription dans des réseaux familiaux ou professionnels ; enfin de compétences professionnelles plus difficilement objectivables et donc mesurables.

Pour s’affranchir de ces effets de sélection liés à ces déterminants inobservables, Autor et Houseman (2005) utilisent une expérience intervenue dans l’état américain du Michigan, dans lesquels les bénéficiaires de l’aide sociale étaient attribués aléatoirement à des opérateurs privés de placement. Ces opérateurs ont des recours différents à l’“emploi temporaire” (en fait l’équivalent du travail intérimaire dans le cadre français) : selon l’opérateur auquel ils ont été confiés, les bénéficiaires ont donc une probabilité différente de se voir proposer (et donc d’occuper) un emploi intérimaire. Une partie de cette variation est indépendante des caractéristiques propres des personnes concernées, puisqu’elle dépend de l’affectation *aléatoire* à tel ou tel opérateur. Autor et Houseman (2005) montrent que dans le cadre américain les emplois temporaires ne favorisent pas l’insertion à long terme des publics en difficulté.

Ni les résultats ni la méthode de cette étude ne sont généralisables. Dans le cas du marché du travail américain où domine la doctrine de l’“employment at will”, l’usage de l’emploi temporaire est marginal. Il s’adresse potentiellement à un public très particulier. Par ailleurs, si l’affectation aléatoire est la solution la plus rigoureuse pour réduire les problèmes de sélection, elle est évidemment très rare et difficilement utilisable en général. Dans le cadre français et plus largement européen, les différents contrats peuvent être utilisés par l’ensemble des entreprises et proposés à l’ensemble des salariés, et il est difficile d’imaginer un cadre crédible pour une telle expérience aléatoire. À défaut, Ichino, Mealli, et Nannicini (2008) s’appuient sur une hypothèse plus forte, l’indépendance conditionnelle aux observables. Elle suppose que les données contiennent suffisamment d’informations sur les personnes pour contrôler des effets de sélection. Plus précisément, l’autorisation du recours à l’intérim étant assez récente en Italie, ils supposent que pour des personnes ayant des profils très proches (en particulier en termes de leur histoire professionnelle passée et surtout de la distance à l’agence de travail temporaire la plus proche), le fait de s’adresser ou pas à une agence de travail temporaire n’est pas lié à des effets de sélection. Les auteurs trouvent ainsi un impact positif de l’intérim sur la probabilité d’accès à l’emploi stable. Ces résultats vont à l’encontre de ceux de Autor et Houseman (2005), ce qui est justifié par des différences institutionnelles importantes existantes entre les États-unis et l’Italie. Il est à noter cependant que l’hypothèse d’indépendance conditionnelle mobilisée par Ichino, Mealli, et Nannicini (2008) est évidemment forte et contes-

table. En général, les études tentent donc de mieux prendre en compte la présence d'hétérogénéité inobservée.

La seconde difficulté à laquelle se heurte cette évaluation tient à la nature des processus étudiés. Elle suppose en effet d'observer des trajectoires professionnelles sur une longue période. Ces trajectoires sont multiples : les personnes peuvent passer par différents états sur le marché du travail, dans lesquels ils peuvent rester plus ou moins longtemps. S'il est impossible de décrire toutes les trajectoires, on peut tenter d'en dresser une typologie (c'est ce que fait par exemple Lopez (2004) pour décrire les différents modes d'insertion des sortants du système scolaire de l'enquête Génération 1998). Pour répondre à la question plus précise de l'impact causal des contrats courts sur l'accès à l'emploi stable, les études s'intéressent en général aux transitions relatives entre emploi court et emploi stable d'une part, et chômage et emploi stable de l'autre. En termes techniques, il s'agit de distinguer la "dépendance d'état", c'est-à-dire l'incidence d'occuper tel ou tel état du marché du travail, de l'hétérogénéité inobservée sur la trajectoire future.

La première approche statistique classique dans la littérature empirique consiste à modéliser, à partir de données discrètes, les transitions entre les différents états, en utilisant des modèles *logistiques polytomiques dynamiques*. L'avantage de cette méthode est un traitement assez satisfaisant de l'hétérogénéité inobservée. Dans Magnac (2000), elle est ainsi prise en compte par des effets fixes individuels, ce qui permet de capter l'essentiel des différences entre les individus. Cette méthode est également reprise par Givord et Wilner (2009) sur une période plus récente. Dans cette spécification, les effets individuels sont définis indépendamment les uns des autres, ce qui rend le nombre de paramètres à estimer très élevé. Une solution moins coûteuse revient à spécifier la forme de la distribution des effets individuels : on parle alors d'une modélisation de l'hétérogénéité inobservée par des effets aléatoires. C'est par exemple ce que fait Havet (2006). Ce ne sont alors que les paramètres de cette distribution qui doivent être estimés, ce qui permet de diminuer considérablement la difficulté de l'estimation. En outre, dans la modélisation à effets fixes, l'identification ne peut se faire que sur les personnes qui connaissent une transition entre deux états sur la période d'observation, ce qui peut être un problème si la dépendance d'état est différente entre les individus. La modélisation à effets aléatoires permet de diminuer cette difficulté ; la validité des résultats obtenus dépend cependant de la spécification retenue pour modéliser l'hétérogénéité inobservée.

S'ils permettent de bien prendre en compte l'hétérogénéité individuelle, les modèles précédents sont assez pauvres pour décrire la dynamique des trajectoires et la dépendance temporelle. En général, la dépendance à l'histoire passée se limite à la prise en compte de l'état occupé à la période précédente (processus de Markov d'ordre un). Cette spécification peut cependant être considérée comme trop frustrante. Les trajectoires peuvent être durablement affectées par le fait d'avoir commencé sa carrière par tel ou tel emploi. La durée de ces épisodes et leur succession peuvent également influencer la situation future. Lollivier (2000) montre ainsi que la durée d'un épisode de chômage est d'autant plus courte qu'elle n'a pas été précédée de périodes sans emploi auparavant. Sur la question spécifique des contrats courts, Calavrezo (2008) utilise un modèle triprobit, dont les différentes modalités dépendent de la durée des contrats temporaires. Les résultats ainsi obtenus vont dans le sens de l'hypothèse d'emploi temporaire comme tremplins en tout début de carrière. L'impact du passage par l'emploi temporaire plus tard n'est par contre plus aussi clair, la probabilité d'accès à l'emploi stable 5 ans après la sortie des études diminuant à mesure que l'individu persiste dans l'emploi temporaire.

Plus complets, les modèles *multi-états multi-épisodes*, qui modélisent simultanément durées des épisodes et transitions entre états, permettent théoriquement de mieux prendre en compte cette dynamique. C'est cette approche que nous utilisons ici, comme Bonnal, Fougere, et Serandon

(1997). Le prix à payer pour ces modèles est que leur complexité les rend très lourds à estimer, ce qui explique qu'ils ont été peu mobilisés jusqu'à la mise à disposition récente de capacités de calculs nettement plus puissantes. Sur les dernières années, plusieurs travaux ont utilisé ce type de modélisation : citons ainsi Zijl, van den Berg, et Heyma (2004) pour la Suède, Garcia-Perez et Bullon (2007) pour l'Espagne, Verhofstadt et Goebel (2008) pour l'Australie et Doiron et Gørgens (2008) et Cockx et Picchio (2009) pour la Belgique. Cockx et Picchio (2009) concluent, en accord avec Doiron et Gørgens (2008), que les passages passés par le chômage et l'emploi affectent les trajectoires futures sur le marché du travail. Les dépendances de durées passées semblent par contre jouer pour les jeunes Belges en difficulté, mais pas pour les jeunes Australiens. Sur des données italiennes, Gagliarducci (2005) est le premier à mettre en évidence des phénomènes non linéaires dans le temps : la probabilité qu'un emploi temporaire soit transformé en CDI est très importante au début, mais s'atténue rapidement (ce qu'on peut interpréter comme un usage de certains CDD comme des périodes d'essai). Les personnes qui occupent des contrats temporaires à répétition, surtout lorsqu'ils s'accompagnent d'interruptions d'emploi, ont une probabilité plus faible de trouver un emploi stable. Befy, Coudin, et Rathelot (2008) se concentrent sur ce possible enfermement dans les trajectoires précaires pour les publics plus âgés que ceux qui nous intéressent ici. Ils estiment pour cela un modèle qui repose sur un mélange de chaînes de Markov, et distinguent les individus confinés entre l'emploi instable et le non-emploi de ceux qui peuvent accéder à un emploi stable.

2 Les données

Nous utilisons pour cette étude l'enquête *Formation et Qualification Professionnelle* de 2003. Cette enquête conduite par l'INSEE fournit des données détaillées sur la formation scolaire, post-scolaire et continue, ainsi que sur le parcours professionnel des personnes interrogées. En plus des informations sur la situation professionnelle au moment de l'enquête et cinq ans auparavant, l'enquête de 2003 comporte un calendrier professionnel dans lequel sont reportés tous les changements de situation professionnelle survenus entre mai 1998 et mai 2003. Ce calendrier mensuel, qui ne figurait pas dans les précédentes enquêtes FQP, est un outil précieux pour étudier les transitions sur le marché du travail. Il décrit notamment les emplois occupés, les types de contrats signés, les dates et circonstances de début et de fin des épisodes d'emploi. Pour ce qui est des revenus, seuls les salaires perçus en 2002 sont reportés. Compte tenu des informations disponibles dans l'enquête, nous pouvons reconstituer les transitions sur le marché du travail entre mai 1998 et mai 2003. Nous nous reposons sur le type de contrat pour définir la nature temporaire ou stable de l'emploi. Nous utilisons également la durée des contrats et les transitions entre les différents types d'emploi pour préciser la qualité d'insertion professionnelle.

La situation professionnelle en mai 1998 et mai 2003 est renseignée à un niveau détaillé. On connaît notamment la nature du contrat occupé à chacune de ces deux dates, le secteur d'activité, la taille de l'entreprise ou encore le temps de travail au cas où l'individu est en emploi. En revanche, pour les autres périodes du calendrier, s'il est possible de distinguer les CDI des CDD et missions intérim, les emplois aidés ne peuvent être différenciés des autres emplois temporaires. Les emplois aidés sont en général très mal repérés dans les enquêtes ménages², et il aurait sans doute été

²Sans doute parce que certains d'entre eux consistent essentiellement en des aides fiscales pour les employeurs, dont les salariés concernés ne sont pas toujours conscients. Par exemple, Givord (2006) montrait pour une autre enquête auprès des ménages, l'enquête Emploi de mars 2002, qu'elle ne permettait de repérer moins de 20 % des emplois aidés du secteur marchand comptabilisés sur la même période que par des sources administratives.

illusoire de tenter de les détailler dans un calendrier rétrospectif. De même, ne sont pas disponibles les secteurs d'activité des entreprises fréquentées entre mai 1998 et mai 2003, ou leur appartenance au secteur public ou privé. Les alternances d'emploi très courts et de chômage sont décrites sans plus de détail dans l'enquête, et les passages de chômage à inactivité et vice-versa ne sont pas repérables. On sait si à l'issue d'un emploi l'individu entre au chômage ou devient inactif, mais on ne sait pas s'il reste dans cet état jusqu'à ce qu'il retrouve un emploi. Ce manque de précision renvoie au problème plus général des effets de mémoire dans les enquêtes rétrospectives, qui peuvent peser sur la qualité des données obtenues. Il est probable que les emplois les plus anciens ou que les petits emplois courts sont moins décrits. Si notre exploitation du calendrier nous laisse penser que les données collectées sont assez précises, il subsiste un risque que nos résultats minorent certaines transitions.

Un atout de l'enquête de 2003 est la taille conséquente de son échantillon (près de 40 000 répondants). Ceci nous permet de nous limiter à une sous-population homogène, les personnes en début de vie active. Plus précisément, nous nous concentrons sur les personnes ayant de un à six ans d'ancienneté au début de la période d'observation (mai 1998) et qui ont donc terminé leurs études initiales entre 1993 et 1997³. Une sélection plus drastique aurait consisté à se limiter aux seuls sortants du système éducatif. Cela réduisait cependant très nettement la taille de notre échantillon (qui ne serait plus que de 500 individus), au risque de peser sur la qualité de nos estimations. Par ailleurs, s'intéresser à un échantillon plus large permet de mesurer les effets sur plus long terme de l'insertion. Lopez (2004) montre ainsi à partir de l'enquête Génération 98 du Céreq la longueur des processus d'insertion.

Des restrictions supplémentaires sont faites sur notre échantillon de base. Nous retirons ainsi les personnes de plus de 40 ans (0,8 % des 3 452 individus ayant 1 à 6 ans d'expérience professionnelle en 1998), les militaires (3,9 % de l'échantillon de base), les individus qui se déclarent en contrat d'apprentissage ou aides familiales en 1998 ou 2003 (respectivement 1,6 % et 0,5 % de l'échantillon de base). Nous excluons également les individus qui ont commencé à travailler avant la fin de leur formation initiale (9,9 % de l'échantillon initial), cette restriction étant nécessaire pour que notre mesure d'expérience professionnelle, définie classiquement comme étant le nombre d'année écoulées depuis la sortie des études, ait un sens. Nous excluons enfin les individus pour lesquels les situations en début ou fin du calendrier sont manquantes, qui n'ont pas rempli le calendrier sans raison apparente (4,6 % de notre échantillon initial ont connu au moins un changement de situation entre 1998 et 2003 mais ne renseignent pas le calendrier) ou pour lesquels le calendrier recèle des incohérences (près de 7 % reportent des dates de transitions incohérentes entre elles).

Au final, l'échantillon utilisé contient 2 852 individus. L'âge moyen en 2003 est un peu supérieur à 29 ans (tableau 1). Plus de la moitié de notre échantillon a un diplôme de niveau supérieur ou égal au baccalauréat. Rappelons que nous conservons les personnes ayant entre un et six ans d'ancienneté en 1998, les proportions aux différentes durées d'expérience professionnelle sont presque identiques. Plus de la moitié de l'échantillon a changé de situation professionnelle au moins une fois entre mai 1998 et mai 2003. La majorité de l'échantillon occupe en emploi stable dès mai 1998.

³Nous ne conservons pas les jeunes qui ont moins d'un an d'ancienneté sur le marché du travail, ces débuts de carrières pouvant être très particuliers (contraintes de service national, stages de fin d'études...)

TAB. 1 – Composition de l'échantillon (en %)

	Echantillon total	Selon la situation de mai 1998 :			
		Chômage	Inactivité	Emploi précaire	Emploi stable
Nombre d'observations	2 852	320	400	647	1485
% de l'échantillon	100	11,2	14,0	22,7	52,1
% Femmes	54,6	59,4	73,5	53,3	49
% Français	95,7	96,6	86,8	97,8	96,9
Age moyen	29,3	28,2	28,1	28,7	30,1
Diplôme (en %)					
Aucun ou CEP	11,9	23,4	24,8	11,1	6,3
BEPC seul	5	9,7	5,5	6	3,4
CAP, BEP ou équivalent	17,3	18,1	17,8	22,1	14,9
Bac, brevet prof. ou équivalent	23,7	22,8	21	26,7	23,2
Bac + 2 ans	19,5	11,6	10,5	15,8	25,3
Diplôme supérieur	22,6	14,4	20,5	18,2	26,8
Nombre d'années d'expérience en 1998 (en %)					
1	16,7	24,1	24,8	21,3	10,9
2	19,2	18,4	20	23,5	17,4
3	21,3	19,7	19	21,9	22
4	22,5	22,2	18,5	19,2	25,1
5	20,3	15,6	17,8	14,1	24,7
Nombre d'épisodes entre mai 1998 et mai 2003 (en %)					
1	44,7	10,6	25,5	10,8	72,1
2	14,1	28,1	25,5	22,6	4,2
3 et plus	41,2	61,3	49	66,6	23,7
Situation en mai 2003 (en %)					
Chômage	8,8	29,7	9,5	9,4	3,9
Inactivité	8,8	7,2	38,5	5,1	2,7
Emploi précaire	10,8	15,3	10	22,4	5
Emploi stable	71,6	47,8	42	63,1	88,4

Champ : Individus ayant moins de 10 ans d'expérience professionnelle en mai 2003.

Nombre d'observations : 2 852.

Source : FQP 2003 (INSEE).

3 Description de l'échantillon

3.1 La situation de mai 2003 selon la situation 5 ans auparavant

La répartition entre emploi stable, emploi temporaire, chômage et inactivité en 2003 présente des différences notables avec celle de 1998 (Tableau 1). Alors que la proportion de chômeurs est semblable en 1998 et 2003, quoique légèrement plus faible en 2003, la part des individus en emploi stable augmente de près de 20 points au détriment de celles des inactifs ou employés en contrat temporaire qui diminuent de 5 et 12 points respectivement. Pour comprendre ces évolutions, nous regardons les transitions à 5 ans conditionnellement à la situation en 1998 (dernière partie du Tableau 1). Il apparaît que près des deux tiers des personnes au chômage en mai 1998 occupent un emploi cinq ans plus tard, 15 % occupant un emploi court et 48 % ayant un emploi de type stable. Le taux brut d'accès à l'emploi au bout de 5 ans est nettement plus élevé parmi ceux qui étaient en emploi temporaire en 1998 : trois sur cinq ont trouvé un emploi stable ; une sur cinq occupe encore un emploi temporaire en 2003 et une sur cinq est au chômage ou inactive. Enfin, les emplois en CDI se révèlent de fait les meilleurs gages d'insertion puisque 84 % occupent toujours un emploi de ce type au bout de cinq ans. On remarque donc que les personnes en emploi, même temporaire, en début de carrière sont plus souvent en emploi stable 5 ans après que les chômeurs.

Les chômeurs et occupants d'emploi temporaires en début de carrière sont différents en termes de caractéristiques observées (Tableau 1) : les individus en emploi court en mai 1998 sont plus diplômés, plus souvent des hommes et sont depuis plus longtemps sur le marché du travail que les chômeurs de 1998. Il est aussi probable que les populations de chaque état diffèrent dans des dimensions inobservables. Ces différences de caractéristiques pourraient à elles seules expliquer les différences observées à l'horizon de 5 ans. Il importe donc de contrôler de ces effets de compositions pour identifier l'impact du passé professionnel sur l'insertion.

3.2 Le processus d'insertion sur 5 ans

Au-delà de l'état finalement occupé en 2003, la continuité des épisodes d'emploi et la persistance des épisodes de chômage sont deux indicateurs importants de la qualité de l'insertion professionnelle des jeunes. Il existe une grande diversité des trajectoires sur 5 ans au sein de la population étudiée. Les hommes ont des trajectoires plus stables et restent en moyenne plus longtemps en emploi stable que les femmes : près de la moitié des hommes ne changent pas de situation professionnelle sur les 5 ans, alors que 44 % des femmes ont connu au moins 2 transitions sur le marché du travail. Le nombre d'épisodes sur 5 ans décroît avec l'ancienneté sur le marché du travail en 1998. Plus la personne était expérimentée en 1998, et plus la part du temps passé en moyenne en emploi stable augmente tandis que celle passée en emploi temporaire diminue. Ce fait stylisé est cohérent avec un schéma d'insertion progressif, décrit par exemple par Lopez (2004). Il en est de même pour le niveau de diplôme, même si l'effet n'est pas linéaire. Plus de la moitié des individus de niveau supérieur au baccalauréat sont restés dans le même état entre mai 1998 et mai 2003, tandis que 62 % des détenteurs d'un BEPC ont subi au moins 2 transitions sur le marché du travail. Enfin, près des 4/5 des individus en emploi stable en 1998 le sont restés sur les 5 ans. Les personnes en emploi courts en 1998 semblent légèrement plus mobiles que celles qui étaient au chômage à la même date : les 2/3 des occupants d'emploi temporaire ont changé au moins 2 fois de situation professionnelle, contre 60 % des chômeurs de 1998. Si les chômeurs et salariés en emploi temporaire en 1998 ont passé en moyenne chacun 1/3 des 60 mois d'observation en emploi stable, les premiers sont restés en moyenne plus longtemps au chômage que les seconds sur l'ensemble de la période.

TAB. 2 – Résumé des trajectoires individuelles sur 5 ans

	Nombres d'épisodes			Nombre de mois en		
	1	2	3 ou plus	Emploi temporaire	Emploi stable	Non emploi
Hommes	48,5	14,3	37,3	10,8	42,2	7,1
Femmes	41,6	13,9	44,5	10,8	34,4	14,9
Nombre d'années d'expérience en 1998						
1	27,9	17,2	54,8	15	32	13,1
2	39,7	17,1	43,2	12,2	37	10,9
3	47	12,5	40,5	10,2	38,5	11,4
4	49,8	13,4	36,8	9,5	39,7	10,8
5	55,4	10,9	33,7	7,9	41,3	10,9
Diplôme						
Aucun ou CEP	37,2	13	49,9	12,2	21,6	26,3
BEPC seul	24,5	13,3	62,2	16	26,3	18
CAP, BEP ou éq.	34	13,4	52,6	13,4	34	12,7
Bac, brevet prof. ou éq.	41,3	14,8	43,9	11,9	37,9	10,2
Bac + 2 ans	58,3	11,7	30	7,8	47,2	5
Diplôme supérieur	53,3	16,6	30,1	8,2	44,3	7,6
Situation en mai 1998						
Chômage	10,6	28,1	61,3	13,1	21,8	25,3
Inactivité	25,5	25,5	49	8,6	15,1	36,4
Emploi stable	72,1	4,2	23,7	2,8	54,3	2,9
Emploi temporaire	10,8	22,6	66,6	29,2	22,7	8,3

Champ : Individus ayant moins de 10 ans d'expérience professionnelle en mai 2003.

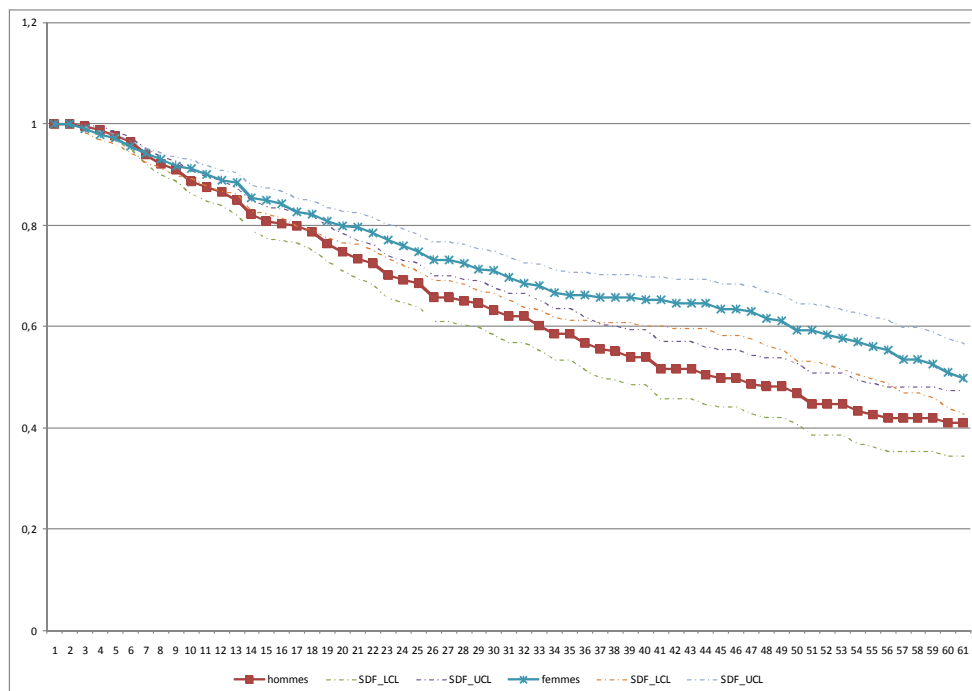
Nombre d'observations : 2 852.

Source : FQP 2003 (INSEE).

L'analyse descriptive des durées des épisodes montre des disparités selon les caractéristiques observables. Par exemple, quand ils occupent un emploi temporaire, les hommes connaissent plus rapidement que les femmes une transition vers un emploi stable (Graphique 1). C'est également vrai lorsqu'ils ne sont pas dans l'emploi, mais les différences sont dans ce cas plus faibles et moins significatives (Graphique 2). Ce résultat n'était pas totalement évident dans la mesure où les femmes sont plus souvent, par choix ou par contrainte, dans l'inactivité, pour laquelle on peut s'attendre à moins de sortie vers l'emploi.

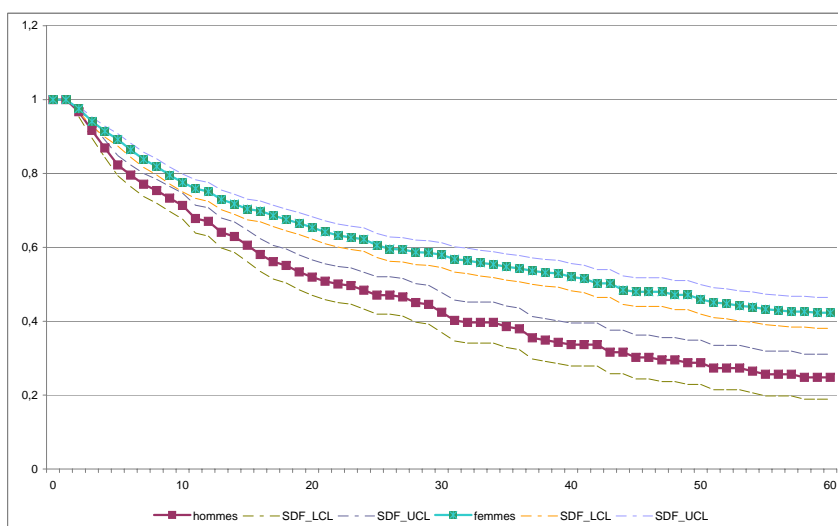
Pour mettre en évidence la corrélation entre la trajectoire passée et l'accès à l'emploi stable, nous présentons également les durées des épisodes d'emploi temporaire et de chômage, avant de connaître une transition vers l'emploi stable, *selon l'état occupé à l'épisode précédent*. Il s'agit de capter d'éventuels effets sur le long terme de la trajectoire passée. On observe que les personnes sans emploi accèdent plus vite à un emploi stable lorsqu'elles occupaient précédemment un emploi stable plutôt qu'un emploi temporaire (Graphique 3). De même, les transitions entre emploi temporaire et emploi stable sont plus rapides lorsqu'on occupait précédemment un emploi stable plutôt que temporaire, ou un emploi temporaire plutôt qu'être au non emploi (Graphique 4). Ces différences ne sont que faiblement significatives. En tout état de cause, il n'est pas possible d'en conclure à ce stade que ces effets ne soient pas liés à des composantes inobservées : les personnes qui occupaient des emplois moins insérés dans le passé peuvent avoir des caractéristiques inobservables qui rendent également moins probable l'accès à un emploi stable dans le futur. Il reste donc à déterminer ce qui relève vraiment de la dépendance d'état (*i.e.* les effets durables de la trajectoire passée) de ces effets de composition. Pour cela, nous utilisons comme décrit plus haut un modèle multi-états multi-épisodes.

FIG. 1 – Estimateur de Kaplan-Meier de la durée en emploi temporaire avant une transition vers un emploi stable (par sexe)



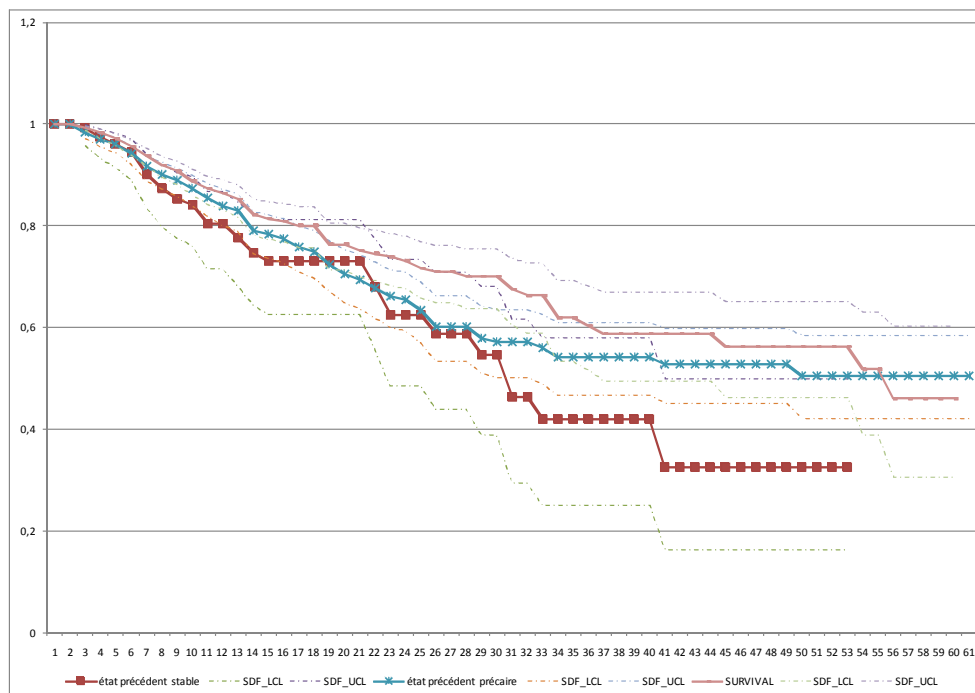
Test du log-rank d'égalité des fonctions de survie dans l'emploi temporaire : par sexe $\chi^2(1) = 6,6$

FIG. 2 – Estimateur de Kaplan-Meier de la durée hors emploi avant une transition vers un emploi stable (par sexe)



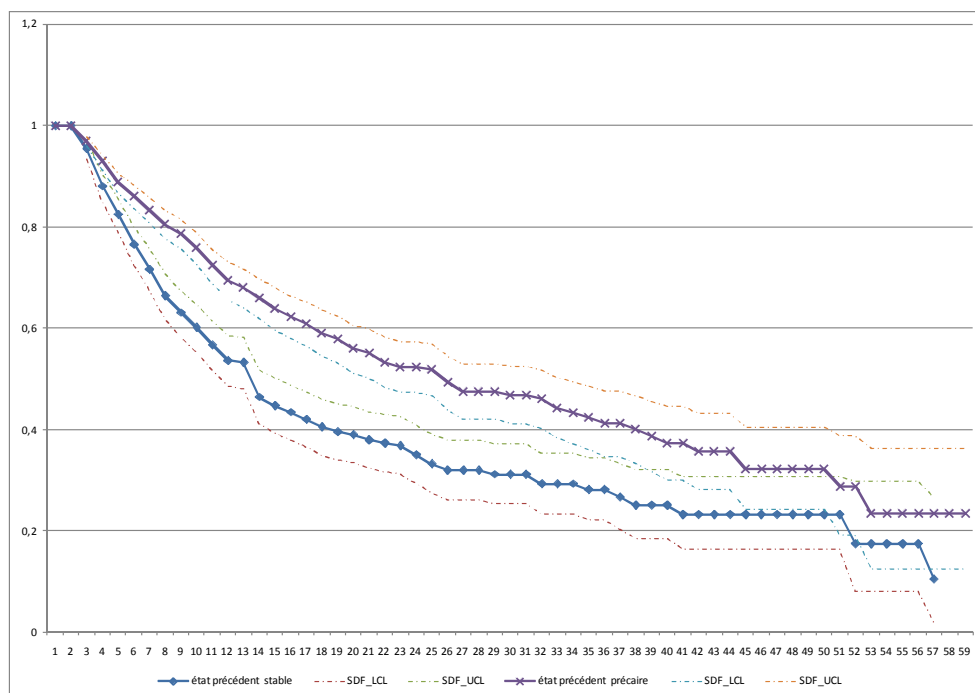
Test du log-rank d'égalité des fonctions de survie au chômage ; par sexe $\chi^2(1) = 1,9$

FIG. 3 – Estimateur de Kaplan-Meier de la durée en emploi temporaire avant une transition vers un emploi stable (selon l'état occupé précédemment)



Test du log-rank d'égalité des fonctions de survie dans l'emploi temporaire : par situation précédente $\chi^2(1) = 37,8$

FIG. 4 – Estimateur de Kaplan-Meier de la durée hors emploi avant une transition vers un emploi stable (selon l'état occupé précédemment)



Test du log-rank d'égalité des fonctions de survie au chômage ; par situation précédente $\chi^2(2) = 7,7$

4 Une modélisation simultanée des durées et des transitions

Pour estimer la dépendance d'état, nous utilisons un modèle de hasard à plusieurs périodes avec plusieurs états et risques concurrents. Un individu en emploi temporaire peut en sortir pour entrer au chômage ou pour occuper un emploi qui est de type temporaire ou stable. L'obtention d'un emploi peut prendre plus ou moins de temps et il peut être plus ou moins aisé de trouver un emploi stable qu'un emploi court selon les caractéristiques individuelles. En particulier, avoir déjà connu plusieurs épisodes de chômage, être resté longtemps au chômage, le niveau de diplôme et le temps passé dans l'emploi temporaire peuvent affecter simultanément la probabilité d'accès à l'emploi stable à partir d'un emploi temporaire. Comme nous le détaillons formellement en annexe, les modèles à risques concurrents prennent en compte cette multiplicité d'issues possibles et le fait que de nombreux éléments viennent déterminer la probabilité de sortie vers un état plutôt qu'un autre.

En prenant un modèle à risques proportionnels mixtes ((Lancaster 1990);(Van den Berg 2001)), nous pouvons dissocier l'effet des caractéristiques individuelles observées et inobservées de l'individu de la dépendance temporelle (la probabilité de sortie d'un état varie en fonction du temps déjà passé dans cet état) et de la dépendance d'état (la probabilité d'accéder à l'emploi stable est plus ou moins grande selon si l'on est en emploi temporaire ou au chômage). Il est également possible d'isoler l'effet des dépendances passées sur les probabilités instantanées d'entrer dans un nouvel état ((Heckman et Borjas 1980); (Lollivier 2000), (HORNY et PICCHIO 2009)). C'est par le biais des covariables que nous tenons compte du possible impact du passé sur les transitions professionnelles.

De toute évidence, la mesure de la dépendance d'état, courante ou passée, peut être fallacieuse. Considérons par exemple un jeune entrant sur le marché du travail qui a une certaine motivation qui le conduit à accepter un emploi court plutôt que de rester au chômage. Cette motivation peut par ailleurs lui permettre d'obtenir une conversion du contrat court en emploi permanent et de le garder durablement. Ignorer la sélection sur inobservables conduirait à surestimer l'impact du passé professionnel, puisque l'on attribuerait entièrement au passage par l'emploi temporaire une stabilité en emploi plus grande, ce qui serait erroné. Nos données nous fournissent pour une même personne les différents épisodes de sa trajectoire professionnelle. Ceci permet théoriquement de modéliser une partie de l'hétérogénéité inobservée, et donc d'estimer l'effet réel de ces dépendances d'états.

Nos données étant mensuelles, nous estimons les probabilités mensuelles de transitions. Bien que nos données soient discrètes, nous traitons les durées comme les réalisations d'un processus en temps continu à l'instar de (?). Nous nous intéressons ici aux transitions entre (1) emploi stable, (2) emploi temporaire et (3) "non emploi" (Tableau 3). Nous n'observons pas les transitions entre chômage et inactivité, aussi nous agrégeons chômage et inactivité dans "non emploi". Du fait de cette agrégation, et suivant les conclusions de (Havet 2006) qui montre une diversité des parcours selon le genre, nous estimons le modèle séparément pour les hommes et les femmes. Comme nous nous intéressons au processus d'insertion professionnelle, les transitions directes entre emplois stables ne nous intéressent pas. Nous opérons ainsi une modélisation différente des transitions selon le type d'emploi considéré et ne modélisons les successions d'emploi de même type que s'ils sont temporaires. En ce sens, nous estimons la persistance en emplois de type stable, mais conservons la dimension contrat pour les emplois temporaires. Au final, les transitions que nous modélisons sont de l'emploi temporaire vers l'emploi temporaire, l'emploi stable et le non emploi; de l'emploi stable vers l'emploi temporaire et le non emploi; et du non emploi vers l'emploi stable ou temporaire.

Pour mesurer l'impact causal du passage par l'emploi temporaire ou le chômage sur la trajec-

toire future, nous devons tenir compte des effets de compositions observables et inobservables.

Pour contrôler l'hétérogénéité observable, nous incluons dans notre modèle les caractéristiques individuelles étudiées précédemment. Certaines sont stables dans le temps, typiquement la nationalité et le niveau de diplôme, d'autres sont variables, comme l'âge et la situation familiale. Dans ce cas, on considère la valeur de cette caractéristique au début de l'épisode considéré. Pour mesurer les dépendances d'état passées, nous incluons dans l'ensemble des variables explicatives l'épisode précédemment occupé. La dépendance de durée actuelle est captée par les variations du hasard de base. Enfin, pour contrôler la sélection sur inobservables, nous prenons une distribution multivariée pour les termes d'hétérogénéité inobservée et autorisons les termes spécifiques à chaque type de transition à être corrélés.

Nous n'observons la trajectoire professionnelle des individus que cinq ans avant la date d'enquête, soit en mai 1998. Tous les jeunes actifs de notre échantillon n'en sont pas au même point dans leur trajectoire professionnelle à leur entrée dans le calendrier : ils occupent des positions professionnelles différentes, et ce depuis plus ou moins longtemps. Ne pas tenir compte des conditions initiales risque de biaiser les estimations : l'état occupé au début du calendrier est le résultat d'une trajectoire antérieure que l'on n'observe pas et dont les déterminants sont corrélés avec ceux de la trajectoire observée. Pour en tenir compte, la méthode proposée par (Wooldridge 2005) consiste à modéliser la distribution de l'hétérogénéité inobservée conditionnellement à la situation initiale, *i.e.* à ajouter les situations occupées en mai 1998, à la liste des variables explicatives ; on modélise ensuite la densité jointe des épisodes suivants⁴. Ce traitement des conditions initiales implique que nous ne pouvons estimer le modèle que sur les individus qui changent au moins une fois de situation sur le marché du travail sur les 5 ans (56,3 % de notre échantillon). Notons que dans leur très grande majorité (84 %), les personnes qui ne connaissent pas de transition entre 1998 et 2003 sont des personnes qui occupaient déjà un emploi stable en 1998.

TAB. 3 – Matrice des transitions estimées

destination → origine ↓	Emploi temporaire	Emploi stable	Non emploi	Censuré	Total
Emploi temporaire	25,7 (533)	14,3 (297)	46,4 (963)	13,6 (283)	100,0 (2076)
Emploi stable	5,2 (65)	-	20,7 (259)	74,1 (927)	100,0 (1251)
Non emploi	48,4 (852)	30,8 (543)	-	20,8 (366)	100,0 (1761)

Champ : 5 088 épisodes commencés au cours du calendrier.

Source : FQP 2003 (INSEE).

Note de lecture : Fréquences entre parenthèses ;

14,3 % des 2 076 épisodes commençant par un emploi temporaire finissent par un emploi stable ; 13,6 % ne sont pas achevés au moment de l'enquête (ils sont dit censurés).

⁴Il est à noter qu'en reconstruisant tout le processus de transitions de mai 1998 à la date l'échantillonnage en mai 2003, nous résolvons le problème de biais d'échantillonnage en stock qui pèse sur les épisodes en cours en mai 2003.

5 Résultats

Le modèle économétrique multi-états multi-épisodes nous permet de décrire l'impact des caractéristiques observables des personnes et de la dépendance de durée. Nous introduisons également une modélisation de l'hétérogénéité inobservée, comme détaillé dans l'encadré. Les résultats descriptifs suggèrent que les trajectoires professionnelles des hommes et des femmes peuvent être différentes. Aussi, nous avons procédé à des estimations séparées par genre.

Nous avons retenu pour l'analyse la plupart des caractéristiques disponibles qui peuvent affecter les intensités de transition d'un état à un autre : outre l'âge et le diplôme, nous introduisons également la nationalité (française ou pas), ainsi que la présence de jeunes enfants (moins de trois ans) dans le ménage au début de l'épisode⁵. C'est sur cette dernière dimension que les contrastes sont les plus marqués entre hommes et femmes (Tableaux 4 et 5). La présence de jeunes enfants fragilise la situation professionnelle des jeunes femmes. Les transitions entre emploi temporaire et emploi stable sont ainsi considérablement diminuées, alors que toutes les transitions vers le non-emploi sont plus probables (traduisant très certainement des départs vers l'inactivité). De manière plus surprenante, la présence de jeunes enfants coïncide avec une situation plus favorable pour les hommes : des transitions de l'emploi temporaire à l'emploi stable plus fréquentes, et des transitions vers le non-emploi moins probables⁶.

L'impact du diplôme sur les transitions est également intéressant. Conformément à l'intuition, avoir un diplôme élevé diminue les risques de perte d'emploi stable, et augmente les probabilités de retour à l'emploi quand on en est privé. Le diplôme protège avant tout du risque de non-emploi et importe peu dans les transitions de l'emploi stable vers l'emploi temporaire. On n'observe pas d'effet significatif du diplôme sur les probabilités d'accès à l'emploi stable pour les salariés en emploi temporaire, à une exception notable : pour les femmes, les probabilités d'accéder à un emploi stable augmentent avec le diplôme, alors que cette dimension n'a aucune incidence pour les hommes. Cela peut s'expliquer par le fait que les hommes occupent plus souvent des emplois d'intérim parmi les emplois temporaires, quand les femmes occupent plutôt des CDD. Ces types d'emploi sont parfois utilisés comme période d'essai, et ce profil traduirait en partie le fait que les plus diplômées aient plus de chance de voir convertir leur emploi dans ce cas⁷.

⁵Le statut marital n'est pas inclus du fait de la difficulté rencontrée pour reconstituer son évolution au cours de la période.

⁶Ces résultats peuvent évidemment être liés à l'endogénéité possible de cette variable. Dans un modèle traditionnel, des femmes anticipant des difficultés sur le marché du travail pourraient préférer avoir des enfants, tandis que les hommes ne prendraient cette décision que dans des contextes d'amélioration de leur situation professionnelle. Néanmoins, le fait que nous incorporons un terme d'hétérogénéité inobservée dans notre modèle doit théoriquement réduire ce biais.

⁷Une autre explication serait que les employeurs hésiteraient plus à embaucher directement une femme en emploi stable.

TAB. 4 – Transitions entre Emploi Temporaire, Emploi Stable et non-emploi, modèle multi-états multi-épisodes (femmes)

	St Tp	St Ne	Tp St	Tp Tp	Tp Ne	Ne St	Ne Tp
Caractéristiques individuelles							
Age	-0.17** (0.08)	-0.04 (0.03)	-0.04 (0.03)	-0.01 (0.02)	0.02 (0.02)	-0.06** (0.02)	-0.01 (0.02)
Diplôme (réf : aucun)							
Inférieur au bac	-1.10* (0.63)	-0.40* (0.25)	0.28 (0.32)	-0.03 (0.21)	-0.22 (0.15)	0.40** (0.20)	0.16 (0.18)
Niveau bac	-0.60 (0.54)	-0.55** (0.24)	0.69** (0.29)	0.04 (0.20)	-0.23* (0.15)	0.36* (0.20)	0.34** (0.16)
Supérieur au bac	-0.27 (0.58)	-0.97** (0.27)	0.73** (0.32)	0.15 (0.22)	-0.66** (0.17)	1.13** (0.21)	0.06 (0.20)
Enfants ≤ 3 ans	-0.23 (0.56)	0.09 (0.20)	-0.88** (0.33)	-0.29 (0.19)	0.16 (0.13)	-0.40** (0.15)	-0.46** (0.15)
Nationalité française	-0.49 (0.76)	-0.95** (0.29)	0.13 (0.47)	0.96* (0.51)	0.02 (0.26)	0.38 (0.32)	0.13 (0.29)
État Occupé à l'épisode précédent							
non-emploi	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.		
Emploi temporaire	0.64* (0.37)	-0.33 (0.22)	0.42** (0.19)	-0.05 (0.15)	-0.09 (0.12)	-0.18 (0.14)	0.20 (0.13)
Emploi stable			0.52 (0.38)	-0.14 (0.37)	-0.45 (0.35)	ref	ref
Fonction de hasard de base							
0-3 mois	-1.27 (2.14)	-2.38** (1.00)	-4.42** (1.03)	-3.83** (0.82)	-2.37** (0.53)	-3.64** (0.81)	-2.07** (0.63)
3-6 mois	-1.03 (2.14)	-2.28** (1.00)	-4.07** (1.04)	-4.66** (0.83)	-2.01** (0.53)	-3.60** (0.81)	-2.35** (0.63)
6-12 mois	-1.60 (2.13)	-2.39** (0.99)	-4.12** (1.05)	-4.72** (0.83)	-2.25** (0.54)	-3.68** (0.81)	-2.50** (0.64)
12-24 mois	-2.02 (2.12)	-2.30** (0.98)	-4.42** (1.05)	-5.14** (0.84)	-2.61** (0.55)	-4.19** (0.81)	-2.98** (0.65)
24-36 mois	-1.71 (2.11)	-2.14** (0.97)	-4.39** (1.08)	-5.75** (0.92)	-2.74** (0.57)	-4.50** (0.84)	-2.64** (0.67)
+ 36 mois	-2.42 (2.17)	-2.52** (0.98)	-5.72** (1.25)	-5.09** (0.89)	-3.49** (0.65)	-4.00** (0.85)	-3.11** (0.75)
Condition initiale (ref : non-emploi)							
Emploi stable	0.98** (0.44)	0.45** (0.20)	0.19 (0.23)	-0.03 (0.19)	-0.11 (0.14)	0.77** (0.17)	-0.01 (0.16)
Emploi temporaire	0.24 (0.42)	-0.39** (0.20)	-0.19 (0.19)	0.03 (0.14)	-0.37** (0.12)	0.34** (0.17)	0.42** (0.13)
Hétérogénéité inobservée							
ν	0.12 (1.12)	0.12 (0.56)	0.33 (0.53)	0.25 (0.31)	-0.98** (0.17)	0.90** (0.39)	-1.11** (0.17)

Source : Enquête FQP 2003. Restriction aux 908 femmes sorties de formation initiale entre 1993 et 1997 qui ont au moins un changement d'état entre 1998 et 2003. Nombre d'épisodes utilisés pour l'estimation : 2 819.

Note : St, Tp et Ne représentent respectivement Emploi Stable, Emploi Temporaire et non-emploi ; St|Tp représente par exemple la transition entre Emploi Stable et Emploi Temporaire.

Lecture : Pour chaque transition $j|k$ on estime $h_{jk}^0(t) \exp(X\beta_{jk} + \nu_{jk})$. Les paramètres β_{jk} correspondant à l'effet des caractéristiques observables figurent dans la première partie du tableau, ceux correspondant à la trajectoire passée dans la seconde.

Les hasards de base $h_{jk}^0(t) = \exp\left(\sum_{m=1}^M \alpha_{jk}^m \mathbb{1}(m-1 < t < m)\right)$ estimés sont constants par morceaux. L'hétérogénéité inobservée est prise en compte par le terme ν , qu'il faut ajouter à la spécification précédente pour $\exp(P)/(1 + \exp(P))$ avec $P = -1.65^{**}$, soit 16 %.

TAB. 5 – Transitions entre Emploi Temporaire, Emploi Stable et non-emploi, modèle multi-états multi-épisodes (hommes)

	St Tp	St Ne	Tp St	Tp Tp	Tp Ne	Ne St	Ne Tp
Caractéristiques individuelles							
Age	-0.06 (0.09)	-0.02 (0.05)	-0.01 (0.04)	-0.02 (0.03)	0.05** (0.02)	-0.03 (0.03)	-0.04** (0.02)
Diplôme (réf : aucun)							
Inférieur au bac	-0.43 (0.49)	-0.29 (0.30)	0.11 (0.23)	0.16 (0.16)	-0.08 (0.14)	0.39* (0.21)	0.12 (0.14)
Niveau bac	-0.57 (0.56)	-0.74** (0.35)	0.13 (0.25)	0.07 (0.18)	-0.43** (0.16)	0.49** (0.24)	0.40** (0.17)
Supérieur au bac	-0.89 (0.68)	-0.65* (0.36)	0.30 (0.28)	-0.18 (0.22)	-0.42** (0.18)	0.96** (0.24)	0.21 (0.19)
Enfants ≤ 3 ans	0.48 (0.61)	0.21 (0.43)	0.44* (0.25)	0.11 (0.22)	-0.81** (0.24)	0.30 (0.25)	0.04 (0.24)
Nationalité française	-0.97 (0.67)	-0.16 (0.48)	0.47 (0.43)	0.14 (0.31)	-0.16 (0.25)	0.07 (0.28)	0.61** (0.27)
État Occupé à l'épisode précédent							
non-emploi	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.		
Emploi temporaire	0.72* (0.42)	0.13 (0.25)	0.34* (0.18)	0.17 (0.13)	-0.20* (0.12)	-0.23 (0.16)	0.29** (0.12)
Emploi stable			0.54 (0.44)	-0.16 (0.44)	-0.34 (0.44)	ref	ref
Fonction de hasard de base							
0-3 mois	-0.95 (2.49)	-2.40 (2.54)	-4.88** (1.16)	-6.46** (0.63)	-2.11** (0.65)	-3.66** (1.25)	-1.73** (0.62)
3-6 mois	-0.81 (2.46)	-1.41 (2.54)	-3.98** (1.16)	-6.82** (0.63)	-1.86** (0.65)	-3.66** (1.25)	-1.90** (0.63)
6-12 mois	-0.76 (2.43)	-2.17 (2.59)	-3.97** (1.16)	-7.06** (0.64)	-2.14** (0.65)	-3.71** (1.26)	-2.02** (0.63)
12-24 mois	-0.76 (2.38)	-1.65 (2.58)	-4.08** (1.16)	-7.69** (0.65)	-2.78** (0.66)	-3.71** (1.27)	-2.67** (0.66)
24-36 mois	-1.90 (2.43)	-2.33 (2.57)	-4.56** (1.18)	-8.16** (0.70)	-2.58** (0.66)	-4.15** (1.39)	-2.67** (0.74)
+ 36 mois	-1.14 (2.36)	-2.33 (2.56)	-4.61** (1.22)	-7.54** (0.70)	-3.02** (0.71)	-4.40** (1.62)	-3.95** (1.18)
Condition initiale (ref : non-emploi)							
Emploi stable	-0.45 (0.58)	0.45 (0.32)	0.61** (0.22)	-0.04 (0.19)	-0.46** (0.17)	0.85** (0.23)	-0.22 (0.17)
Emploi temporaire	-0.44 (0.44)	-0.00 (0.28)	0.01 (0.20)	0.10 (0.14)	-0.08 (0.12)	0.36* (0.22)	0.33** (0.13)
Hétérogénéité inobservée							
ν	-2.65** (0.85)	-2.24 (1.72)	-0.53 (0.66)	3.64** (0.87)	-1.57** (0.26)	0.61 (1.03)	-0.51 (0.35)

Source : Enquête FQP 2003. Restriction aux 668 hommes sortis de formation initiale entre 1993 et 1997 qui ont au moins un changement d'état entre 1998 et 2003. Nombre d'épisodes utilisés pour l'estimation : 2269.

Note : St, Tp et Ne représentent respectivement Emploi Stable, Emploi Temporaire et non-emploi ; St|Tp représente par exemple la transition entre Emploi Stable et Emploi Temporaire.

Lecture : Pour chaque transition $j|k$ on estime $h_{jk}^0(t) \exp(X\beta_{jk} + \nu_{jk})$. Les paramètres β_{jk} correspondant à l'effet des caractéristiques observables figurent dans la première partie du tableau, ceux correspondant à la trajectoire passée dans la seconde.

Les hasards de base $h_{jk}^0(t) = \exp\left(\sum_{m=1}^M \alpha_{jk}^m \mathbb{1}(m-1 < t < m)\right)$ sont constants par morceaux. L'hétérogénéité inobservée est prise en compte par le terme ν , qu'il faut ajouter à la spécification précédente pour $\exp(P)/(1 + \exp(P))$ avec $P = -4.16^{**}$,
(0.94)

soit 1.5 %.

Les fonctions de hasard de base mesurent la dépendance de durée : plus précisément, il s'agit de savoir si le fait d'observer telle ou telle transition augmente ou diminue avec le temps passé dans un état. La modélisation d'un hasard constant par morceaux permet d'estimer de manière souple cette dépendance et de mettre en évidence d'éventuels effets non linéaires. De fait, les résultats présentent des profils peu réguliers (Graphiques 5 et 6), ce qui justifie *a posteriori* cette approche peu paramétrique.

Pour les salariés occupant un emploi temporaire, les intensités de transition vers l'emploi stable sont nettement plus faibles que celles vers le non-emploi. Les transitions vers le non-emploi sont maximales entre trois et six mois. Les transitions vers l'emploi stable sont faibles les trois premiers mois, plus élevées pendant la première année, puis décroissent à nouveau. À l'inverse, les intensités de transition d'emploi temporaire à emploi temporaire sont particulièrement fortes en début de période, mais décroissent plus vite.

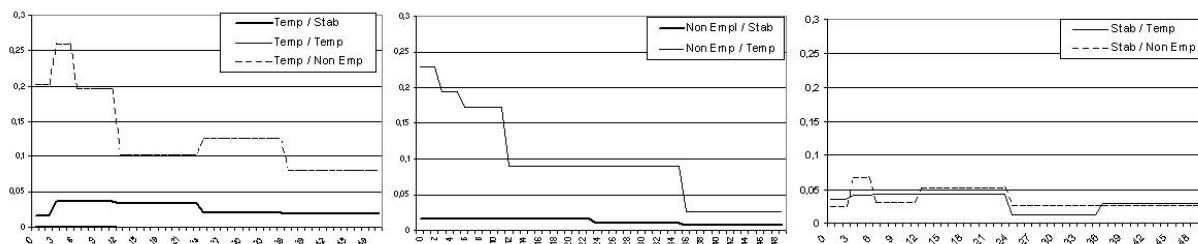
Ces profils peuvent s'expliquer par la nature des emplois concernés. Les emplois temporaires sont parfois utilisés comme des périodes d'essai avant une embauche stable. Il est peu probable qu'elle arrive dans les trois premiers mois, est plus probable avec le temps, mais devient de moins en moins probable à mesure que l'individu persiste en emploi temporaire. Rappelons aussi que les emplois temporaires regroupent des types de contrats très différents, en particulier en terme d'usages (par les entreprises) et de durées. Sont donc mélangés des emplois de très courte durée, présentant plutôt des risques de rupture élevés, mais avec une forte probabilité de retrouver un tel type d'emploi (ce qui correspond sans doute à des emplois intérimaires). Si les emplois d'intérim se comptent plutôt en semaines, les emplois en CDD se comptent plutôt en mois⁸... Il est donc peu surprenant que la probabilité de connaître une perte d'emploi augmente plutôt après trois mois (ce qui peut correspondre à la fin de tels emplois). Il faut cependant souligner que bien que les coefficients soient élevés, ils sont estimés avec une très faible précision. Il ne faut donc pas sur-interpréter ce profil.

La probabilité de sortir du non-emploi pour un emploi temporaire, diminue rapidement avec le temps déjà passé hors de l'emploi, mais est très faible pour les transitions vers l'emploi stable : ceci confirme que tant le chômage que l'inactivité seraient des "trappes", dont il s'avère difficile de sortir. Les intensités de transition de l'emploi stable vers un autre emploi sont très faibles (l'ordre de grandeur est plus de 5 fois inférieur à ce qu'on observe pour les transitions venant d'autres états). Les intensités de transition vers le non-emploi sont un peu plus élevées entre trois et six mois, ce qui peut correspondre à des périodes d'essai plus ou moins longues. Rappelons que nous ne modélisons pas par souci de simplicité les transitions d'emploi stable à emploi stable. Ce résultat ne signifie donc pas forcément que les personnes qui occupent ces emplois demeurent sur le même poste, mais seulement qu'ils ne transitent pas par le non-emploi ou des emplois temporaires entre deux emplois stables.

Pour tenir compte des phénomènes de dépendances plus complexes dans la trajectoire passée, nous introduisons également des termes mesurant l'état *précédent* (Tableaux 4 et 5). Le message est ambigu. Le fait d'avoir déjà occupé un emploi temporaire à l'état initial augmente les risques de connaître une transition de l'emploi stable vers l'emploi temporaire, par rapport aux personnes qui étaient sans emploi à l'état précédent. Avoir occupé un emploi temporaire plutôt que stable à la période précédente augmente également les intensités de transition entre non-emploi et emploi temporaire. En revanche, les intensités de transition entre emploi temporaire et emploi stable sont également plus fortes dans ce cas, tandis que les intensités de transitions entre emploi temporaire

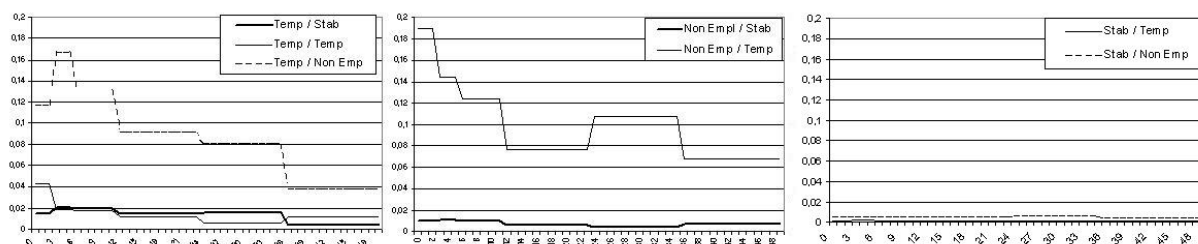
⁸À partir de l'enquête Emploi, nous observons dans Givord et Wilner (2009) que les CDD à temps plein du secteur privé durent en moyenne six mois

FIG. 5 – Taux de hasard prédit (hommes)



Taux de hasard mensuel prédit par le modèle (tableau 5), pour des personnes de 26 ans sans enfant, ayant un diplôme niveau bac, sans emploi en 1998, ayant occupé un emploi temporaire à l'épisode précédent.

FIG. 6 – Taux de hasard prédit (hommes)



Taux de hasard mensuel prédit par le modèle (tableau 4), pour des personnes de 26 ans sans enfant, ayant un diplôme niveau bac, sans emploi en 1998, ayant occupé un emploi temporaire à l'épisode précédent.

et non-emploi en sont diminuées. Ces résultats suggèrent que la trajectoire dépend de manière durable des états occupés sur le marché du travail.

Notons que ces résultats sont obtenus en prenant en compte l'hétérogénéité inobservée. Comme détaillé dans l'encadré, celle-ci revient à supposer que la population est composée de plusieurs types, ayant des caractéristiques rendant telles ou telles transitions plus probables. Nous avons ici retenu une partition en deux groupes. Pour les femmes, une partition ressort nettement : on obtient ainsi un groupe de près de 16 %, qui schématiquement semble avoir un attachement plus fort au marché du travail (intensité de transition du non-emploi vers l'emploi stable plus élevée, moindre transition de l'emploi temporaire vers le non-emploi mais également du non-emploi vers l'emploi temporaire). Pour les hommes, la partition ne ressort pas vraiment, puisque l'on n'isole qu'un sous-groupe de taille très réduite (moins de 2 % de la population). Cette population se caractériserait par des transitions plus fréquentes d'emploi temporaire à emploi temporaire, et moins fréquentes d'emploi temporaire à non-emploi.

Conclusion

Dans leur ensemble, ces résultats montrent qu'il est difficile d'apporter des réponses simples pour analyser l'impact des contrats temporaires sur l'insertion. Les estimations montrent que les caractéristiques individuelles ont une influence importante sur les transitions. Elles montrent également que le fait de passer par tel ou tel état du marché du travail peut avoir un effet à long terme sur la trajectoire professionnelle. Le fait de passer par un emploi temporaire en début de carrière peut donc avoir une incidence sur le plus long terme. Néanmoins, si la complexité du modèle utilisé ici permet de rendre compte de celle des mécanismes à l'œuvre, elle constitue également sa limite. Les conditions d'identification de l'ensemble des paramètres correspondant à la trajectoire passées ne sont pas toujours clairement établies (voir pour une discussion Baker et Melino, 2000). Compte tenu de la taille réduite de l'échantillon que nous utilisons, il nous semble cependant difficile d'aller plus loin. Une extension intéressante serait d'utiliser les enquêtes Génération du Cereq.

Annexe : modèle à risques concurrents avec multi-épisodes

Modèle à risques concurrents

Pour chaque individu, on observe sur 60 mois le nombre de transitions opérées sur le marché du travail, les états occupés successivement et le temps passé dans chaque épisode. Pour modéliser cet historique, on définit des processus latents $U_{jk} \in R^+$, où $j = 1, 2, 3$ désigne l'état d'origine, et k un état de destination possible à partir de l'état j : $k \in E(j)$ où $E(j)$ est l'ensemble des états accessibles à partir de j . Les processus ainsi définis correspondent à la durée nécessaire pour sortir de l'état j et entrer dans l'état k . Si l'individu sort de l'état j , la transition effectivement observée correspond à celle pour laquelle la durée latente est la plus courte. Ainsi la durée de l'épisode est donnée par la plus petite des valeurs prises par la variable U_{jk} . Si l'individu est toujours en j à la fin de la période d'observation, le processus est dit censuré. L'information dont on dispose alors est que le temps nécessaire pour atteindre chacun des états $k \in E(j)$ est supérieur au temps observé.

On considère que, quelle que soit la transition jk considérée, les différences observées entre les individus dans la fonction de hasard de u_{jk} , la réalisation de U_{jk} , peuvent être caractérisées par les variables observées X et inobservées ν_{jk} . Notamment, on suppose que, quels que soient $k, k' \in E(j)$, les durées u_{jk} et $u_{jk'}$ sont indépendantes conditionnellement à $X, \nu_{jk}, \nu_{jk'}$.

Notre calendrier nous permet d'observer pour une même personne i ses L_i transitions successives sur le marché du travail. On s'intéresse ici à la distribution jointe des durées conditionnellement aux observables⁹ : $f(u_2, \dots, u_{L_i} | X_i)$. Sous l'hypothèse d'indépendance conditionnelle sur les observables et inobservables, il est possible de décrire la densité jointe conditionnelle comme le produit des densités marginales conditionnelles de chacune des durées u_l (avec $l = 2, \dots, L_i$) intégré sur la distribution des termes inobservables.

Dans un cadre de risques concurrents, les données apportent de l'information sur $\min(u_{jk}, u_{jk'})$ et sur la durée U_{jk} se terminant en premier. Comme ces informations ne sont pas suffisantes pour permettre l'identification du modèle (Lancaster 1990), nous devons imposer une structure sur les hasards. L'intensité de transition vers l'état k après avoir passé une durée u_l dans l'état j est ainsi supposée de type hasard proportionnel mixte. Selon cette spécification, les variables explicatives et l'hétérogénéité inobservable font varier le hasard de base proportionnellement. La fonction de hasard conditionnel du l -ème épisode s'écrit donc

$$h_{jk}(u_l | X_{jk}(\tau_l), \nu_{jk}) = h_{jk}^{(0)}(u_l) \psi [X_{jk}(\tau_l)' \beta_{jk} + \nu_{jk}]$$

où $X_{jk}(\tau_l)$ représentent les caractéristiques observables de l'individu, dont l'état occupé précédemment. Leur valeur est fixée à la date τ_l d'entrée dans l'épisode. ν_{jk} capte l'effet de l'hétérogénéité individuelle inobservée sur la transition de l'état j vers l'état k . On autorise cette hétérogénéité à dépendre de l'état d'origine j et de destination k . Nous supposons cependant que ces caractéristiques individuelles inobservables sont constantes sur l'ensemble de la trajectoire professionnelle. On suppose ainsi par exemple que le passé professionnel n'affecte pas la motivation ou l'attachement au marché du travail. Enfin, $h_{jk}^{(0)}(\cdot)$ est la fonction de hasard de base : elle décrit comment la probabilité de sortie d'un état dépend du temps déjà passé dans cet état et mesure donc la dépendance de durée. On suppose que cette fonction peut dépendre de l'état d'origine j et de l'état d'arrivée k , mais qu'elle ne dépend pas du rang l de l'épisode actuel dans l'histoire des transitions. Cette hypothèse signifie que le passé professionnel ne joue pas sur la dépendance de durée.

⁹Par souci de clarté, on omet les indices j et k

L'identification de ce type de modèle est dite non paramétrique dans la mesure où elle ne repose pas sur des formes fonctionnelles spécifiques de ψ , du hasard de base et de la distribution des termes inobservés. Le fait de disposer de multiples épisodes par individu nous permet d'avoir une identification sous des hypothèses plus faibles que lorsque l'on n'observe qu'une réalisation par individu (voir Abbring et Van den Berg, 2003 pour les conditions précises d'identification du modèle).

Pour la partie spécifique ψ nous prenons classiquement une fonction exponentielle. Pour le hasard de base, plusieurs spécifications peuvent être retenues : aucune n'est *a priori* évidente, et choisir une spécification paramétrique *ad hoc* pour cette fonction peut conduire à des résultats erronés, si la spécification retenue ne correspond pas à la forme réelle de la dépendance de durée. Pour cette raison, nous préférons utiliser une spécification flexible, en approximant la fonction par des hasards de base constants par morceaux (avec des intervalles de 3, 6 puis 12 mois) :

$$h_{jk}^{(0)}(u_l) = \exp\left(\sum_{s=1}^M \alpha_{jk}^s \mathbb{1}(u_l \in [s-1; s])\right)$$

Vraisemblance conditionnelle de l'échantillon

Nous décrivons ici les contributions individuelles à la vraisemblance, conditionnellement à la condition initiale $y_1 = 1, 2, 3$ et à l'hétérogénéité inobservée. Du fait de notre traitement de la condition initiale, seuls les épisodes commencés postérieurement à mai 1998, soient les épisodes 2 à L_i , contribuent à la vraisemblance.

Si le l -ième épisode ($l = 2, \dots, L_i$) n'est pas censuré à droite (c'est-à-dire s'il est terminé à la date de l'enquête en mai 2003) et marque une transition de j vers k , sa contribution à la vraisemblance est la fonction de densité conditionnelle de la durée passée dans l'état j , étant donné que l'individu était dans l'état y_1 en mai 1998, que l'épisode dure u_l mois et se termine avec une transition vers l'état k :

$$f(u_l | y_1, X_{jk}(\tau_l), \nu_{jk}) = h_{jk}(u_l | y_1, X_{jk}(\tau_l), \nu_{jk}) S_j(u_l | y_1, X_{jk}(\tau_l), \nu_{jk})$$

où $S_j(\cdot | \cdot)$ est la fonction de survie conditionnelle de la durée u_l dans l'état j , définie par

$$S_j(u_l | y_1, X_{jk}(\tau_l), \nu_{jk}) = \exp\left(-\sum_{k' \in E(j)} \int_{s=0}^{u_l} h_{jk'}(s | y_1, X_{jk'}(\tau_l), \nu_{jk'}) ds\right)$$

Sa contribution à la vraisemblance est donc la probabilité $h_{jk}(u_l | y_1, X_{jk}(\tau_l), \nu_{jk})$ que l'individu reste au moins u_l mois dans l'état j avant d'entrer dans l'état k , multipliée par la probabilité $S_j(u_l | y_1, X_{jk}(\tau_l), \nu_{jk})$ qu'il n'ait pas connu de transition vers un autre état auparavant (c'est-à-dire que les durées pour sortir de j vers un autre état k soient supérieures à u_l).

Pour les épisodes censurés à la date de l'enquête en mai 2003, la contribution à la fonction de vraisemblance est :

$$f(u_l | y_1, X_{jk}(\tau_l), \nu_{jk}) = S_j(T - \tau_l | y_1, X_{jk}(\tau_l), \nu_{jk})$$

où T la date de fin de l'observation (mai 2003). C'est donc simplement la probabilité que la durée nécessaire pour sortir de l'état j est supérieure à la durée observée $T - \tau_l$.

La contribution conditionnelle d'un individu à la vraisemblance correspond au produit de la vraisemblance conditionnelle de chacun de ses épisodes, sauf le premier. La vraisemblance conditionnelle de l'échantillon est le produit sur tous les individus et s'écrit donc :

$$\mathcal{L}(u_2, \dots, u_{L_i} \mid y_1, X_i, \nu; \Theta) = \prod_{i=1}^n \ell(u_2, \dots, u_{L_i} \mid y_{1i}, X_i, \nu; \Theta)$$

où la contribution individuelle $\ell(u_2, \dots, u_{L_i} \mid y_1, X_i, \nu; \Theta)$ est

$$\ell(u_2, \dots, u_{L_i} \mid y_{1i}, X_i, \nu; \Theta) = \prod_{l=2}^{L_i} \prod_{j=1}^3 \prod_{k \in E(j)} h_{jk}(u_{li} \mid y_{1i}, X_{jki}, \nu_{jk})^{\delta_{jki}^l} S_j(u_{li} \mid y_{1i}, X_{jki}, \nu_{jk})^{\delta_{ji}^l}$$

où $\delta_{jki}^l = \begin{cases} 1 & \text{si l'épisode } l \text{ est une transition de } j \text{ vers } k \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$
 et $\delta_{ji}^l = \sum_{k \in E(j)} \delta_{jki}^l$.

Hétérogénéité inobservée.

Pour obtenir la vraisemblance non conditionnelle aux $(\nu_{jk})_{j,k}$, qui ne sont pas - par définition - observés, il est nécessaire d'intégrer par rapport à la distribution des termes inobservés. Il est souvent d'usage dans la littérature de retenir une distribution discrète à la Heckman-Singer (1984). Cette formulation est *a priori* plus souple qu'une spécification paramétrique *ad hoc* de la distribution de l'hétérogénéité inobservée. Formellement, on suppose que $\nu = (\nu_{12}, \dots, \nu_{32})$ a une distribution discrète définie par les probabilités suivantes, estimées conjointement aux autres paramètres du modèle : $P_m = Pr(\nu = \nu^m = (\nu_{12}^m, \dots, \nu_{32}^m))$ où $0 \leq P_m \leq 1, \forall m = 1, \dots, M$ et $\sum_{m=1}^M P_m = 1$.

Au final, la fonction de vraisemblance non conditionnelle est :

$$\mathcal{L}(u_2, \dots, u_{L_i} \mid y_1, X_i; \Theta) = \prod_{i=1}^n \sum_{m=1}^M P_m \ell(u_2, \dots, u_{L_i} \mid y_1, X_i, \nu^m; \Theta)$$

Références

- AUTOR, D., ET S. HOUSEMAN (2005) : “Do Temporary Help Jobs Improve Labor Market Outcomes for Low-Skilled Workers? Evidence from Random Assignments,” Document de Travail 05-124, W.E. Upjohn Institute for Employment Research.
- BEFFY, M., E. COUDIN, ET R. RATHELOT (2008) : “Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on French labor market transitions,” Documents de Travail de la DESE - Working Papers of the DESE 2008-10, Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques, D3E.
- BONNAL, L., D. FOUGERE, ET A. SERANDON (1997) : “Evaluating the Impact of French Employment Policies on Individual Labour Market Histories,” *Review of Economic Studies*, 64(4), 683–713.
- BOOTH, A.L., M. F., ET J. FRANK (2002) : “Temporary jobs : stepping stones or dead ends?,” *Economic Journal*, 112(480), 189–213.
- CALAVREZO, O. (2008) : “The Effects of Fixed-Term Employment on the Integration of School-leavers on the Labour Market : Evidence from France,” *International Journal for Quality Research*, 1(4).
- CANCÉ, R., ET R. FRÉCHOU (2003) : “Les contrats courts : source d’instabilités mais aussi tremplin vers l’emploi permanent,” *Premières Informations et Premières Synthèses*, 14.1.
- COCKX, B., ET M. PICCHIO (2009) : “Are Short-Lived Jobs Stepping Stones to Long-Lasting Jobs?,” IZA Discussion Papers 4007, Institute for the Study of Labor (IZA).
- DOIRON, D., ET T. GØRGENS (2008) : “State dependence in youth labor market experiences, and the evaluation of policy interventions,” *Journal of Econometrics*, 145(1-2), 81–97.
- FONDEUR, Y., ET C. MINNI (2006) : “L’accès des jeunes à l’emploi,” *Données sociales La société française Edition 2006*.
- GAGLIARDUCCI, S. (2005) : “The dynamics of repeated temporary jobs,” *Labour Economics*, 12(4), 429–448.
- GARCIA-PEREZ, J. I., ET F. M. BULLON (2007) : “Transitions into permanent employment in Spain : an empirical analysis for young workers,” Business Economics Working Papers wb073808, Universidad Carlos III, Departamento de Economía de la Empresa.
- GIVORD, P. (2006) : “Formes particulières d’emploi et insertion des jeunes,” *Economie et Statistique*, 388-389, 129–143.
- GIVORD, P., ET L. WILNER (2009) : “Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l’emploi stable?,” Documents de Travail de la DESE - Working Papers of the DESE 2009-04, Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques, D3E.
- HAVET, N. (2006) : “L’insertion professionnelle des jeunes et mesures publiques : des trajectoires différenciées entre hommes et femmes,” *Annales d’économie et Statistiques*, 81.
- HECKMAN, J., ET G. BORJAS (1980) : “Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence,” *Econometrica*, 47.
- HORNY, G., ET M. PICCHIO (2009) : “Identification of Lagged Duration Dependence in Multiple Spells Competing Risks Models,” Discussion Papers (IRES - Institut de Recherches Economiques et Sociales) 2009001, Université catholique de Louvain, Institut de Recherches Economiques et Sociales (IRES).

- ICHINO, A., F. MEALLI, ET T. NANNICINI (2008) : “From temporary help jobs to permanent employment : what can we learn from matching estimators and their sensitivity?,” *Journal of Applied Econometrics*, 23(3), 305–327.
- LANCASTER, T. (1990) : *The Econometric Analysis of Transition Data*. Cambridge University Press, New York.
- LOLLIVIER, S. (2000) : “Récurrence du chômage dans l’insertion des jeunes : Des trajectoires hétérogènes,” *Économie et Statistique*, 334, 49–63.
- LOPEZ, A. (2004) : “Les modes de stabilisation en emploi en début de vie active,” *Économie et Statistique*, 378-379, 105–128.
- LUTINIER, B. (2007) : “Les mouvements de main-d’oeuvre au troisième trimestre 2006,” *Premières synthèses*, 38(4).
- MAGNAC, T. (2000) : “Subsidised Training and Youth Employment : Distinguishing Unobserved Heterogeneity from State Dependence in Labour Market Histories,” *Economic Journal*, 110(466), 805–37.
- MCGINNITY, F., M.-A., ET S. GUNDERT (2005) : “A Bad Start? Fixed-Term Contracts and the Transition from Education to Work in West Germany,” *European Sociological Review*, 21(4), 359–374.
- VAN DEN BERG, G. (2001) : *Duration models : Specification, Identification and Multiple Durations* vol. 5. Heckman and Leamer.
- VERHOFSTADT, E., ET C. GOEBEL (2008) : “Is Temporary Employment a Stepping Stone for Unemployed School Leavers?,” Document de Travail.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2005) : “Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity,” *Journal of Applied Econometrics*, 20(1), 39–54.
- ZIJL, M., G. J. VAN DEN BERG, ET A. HEYMA (2004) : “Stepping Stones for the Unemployed : The Effect of Temporary Jobs on the Duration until Regular Work,” IZA Discussion Papers 1241, Institute for the Study of Labor (IZA).

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises		Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade		françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicollinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9313	Equipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Métrix (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty : When is there a Value of Waiting ?
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9101	Equipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade : empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation : an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Bis Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Economie et Prévision n°122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKES L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS NON PARU	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURE Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimale du capital : quelques points de repère	G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises	G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement		
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE			G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une analyse économique des politiques française et allemande		

G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU : the case of France
G 9612	PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence ?
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level
G 9706	M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles
G 9707	M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process : scenarios for capital accumulation
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?
G 9713	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1996
G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?
G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ? Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE
G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français
G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level
G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général
G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français
G 9720	M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises
G 9721	A. MOURougane Crédibilité, indépendance et politique monétaire Une revue de la littérature
G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles
G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience
G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A <i>paraître</i>
G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS
G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996
G 9803	X. BONNET - S. DUCHÈNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »
G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing
G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms
G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996
G 9807	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1997

G 9808	A. MOURougane Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy ?
G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française
G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data
G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique
G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique
G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?
G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires
G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale
G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie
G 9903	Ch. COLIN Evolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation
G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances
G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques
G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France
G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement
G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998
G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Evaluation des effets d'une politique sociale
G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique
G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France
G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail
G 9912 Bis	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9915	R. DUHAUTOIS Evolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Evolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Equivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages
G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles

	- Computerization in France: an evaluation based on individual company data	G2002/01	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats	G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth	G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001	G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?	G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?	G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Evolution et répartition du surplus de productivité	G2002/04	G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets	G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées	G2002/05	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach	G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DERUYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model : An empirical reassessment using panel data	G2002/06	C. AUDENIS - J. DERUYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique	G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	G2002/07	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE	G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000	G2002/08	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées	G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résumant-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?	G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/14	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	G2002/10	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999	G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Evaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires	G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France	G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production	G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry	G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach	G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2001/14	I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBÉE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages"			G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes	G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?			G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?	G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE
G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?					G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.

G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démogra- phiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires
G2006/04	J.-F. OUVRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVRARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984- 2002
G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés
G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont- elles à la frontière technologique ?
G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France : a DSGE type approach
G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?
G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin
G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques
G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland
G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Economies d'agglomération et productivité des

G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française
G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?
G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?
G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program
G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?
G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu
G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition
G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France
G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution Une approche empirique sur données individuelles
G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype
G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007
G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate
G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data
G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?
G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus
G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer ?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête
G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages
G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France : a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de <i>testing</i> ?
G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel de la croissance trimestrielle du PIB en France
G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 Tome 1 – Version avec volumes à prix constants
G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full- Time Male Workers from a matched Employer- Employee Dataset
G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?