

**Direction des Études et Synthèses Économiques**

**G 2009 / 04**

**Les contrats temporaires :  
trappe ou marchepied  
vers l'emploi stable ?**

**Pauline GIVORD - Lionel WILNER**

**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 2009 / 04**

## **Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?**

**Pauline GIVORD\* - Lionel WILNER\*\***

JUILLET 2009

Nous remercions Bruno Crépon, Laurent Davezies, Pierre Fleckinger, Bernard Salanié et tout particulièrement Thierry Magnac pour leurs précieux conseils, les participants au séminaire D3E, au séminaire interne du laboratoire de microéconométrie du CREST et aux JMA 2009, en particulier Dominique Goux et Antoine Terracol pour leurs discussions. Nous restons seuls responsables de toute erreur ou omission.

---

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

\*\* CREST-INSEE 15, bd Gabriel Péri - 92245 Malakoff Cedex

## **Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?**

### **Résumé**

L'objectif de cette étude est double: (a) mesurer l'impact du fait de passer par un contrat temporaire sur l'insertion professionnelle (et particulièrement sur les chances d'accéder à un emploi stable ou les risques de (re)devenir chômeur); (b) d'évaluer si le fait de se distinguer par un niveau d'effort particulier a un impact positif sur les chances d'obtenir un emploi stable. Pour cela, nous estimons les transitions entre les différents états du marché du travail par un logit multinomial dynamique à effets fixes, ce qui permet de traiter des biais liés à la présence d'hétérogénéité inobservée. Les estimations sont conduites sur la période 2002-2008 à partir de l'enquête Emploi en continu, qui fournit des données détaillées sur les transitions trimestrielles sur le marché de l'emploi. Nous obtenons un léger effet tremplin des emplois temporaires par rapport au chômage dans l'accès à l'emploi stable. En revanche, le fait de travailler en CDD au delà de la durée normale ne semble pas avoir d'impact significatif dans l'accès à l'emploi stable.

**Mots-clés** : Contrats courts, modèles de transition, effort

---

## **Short-term contracts: trap or stepping stone toward stable employment?**

### **Abstract**

This paper focuses on labor market transitions and especially on those involving fixed-term contracts. Our contribution is twofold: first, we provide an accurate measure of labor market transitions and focus on transitions from fixed-term contracts to open-ended contracts or unemployment (dealing with the "stepping-stone or dead-end" question) ; second, we analyze the potential incentive effect of fixed-term contracts on "effort". To deal with unobserved heterogeneity, we use a dynamic multinomial logit with fixed effects. We estimate the model on the French Labor Force Survey (2002-2008) which provides detailed information on quarterly transitions. We construct an indicator of effort for fixed-term workers based on a "compared" weekly working time. We find that fixed-term contracts provide slightly better perspectives than unemployment. However, we don't find evidence of any significant impact of "working more" on the probability of getting an open-ended contract.

**Keywords**: Fixed-term contracts, effort, transitions

**Classification JEL** : J60, J24, J41

# 1 Introduction

Depuis le début des années quatre-vingts, la plupart des pays européens ont tenté d’assouplir les lois assurant la protection de l’emploi. Ces assouplissements constituaient une réponse aux critiques récurrentes sur la “sclérose” des marchés de l’emploi européens : les protections de l’emploi, mises en place dans le contexte florissant des Trente Glorieuses, contraindraient le rythme des créations d’emplois. Par contraste, la doctrine de l’*employment at will* aux Etats-Unis (selon laquelle la relation d’emploi peut être rompue sans aucun préavis par l’employeur ou le salarié) aurait permis à l’économie américaine de s’adapter aux ralentissements économiques et de continuer à créer des emplois à un rythme soutenu (Bentolila et Bertola, 1990).

En France, ces assouplissements sont surtout passés par des extensions des possibilités du recours au travail temporaire. Les emplois dits atypiques (CDD, intérim, contrats aidés) ont alors connu une progression impressionnante : ils représentaient ainsi 12% de l’emploi en 2007 (Insee, 2008), alors que cette proportion était marginale 25 ans auparavant (Cerc, 2005). En flux, cette évolution est encore plus sensible : plus des deux tiers des embauches en 2006 étaient des CDD (Dares, 2008).

Les conséquences du développement des emplois temporaires pour les salariés restent controversées. Pour reprendre la formulation désormais classique de Booth, Francesconi et Franck (2002), il s’agit de savoir si ces emplois constituent des “tremplins” vers des emplois stables ou au contraire des “trappes” à précarité. La réponse à cette question est évidemment compliquée par la difficulté de séparer ce qui relève des caractéristiques propres des personnes (*hétérogénéité inobservée*) de l’impact *per se* du passage par un emploi temporaire (*dépendance d’état*). A notre connaissance, il existe peu d’études portant sur la France, sur des données récentes. Les déterminants des transformations d’emploi temporaire en emploi stable restent également mal connus. S’ils permettent théoriquement aux entreprises de répondre aux aléas de la demande, ces contrats peuvent également constituer des périodes d’essai prolongées, voire un moyen d’inciter les salariés à plus d’effort (Engelland et Riphahn, 2005).

Cette étude tente donc : (a) de mesurer l’impact du fait de passer par un contrat court sur les chances d’accéder à un emploi stable ou les risques de (re)devenir chômeur ; et (b) d’évaluer si le fait de se distinguer par un niveau d’effort particulier a un impact positif sur les chances d’obtenir un emploi stable.

Pour cela, nous utilisons une source encore peu exploitée, l’enquête Emploi en continu de l’INSEE. Celle-ci permet de mesurer les transitions trimestrielles sur le marché de l’emploi, en distinguant de manière fine les situations d’activité. Par ailleurs, elle fournit des données détaillées sur le temps de travail effectif des salariés, que nous utilisons comme un indicateur de l’effort. Plus précisément, nous

comparons le nombre d’heures effectivement travaillées par un salarié, à la “norme” du secteur dans lequel il travaille. Nous modélisons les transitions entre chômage, CDD et CDI, en distinguant parmi les salariés sous CDD ceux qui ont travaillé plus que les autres pendant la période de référence. Suivant Magnac (2000), nous utilisons une modélisation de l’hétérogénéité inobservée de type logit multinomial dynamique à effets fixes.

Pour anticiper, nous montrons que, même en tenant compte de l’hétérogénéité inobservée, le marché du travail entre 2002 et 2008 est resté marqué par une persistance importante des états, mais bien moindre que les statistiques descriptives ne le suggèrent. Un salarié sous CDD ou un intérimaire aurait deux à trois fois plus de chances de décrocher un emploi stable qu’un chômeur. En revanche, lorsque l’on tient compte de l’hétérogénéité inobservée, travailler au-delà de la durée normale n’a pas d’impact significatif sur la probabilité de décrocher un emploi en CDI.

Notons que ces résultats sont obtenus en forme réduite : ils découlent directement d’un modèle statistique descriptif, et non d’une modélisation structurelle du marché du travail. Une conséquence importante est qu’il est difficile d’extrapoler les résultats obtenus, valables pour le fonctionnement du marché du travail actuel, pour évaluer, par exemple, l’effet d’une flexibilisation supplémentaire des marchés de l’emploi.

Dans la partie suivante, nous rappelons les principaux résultats de la littérature sur le sujet. Nous décrivons les données utilisées et la mesure de l’effort que nous pouvons utiliser dans la partie 2. La partie 3 présente notre méthode économétrique pour l’identification de la dépendance d’état, dont les résultats sont présentés dans la partie 4.

## 2 Emploi temporaire, demande de travail et effort

### 2.1 Tremplin ou trappe ?

Depuis l’article séminale de Booth *et al.* (ibid) qui décrivait les situations respectives des salariés sous contrat court et sous contrat permanent dans le contexte particulier du Royaume-Uni, plusieurs études ont tenté de décrire les parcours professionnels des salariés sous contrat temporaire. La question sous-jacente étant d’évaluer, par exemple en référence au chômage, si le fait d’occuper un emploi court permet d’accéder plus facilement à un emploi stable ou au contraire agit comme un “marqueur” de précarité. Comme évoqué plus haut, la difficulté est évidemment de parvenir à distinguer ce qui relève des effets propres des contrats

des caractéristiques de ceux qui les occupent. Sur données suédoises, Zijl, Van der Berg et Heyma (2004) concluent que les emplois temporaires réduisent la durée de chômage et accroissent substantiellement la part de chômeurs qui obtiennent un emploi régulier dans les années qui suivent l'entrée au chômage, par rapport à ceux qui ne passent pas par l'emploi temporaire. Gagliarducci (2005) s'intéresse également à l'effet des récurrences d'emploi temporaires sur la probabilité de trouver un emploi permanent. Il met en évidence sur données italiennes 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 lorsque ceux-ci s'accompagnent de périodes d'interruptions d'emploi, ont une probabilité plus faible de trouver un emploi stable. Houseman et Autor (2007) sont les seuls à utiliser une quasi-expérience. Ils évaluent que pour les États-Unis le passage par le travail intérimaire aurait un impact négatif sur l'emploi futur.

L'utilité de ces comparaisons internationales pour évaluer l'impact de ces contrats dans le cas français est néanmoins limitée. Ces comparaisons internationales se heurtent à deux limites classiques. La première tient au sens à donner à ce qui est mesuré : le terme *temporary work* souvent utilisé peut renvoyer selon les contextes nationaux au travail intérimaire (pour lequel le contrat de travail passe par un tiers, l'agence d'intérim), des contrats plus ou moins aidés, ou des contrats à durée déterminée (relation contractuelle directe entre le salarié et son employeur). Ces différents contrats s'adressent *a priori* à des personnes et/ou des emplois disparates, et ont donc toutes les chances d'aboutir à des devenir différents. La deuxième limite porte sur les disparités dans les contextes nationaux : on peut s'interroger par exemple sur la pertinence de comparer l'usage de contrats temporaires dans le cas d'un marché du travail totalement flexible comme le marché américain et l'usage de CDD dans un cadre où les contraintes sur les licenciements sont nettement plus présentes comme le cas français.

Pourtant, à notre connaissance, les études françaises sur le sujet restent rares<sup>1</sup>. Elles ont essentiellement porté sur l'évaluation de dispositifs particuliers d'aide à l'emploi. Bonnal, Fougère et Serrandon (1997), Magnac (2000) et plus récemment Havet (2006) tentent d'évaluer l'impact des dispositifs de contrats aidés sur l'insertion des jeunes, dont ils tirent un bilan mitigé. Cancé et Fréchou (2003) comparent les situations professionnelles des salariés temporaires et des salariés en CDI, et montrent que les transformations vers un CDI sont plus fréquentes pour

---

<sup>1</sup>dans un *survey* récent sur l'impact du travail temporaire en Europe, Zijl et van Leeuwen (2004) notent par exemple la quasi-absence de telles études en France

les CDD que pour les intérimaires, mais leur approche reste descriptive. Avec cette même limite, Givord (2006) s'intéresse aux transitions entre emploi temporaire et emploi stable pour les jeunes sortant du système scolaire. Deux études récentes tentent de mieux prendre en compte l'hétérogénéité inobservée, Havet (2006) et plus récemment, Calavrezo (2008), mais en se limitant également aux jeunes. Enfin, citons Beffy, Coudin et Rathelot (2008), dont l'approche est complémentaire de celle retenue ici : partant explicitement d'une hypothèse d'une structure duale de l'économie (de type *movers/stayers*) déjà utilisée par Fougère et Kamionka (1992), ils tentent de caractériser les personnes confinées dans des trajectoires durablement précaires.

## 2.2 De l'incertitude sur les débouchés... à celle sur les salariés

L'intérêt des économistes européens pour les contrats temporaires a surtout porté, depuis le début des années quatre-vingt-dix, sur l'impact négatif de la protection de l'emploi sur le rythme des créations d'emploi. Suite au papier influent de Bentolila et Bertola (1994), qui attribuait l'*eurosclérose* (faible taux de créations d'emploi même en phase de croissance) à des protections de l'emploi trop contraignantes, de nombreuses études se sont attachées à évaluer le coût des séparations pour les entreprises sur l'emploi (Goux, Maurin et Pauchet, 2001). Dans un contexte économique plus instable, les contrats temporaires seraient un moyen pour les entreprises de répondre à des chocs non anticipés de la demande qui lui est adressée, dont elles ne peuvent déterminer le caractère persistant<sup>2</sup>. Les employeurs hésiteraient à embaucher sous contrat à durée indéterminée, pour se prémunir du coût éventuel d'un licenciement si le choc positif sur leur demande s'avérait non persistant. Les évolutions dans les modes de production (généralisation du *juste-à-temps* par exemple, avec l'objectif de caler la production aux fluctuations de la demande) et la diffusion des nouvelles technologies, qui auraient rendu les salariés plus substituables, expliqueraient donc l'augmentation du recours au travail temporaire (Givord et Maurin, 2001).

Au-delà des aléas sur ses débouchés, l'entreprise est confrontée à une incertitude sur la qualité réelle des salariés qu'elle embauche (Lazear, 1995). Elle ne peut *ex-ante* observer la productivité des salariés. C'est pour cette raison que tous les

---

<sup>2</sup>Givord et Maurin (2001) proposaient par exemple un modèle de demande de travail distinguant deux types de contrat, dans un contexte économique incertain. Selon la nature des chocs auxquels elle est confrontée, l'entreprise préférerait conserver un "volant" de salariés temporaires, qui lui permettrait d'amortir des chocs non anticipés.

contrats, y compris les CDI, comportent une période d’essai. La durée de celle-ci, de quelques mois, est parfois jugée trop courte, dans un contexte où les compétences attendues des salariés sont plus floues, et où les signaux envoyés par les diplômés sont brouillés. Les CDD constitueraient alors des périodes d’essai prolongées. De fait, de nombreux contrats courts débouchent à terme sur des contrats à durée indéterminée (Cancé et Fréchou, 2003).

### 2.3 Du tremplin à la carotte

Dans ce contexte, les salariés sous contrats temporaires seraient incités, au moins pendant la durée du contrat, à faire des “efforts” dans l’espoir de décrocher un contrat à durée indéterminée. Un contrat temporaire oblige à en renégocier régulièrement les termes, ce qui maintient une pression sur les salariés les incitant à être plus productifs (Cantor, 1988). Faute de données pertinentes (en particulier sur la mesure de la productivité des salariés<sup>3</sup>, ou sur leur niveau d’effort), cette hypothèse a cependant été peu étayée jusqu’à présent par la littérature empirique. Riphahn (2004) s’est plus intéressée à l’effet désincitatif de la protection de l’emploi sur l’effort fourni par les salariés, qu’elle appréhende par leur taux d’absence (voir aussi Ichino et Riphahn, 2005). Engelland et Riphahn (2005) se concentrent précisément sur les emplois temporaires à partir des données de l’enquête Emploi suisse. Ils montrent que les salariés sous contrat à durée déterminée font sensiblement plus d’heures supplémentaires non payées, et sont moins souvent absents que les salariés sous contrat à durée indéterminée. Afin d’obtenir une embauche stable, les salariés sous contrat à durée déterminée tenteraient de se signaler par un taux d’absence plus faible, ou en effectuant des heures supplémentaires (voir également Anger, 2008). Cependant, il est difficile d’interpréter les résultats obtenus à partir de données en coupe : des écarts dans les taux d’absence ou le nombre d’heures supplémentaires peuvent autant refléter les effets “incitatifs” des contrats temporaires que des statuts différents selon les contrats (les droits à congés payés peuvent par exemple différer entre les contrats permanents et temporaires).

Une analyse dynamique, en particulier des transitions entre emplois courts et emplois stables, devrait permettre de mieux isoler cet éventuel effet incitatif des contrats courts. Meyer et Wallette (2005) s’intéressent justement aux transitions entre emploi temporaire et emploi stable, en utilisant des indicateurs d’effort similaires à ceux d’Engelland et Riphahn (2005). Sur données suédoises, elles n’observent pas d’impact du taux d’absence des salariés en contrat temporaire sur le taux de conversion en contrat à durée indéterminée. Pour les raisons mentionnées plus haut, on peut cependant douter que le taux d’absence soit un bon *proxy* de

---

<sup>3</sup>citons l’exception notable de Leclair et Roux (2007), qui mesurent la productivité des emplois courts. Faute de données, ils caractérisent les emplois courts par leur durée observée *ex post*, et non par leur statut. Leurs résultats ne sont donc pas directement comparables à ceux-ci

l'effort. Par ailleurs, Meyer et Wallette, contrairement à Engelland et Riphahn, n'observent pas de différences significatives en coupe dans les taux d'heures supplémentaires selon la nature des contrats, ce qui souligne l'importance des contextes nationaux pour analyser ces questions.

Notons que si la tentation est grande de vouloir privilégier une interprétation des contrats courts (période d'essai) plutôt qu'une autre (gestion de l'incertitude sur la demande), nous ne cherchons pas ici à trancher ce débat. D'une part parce qu'il est sans doute vain d'opposer les deux : ces deux utilisations des contrats temporaires peuvent coexister (un employeur peut employer un salarié sous contrat temporaire pour gérer un pic de demande, ce qui lui permet éventuellement de déterminer si ce salarié lui convient pour une embauche stable, par exemple si le choc temporaire se maintient). D'autre part parce que les indicateurs de l'effort retenu peuvent s'interpréter dans les deux sens : il est possible qu'une entreprise qui embauche des salariés sous CDD pour faire face à un pic d'activité leur demande d'effectuer un volume d'heures plus conséquent (ou refuse d'accorder des congés) qu'une entreprise qui aurait embauché un salarié sous CDD en vue d'une embauche définitive. Si ce pic d'activité se prolonge, il est également plus probable que l'emploi temporaire débouche sur une embauche ferme.

## 2.4 Distinguer dépendance d'états et hétérogénéité individuelle

Au-delà de la question de la mesure de l'effort, les problèmes de sélection rendent difficiles l'interprétation des résultats. L'existence de périodes d'essai plus ou moins longues peut inciter les employeurs à être plus ou moins sélectifs (voir par exemple Loh, 1994 et Marinescu, 2007). Évaluer l'impact du contrat *per se* (dépendance d'état) sur la trajectoire professionnelle, ou de l'effort, n'est pas dissociable de l'effet des qualités intrinsèques. Güell et Petrongolo (2007) montrent que, pour l'Espagne, les perspectives de conversion de contrats dépendent surtout des caractéristiques individuelles ; ces opportunités restent de toute manière faibles puisqu'elles représentent moins de 10% des cas. Toutes les caractéristiques susceptibles d'expliquer l'occupation d'un état sur le marché du travail et donc la trajectoire professionnelle ne sont pas observables. Il est alors difficile d'identifier l'impact de l'effort, surtout s'il est également corrélé avec ces déterminants inobservés (hétérogénéité individuelle). Certains salariés peuvent avoir des caractéristiques inobservables qui expliquent à la fois une plus forte propension à faire plus d'heures, et une plus grande probabilité de voir leur contrat transformé (plus grande disponibilité par exemple). Le fait d'effectuer du travail supplémentaire peut être à l'inverse le signe de difficultés à travailler dans les temps, et donc induire une probabilité

plus faible d'être embauché. Pour résoudre cette question désormais classique de la dissociation de la dépendance d'état et de l'hétérogénéité individuelle, Magnac (2000) propose une méthode élégante. Il étend le logit conditionnel proposé par Chamberlain (1984) au cas multinomial, pour tenir compte de transitions vers de multiples états. Cette méthode consiste entre autres à introduire des "effets fixes" dans la modélisation.

## 3 Données

### 3.1 L'enquête Emploi

Pour nos estimations, nous utilisons les données de l'enquête Emploi en Continu, entre le premier trimestre 2002 et le dernier trimestre 2008. Cette enquête est menée depuis 2002 chaque trimestre auprès de 75 000 personnes environ, soit un taux de sondage de  $1/600^{eme}$ . Chaque personne est interrogée en principe six trimestres consécutifs : l'échantillon est renouvelé par sixième chaque trimestre. L'enquête fournit des informations détaillées sur les personnes interrogées, sur leur situation professionnelle et leur emploi éventuel. Elle comprend en particulier une description précise de la durée du travail : les personnes sont interrogées non seulement sur la durée "prévue", qui dans l'immense majorité des cas est la durée contractuelle, soit 35 ou 39 heures, mais aussi sur le nombre d'heures réellement effectuées lors d'une semaine particulière, dite "de référence", en général la semaine précédant l'enquête<sup>4</sup>. C'est sur cette mesure que nous appuierons notre étude. L'enquête fournit aussi une mesure des heures supplémentaires, rémunérées et non rémunérées, mais pas sur l'ensemble des périodes. Elle donne également une mesure des absences au cours de cette même semaine de référence.

Notons que l'avantage de cette source est de fournir des données trimestrielles, donc assez rapprochées, et qui ne sont pas issues de données rétrospectives dont la qualité peut poser problème (Magnac et Visser, 1998). Cet avantage a un prix : les biais éventuels créés par l'attrition. Le taux de non-réponse est en effet croissant avec le nombre d'interrogations. Si la non réponse est également corrélée avec les déterminants de la mobilité professionnelle, les estimations peuvent être biaisées<sup>5</sup>.

---

<sup>4</sup>à chaque personne interrogée est assignée une semaine de référence, qui est glissante sur le trimestre, afin d'éviter les effets de calendrier liés par exemple à la présence de jours fériés

<sup>5</sup>théoriquement, à chaque répondant de l'enquête Emploi est attribué un poids qui permet, entre autres, de corriger ces effets de la non-réponse. Les pondérations existantes sont uniquement statiques, et ne sont donc pas adaptées à l'utilisation de l'enquête en panel.

## 3.2 Description de l'échantillon

Nous retenons dans notre échantillon les personnes interrogées six fois, âgées de 18 à 60 ans. Le cylindrage de notre panel est en effet utile pour appliquer la méthode économétrique exposée ci-après. Notre échantillon comporte au final plus de 125 000 d'individus. Il est donc d'une taille conséquente, ce qui nous permet d'effectuer des croisements fins des caractéristiques. A la première interrogation, 71% des personnes de notre échantillon sont actives occupées, 7% sont au chômage au sens du BIT et 22% inactives (Table 1). La moitié des salariés sont en CDI à temps plein dans le secteur privé, soit le tiers de l'échantillon. Une tout petite partie seulement occupe un emploi temporaire : 1.8% de l'échantillon occupent un CDD à temps plein et 1.2% une mission d'intérim à temps plein.

Les caractéristiques des salariés selon le type de contrat occupé sont exposées dans la Table 2. Les salariés en CDD à temps plein sont plus souvent des femmes, des employés et travaillent dans le tertiaire ; les emplois d'intérim sont beaucoup plus masculins, très majoritairement des emplois ouvriers, plus souvent utilisés dans l'industrie ou le BTP, mais aussi dans le tertiaire. Les jeunes sont sur-représentés parmi les emplois temporaires. A l'inverse, de très rares emplois temporaires sont occupés par des plus de cinquante ans. Seuls 15% des emplois sous CDI à temps plein sont occupés par des moins de 29 ans, contre quasiment la moitié des emplois en contrat temporaire.

Notons que dans le droit du travail, la durée totale d'un CDD dans le secteur privé ne peut excéder dix-huit mois, ou vingt-quatre mois pour le CNE créé en 2006. Néanmoins, certains contrats aidés sont d'une durée supérieure. Du fait d'erreurs de déclarations, il est possible que les salariés sous contrats aidés déclarent à tort être employés avec un CDD "classique" <sup>6</sup>. Nous observons de fait moins de 5% de salariés en CDD déclarant une durée initiale supérieure à deux ans. Pour ne pas perturber nos estimations par ces cas aberrants, nous avons choisi de ne pas classer ces contrats comme des CDD. Les résultats ne se sont pas avérés sensibles à cette restriction. La distribution des durées théoriques des contrats courts présente une très forte dispersion, comme le montre la Table 3. Pour les CDD, la médiane et la moyenne sont de six mois. Les missions d'intérim sont beaucoup plus courtes : la médiane s'établit à un mois, avec un mode à une semaine.

La durée de travail observée des salariés selon leur type de contrat est donnée dans la Table 4. On peut noter que les personnes sous CDI déclarent une durée travaillée supérieure à celle des contrats à durée déterminée : la moyenne est de 35.9 heures

---

<sup>6</sup>voir Givord (2006) pour une discussion de ces problèmes de déclaration dans l'enquête Emploi annuelle

pour les CDD, et de 37.3 pour les CDI (les médianes sont respectivement de 35 et 37 heures). On n’observe pas dans les données françaises d’effet massif du CDD sur le temps de travail. Ces différences sont cependant liées à des effets de composition : elles disparaissent si on se limite aux non cadres (les cadres étant rarement recrutés sous contrat temporaire, et effectuant des horaires importants...). Signe qu’il est plus rare de travailler en-deçà qu’au-delà de la durée légale, les distributions sont dissymétriques : très resserrées sur la gauche et beaucoup moins sur la droite. Pour les CDD, le premier quartile du nombre d’heures travaillées est confondu avec la médiane à 35 heures, le dernier quartile étant à 39 heures.

Notre question empirique est d’évaluer la dépendance d’état, c’est-à-dire le poids de la trajectoire passée sur la situation professionnelle actuelle. Plus précisément, nous regardons si le fait d’être passé par un état d’origine donné a une influence sur le fait d’occuper un état de destination donné le trimestre suivant. Nous présentons donc les résultats sous forme de matrices d’intensité des transitions. Bien qu’intéressante en soi, une fréquence “brute” n’apporte qu’une information limitée. Il n’existe évidemment pas de niveau théorique sur les taux de conversion en CDI qui permettrait de considérer qu’en-deçà de ce seuil, les CDD constituent une trappe et un tremplin au-delà. Un indicateur relatif a plus de pertinence. Typiquement, on va chercher à savoir si les transitions vers un CDI sont plus ou moins fréquentes quand on occupait un CDD *plutôt qu’un autre état*, par exemple le chômage. En pratique, on s’intéresse donc aux probabilités relatives de transitions d’un trimestre à l’autre.

Pour la définition de ces états, nous sommes confrontés à un dilemme. Trop les regrouper conduit à gommer les spécificités de certains d’entre eux. Trop les détailler rend difficile l’interprétation, et se heurte à des difficultés techniques : il est peu probable de disposer suffisamment d’observations correspondant à ces transitions dans nos données, ce qui expose à obtenir des résultats peu interprétables car soumis à un biais de faibles échantillons.

En pratique, nous distinguons en plus du chômage, pris comme état de référence, six états différents : l’inactivité, les CDD, les CDI, l’interim ainsi que les temps partiels. Ces derniers sont distingués d’une part pour pouvoir utiliser les distributions d’horaires hebdomadaires ; d’autre part, les emplois à temps partiel et/ou des personnes qui les occupent ont des spécificités dont l’analyse déborde le cadre de cette étude. Pour cette même raison, les autres états (fonction publique, indépendant, contrats aidés...) sont regroupés dans un seul état.

Les coefficients présentés de la matrice de transition  $\hat{\delta}$  (Table 5) correspondent à :

$$\hat{\delta}_{kj} = \log \frac{\hat{\mathbb{P}}(y_{it} = j | y_{i,t-1} = k) / \hat{\mathbb{P}}(y_{it} = 0 | y_{i,t-1} = k)}{\hat{\mathbb{P}}(y_{it} = j | y_{i,t-1} = 0) / \hat{\mathbb{P}}(y_{it} = 0 | y_{i,t-1} = 0)}$$

où l'état de référence 0 est le chômage. On évalue donc l'écart entre les chances de se retrouver dans l'état  $j$  plutôt qu'au chômage, sachant qu'on vient de l'état  $k$  plutôt que du chômage.

Notons qu'on peut toujours comparer les coefficients entre eux en ligne : comparer deux coefficients de la même ligne correspondant à l'état de départ  $k$  signifie qu'on compare les rapports de probabilité d'occuper l'état  $j$  ou l'état  $j'$ , sachant qu'on vient de l'état  $k$  plutôt que du chômage ; et en colonne : comparer deux coefficients de la même colonne  $j$  signifie qu'on compare les rapports de probabilités d'occuper *in fine* l'état  $j$  plutôt qu'être au chômage, sachant qu'on était dans l'état de départ  $k$  plutôt que  $k'$ .

Le Table 5 présente la matrice de transition d'un trimestre à l'autre<sup>7</sup>. Cette matrice montre une forte inertie, mesurée par les termes diagonaux, notamment pour les CDI. On observe ainsi que les CDI ont  $e^{7.98} = 3000$  fois plus de chances que les chômeurs d'être encore en CDI plutôt qu'au chômage le trimestre suivant ! Cette très forte valeur s'explique simplement par le fait que les probabilités de transitions entre CDI et chômage d'une part, et entre chômage et CDI d'autre part, intervenant toutes deux au dénominateur, sont extrêmement faibles d'un trimestre à l'autre. La même remarque s'applique à la catégorie "autre activité" regroupant des fonctionnaires dont les probabilités de tomber au chômage sont inexistantes.

Par ailleurs, cette approche descriptive ne permet pas de tenir compte des différentes caractéristiques individuelles, qui peuvent influencer sur les transitions entre états. C'est pourquoi nous recourons à une modélisation économétrique des transitions sur le marché du travail, qui va permettre d'isoler ce qui relève des caractéristiques individuelles dans ces transitions, pour mieux nous concentrer sur l'effet du type de contrat et de l'effort.

---

<sup>7</sup>les transitions sont calculées en utilisant les transitions du premier trimestre d'interrogation au suivant. Du fait de la présence d'hétérogénéité individuelle, les coefficients de la dépendance qu'on obtiendrait en "empilant" l'ensemble des transitions seraient biaisés.

## 4 Modélisation économétrique

### 4.1 Un modèle de transitions

Pour modéliser l'occupation des différents états sur le marché du travail, nous suivons une approche standard qui consiste à supposer l'existence de propensions individuelles, inobservées ou latentes, à occuper chaque état (McFadden, 1974). Ainsi, à la période  $t$ , l'individu  $i$  a une propension latente pour chaque état  $j$  du marché de travail, décrite par  $y_{ijt}^*$ , variable inobservée par l'économètre, reliée à la variable observable  $y_{it}$  par

$$y_{it} = j \iff y_{ijt}^* = \text{Max}_k y_{ikt}^*$$

Ces propensions individuelles dépendent, entre autres, de la trajectoire professionnelle passée des agents. Pour simplifier, nous supposons que cette "dépendance d'état" suit un Markov d'ordre 1 :  $y_{ijt}^*$  ne dépend du passé que via l'état occupé à la période précédente  $y_{i,t-1}$  soit

$$y_{ijt}^* = \sum_{k=0}^{J-1} \delta_{kj} \mathbb{1}_{y_{i,t-1}=k} + \epsilon_{ijt}$$

L'information sur le passage d'un état à un autre du marché du travail est contenue dans les paramètres  $\delta_{kj}$ , dits de dépendance d'état, tandis que les  $\epsilon_{ijt}$  regroupent des effets individuels, liés à la fois aux caractéristiques individuelles des personnes, mais aussi des états de destinations.

En pratique, on fixe un état 0 de référence, ici le chômage.

On fait l'hypothèse que les perturbations (ici  $\epsilon_{ijt}$ ) suivent une loi des valeurs extrêmes de type I, soit un modèle logit multinomial. En l'absence d'autres variables explicatives, on remarque que les termes de dépendance temporelle peuvent s'écrire :

$$\mathbb{P}(y_{it} = j | y_{i,t-1} = k; \delta) = \frac{e^{\delta_{kj} - \delta_{k0}}}{1 + \sum_{l \neq 0} e^{\delta_{kl} - \delta_{k0}}}$$

On peut alors réinterpréter nos coefficients  $\delta_{kj}$  en fonction du logarithme des rapports de probabilités précédents

$$\delta_{kj} - \delta_{0j} = \log \frac{\mathbb{P}(y_{it} = j | y_{i,t-1} = k) / \mathbb{P}(y_{it} = 0 | y_{i,t-1} = k)}{\mathbb{P}(y_{it} = j | y_{i,t-1} = 0) / \mathbb{P}(y_{it} = 0 | y_{i,t-1} = 0)}$$

Tous les coefficients ne sont pas identifiés : on choisit donc de fixer comme condition de normalisation  $\delta_{j0} = \delta_{0j} = 0 \quad \forall j$ .

Le terme  $e^{\delta_{kj}}$  représente donc le rapport de risques relatifs de se retrouver dans l'état  $j$  plutôt que d'être inactif, lorsque l'état de départ est  $k$  plutôt que l'inactivité.

La modélisation ne prend pas en compte jusqu'à présent le fait que les personnes diffèrent. Il est cependant probable que des caractéristiques individuelles interviennent dans les probabilités de transiter par tel ou tel état. Formellement, cela revient à décomposer notre terme de perturbation  $\epsilon_{ijt}$  précédent en un terme persistant au cours du temps pour un même individu, spécifique à chaque état, et un choc idiosyncratique :

$$\epsilon_{ijt} = \alpha_{ij} + u_{ijt}$$

L'effet individuel  $\alpha_{ij}$  correspond à la propension de l'individu  $i$  à occuper l'état  $j$  (hétérogénéité individuelle). Comme plus haut, on doit adopter une convention de normalisation pour l'identification. Comme plus haut, on prend l'inactivité comme état de référence (soit  $\alpha_{i0} = 0$ ), et les  $\alpha_{ij}$  s'interprètent donc comme les propensions individuelles à occuper l'état  $j$  plutôt que l'état 0.

En supposant toujours une loi des valeurs extrêmes pour les termes de perturbations  $u_{ijt}$ , ce modèle correspond à un modèle logit multinomial dynamique à effets fixes. La loi conditionnelle de l'occupation de l'état  $j$  par l'agent  $i$  à  $t$  est maintenant donnée par

$$\mathbb{P}(y_{it} = j | y_{i,t-1} = k; \alpha, \delta) = \frac{e^{\delta_{kj} + \alpha_{ij}}}{1 + \sum_{l \neq 0} e^{\delta_{kl} + \alpha_{il}}}$$

qui fait clairement apparaître une hétérogénéité des probabilités de transition due à la fois à des termes communs de dépendance d'état et des termes spécifiques à chaque individu.

## 4.2 Identification, estimation

Magnac (*ibid.*) suggère une méthode élégante pour estimer ce type de modèles. Il montre que, conditionnellement à une statistique adéquate, la vraisemblance (conditionnelle) ne fait plus intervenir les effets fixes individuels  $\alpha_{ij}$ . L'estimation de ces termes n'est alors pas nécessaire pour l'obtention des  $\delta_{kj}$ , ce qui résout le problème usuel des paramètres incidents sur données de panel.

Formellement,

$$y_{ijt}^* = \sum_{k=0}^{J-1} \delta_{kj} \mathbb{1}_{y_{i,t-1}=k} + \alpha_{ij} + u_{ijt}$$

et on peut toujours interpréter les coefficients de dépendance d'état  $\delta_{kj}$  en fonction des rapports de probabilité – hétérogénéité inobservée prise en compte :

$$\delta_{kj} - \delta_{0j} = \log \frac{\mathbb{P}(y_{it} = j | y_{i,t-1} = k; \alpha) / \mathbb{P}(y_{it} = 0 | y_{i,t-1} = k; \alpha)}{\mathbb{P}(y_{it} = j | y_{i,t-1} = 0; \alpha) / \mathbb{P}(y_{it} = 0 | y_{i,t-1} = 0; \alpha)}$$

Magnac (*ibid.*) démontre en effet qu'une statistique suffisante est constituée de l'état initial  $y_1$ , de l'état final  $y_T$ , et des nombres d'occurrences de chacun des états  $k$  observés entre  $t = 2$  et  $t = T - 1$  définis par  $n_{ik} = \sum_{t=2}^{T-1} \mathbb{1}_{y_{it}=k}$  :

$$L(y_{i2}, \dots, y_{i,T-1} | y_{i1}, y_{iT}, \{n_{ik}\}_{k=1, \dots, J}) = \frac{\exp(\sum_k \sum_j \sum_{t=2}^{T-1} \delta_{kj} \mathbb{1}_{y_{i,t-1}=k} \mathbb{1}_{y_{it}=j})}{\sum_B \exp(\sum_k \sum_j \sum_{t=2}^{T-1} \delta_{kj} \mathbb{1}_{b_{i,t-1}=k} \mathbb{1}_{b_{it}=j})}$$

avec  $B = \{(b_{i2}, \dots, b_{i,T-1}) | \{n_{ik} = \sum_{t=2}^{T-1} \mathbb{1}_{b_{it}=k}\}_{k=1, \dots, J}\}$  qui est l'ensemble des trajectoires compatibles avec le nombre d'occurrences des états observés. Les effets individuels  $\alpha_{ij}$  ont bien disparu de cette vraisemblance conditionnelle qu'il suffit de maximiser pour estimer  $\delta$ .

La maximisation de la vraisemblance conditionnelle (CLE) fournit alors un estimateur convergent et asymptotiquement normal (Andersen, 1980) du vecteur de paramètres  $\delta_{kj}$ .

L'identification des termes de transition  $\delta_{kj}$  repose sur la comparaison de la trajectoire observée et des trajectoires équivalentes en terme de passage par le même nombre d'états entre 2 et  $T - 1$ . En termes pratiques, une conséquence est qu'au moins quatre périodes sont nécessaires pour estimer les  $\delta_{kj}$  ; nous disposons de six périodes dans nos données. L'identification a donc lieu uniquement sur les individus qui changent de situation sur le marché du travail (“*movers*”) entre les périodes 2 et  $T - 1$ . Cela signifie que les trajectoires constantes entre ces deux périodes ne contribuent pas à la vraisemblance. Nous discutons plus bas les conséquences possibles de cette restriction.

Pour tester la robustesse de nos résultats, nous utilisons également une modélisation à effets aléatoires. Dans ce cas, on spécifie une distribution pour les effets individuels, conditionnelle aux observables. Ceci permet de relâcher le nombre de degrés de liberté pour l'estimation, mais au prix d'une spécification paramétrique supplémentaire. En outre, il faut également modéliser la condition initiale, ce qui suppose encore des hypothèses supplémentaires (voir par exemple Wooldridge, 2005).

Notons enfin que notre modélisation n'incorpore aucune caractéristique observable : les effets fixes captent en effet tous les effets des caractéristiques fixes

au cours du temps. Il ne nous paraît pas évident de devoir incorporer des variables variant au cours du temps et susceptibles d’intervenir dans les transitions sur le marché du travail. Les variables pertinentes auxquelles on pense sont l’âge ou l’ancienneté. Malheureusement, l’identification de l’effet de ces variables  $X_{it}$  requiert par exemple une hypothèse de type  $X_{i,T-1} = X_{iT}$  (Honoré et Kyriazidou, 2003) – “stationnarité” en fin de période d’observation – qui ne serait pas remplie dans ce cas. Par ailleurs, sur une fenêtre de dix-huit mois au total, la pertinence de ces variables est en elle-même discutable.

## 5 Résultats

### 5.1 Transitions entre emplois temporaires et emploi stable

La Table 6 présente les matrices d’intensité des transitions obtenues à partir du modèle décrit dans la section précédente. Les cases  $(k, j)$  représentent ainsi le logarithme du rapport d’occuper l’état  $j$  plutôt que le chômage, quand on vient de l’état  $k$  plutôt que du chômage. Sans surprise, les diagonales de cette matrice de transition sont toujours chargées, ce qui exprime une forte persistance des états, mais l’inertie estimée est bien moins importante que l’estimation brute (voir Table 5), constat déjà fait par Magnac (*ibid.*). Il faut encore rappeler que l’identification ne repose que sur les *movers*. Nous revenons sur ce point ultérieurement.

Ces résultats confortent le statut protégé des CDI : même en tenant compte de l’hétérogénéité inobservée, ces emplois – restreints aux temps complet – sont ceux qui présentent l’inertie la plus forte, tandis que les coefficients des transitions vers les autres états sont les plus faibles.

En se focalisant sur l’accès à un CDI à temps plein, nous constatons qu’un CDD a  $e^{1.16} = 3.2$  fois plus de chances qu’un chômeur d’accéder à un CDI plutôt qu’au chômage un trimestre plus tard (contre 12.7 sans prise en compte de l’hétérogénéité inobservée). De même, ce rapport de chances s’établit à  $e^{0.76} = 2.1$  pour un intérimaire, par rapport à un chômeur (contre 7.4 sans prise en compte de l’hétérogénéité inobservée). Selon ces résultats, les emplois en CDD, et dans une moindre mesure les missions d’intérim, constitueraient de petits marchepieds vers l’emploi en CDI : un salarié en CDI a en effet 18 fois plus de chances qu’un salarié en CDD d’être encore en CDI plutôt que chômeur le trimestre suivant.

## 5.2 Une restriction aux movers

Comme détaillé plus haut, l'estimation avec hétérogénéité inobservée repose uniquement sur les “*movers*”, c'est-à-dire les personnes de l'échantillon qui ont connu au moins une transition entre la deuxième et la cinquième interrogation. Ceci conduit à réduire drastiquement la taille de l'échantillon, puisque les *movers* ne représentent que 17% de l'échantillon. On peut s'interroger sur la portée de cette restriction, en particulier sur l'extrapolation possible des résultats obtenus à l'ensemble de la population (c'est-à-dire y compris les “*stayers*” de l'estimation, ceux qui ne connaissent aucune transition entre la deuxième et la cinquième période). Celle-ci ne sera pas possible si la dépendance d'état est hétérogène selon les individus (autrement dit, si les termes  $\delta_{kj}$  ne sont pas constants sur toute la population), et si ces *movers* sont très différents du reste de l'échantillon.

Les coefficients individuels de dépendance d'état ne sont pas estimables par la méthode proposée, on estime donc toujours un coefficient “moyen” sur une sous-population. Des statistiques sur les caractéristiques des *movers* et des *stayers*, selon leur statut occupé en première interrogation, montrent que les personnes étant en CDD ou en intérim ne semblent pas trop éloignées entre les deux échantillons. En revanche, des différences notables apparaissent entre les deux populations pour les salariés en CDI, *a priori* moins susceptibles de connaître des transitions sur la période. L'échantillon des *movers* en CDI est un peu plus féminin, et comprend plus d'employés, dans le tertiaire, plus de jeunes et de seniors. De même, les caractéristiques des inactifs et des chômeurs sont différentes dans les deux échantillons.

Ces différences ne sont pas anecdotiques. De fait, même si les personnes en emploi temporaire ont des caractéristiques semblables, nous étudions des situations relatives. Des modifications de l'échantillon sont donc susceptibles d'avoir des répercussions sur l'estimation de toutes les transitions. Ainsi, les estimations “naïves” des transitions – sans tenir compte de la présence d'hétérogénéité inobservée – sur le seul échantillon des *movers* (Table 7) sont très différentes de celles que l'on observe sur l'ensemble de l'échantillon. De manière peut être surprenante, ce n'est pas tant les termes d'inertie qui sont le plus modifiés, mais les termes de transitions entre état. Les termes diagonaux apparaissent en effet plus réduits que sur la population totale, mais nettement plus élevés que les termes obtenus en corrigeant de l'hétérogénéité inobservée. En revanche, les autres termes sont plus proches de ceux que l'on obtient en corrigeant de l'hétérogénéité inobservée : il est donc difficile de savoir, dans l'étude du devenir des CDD, ce qui relève de la correction de l'hétérogénéité inobservée ou de la restriction aux movers.

### 5.3 Modélisation par effets aléatoires

Pour tester la robustesse de nos résultats, nous utilisons une spécification alternative, à effets aléatoires (comme Havet, 2006) afin d’avoir une idée de l’incidence de la restriction aux seuls “movers” dans la spécification précédente. Plutôt que d’être agnostique sur la distribution des effets individuels, on impose une loi paramétrisée par l’état initial. Nous suivons Wooldridge (2005) : en notant  $\alpha_i = (\alpha_{i1}, \dots, \alpha_{i6})'$  nous spécifions

$$\alpha_i | y_{i1} \sim N\left(\alpha_0 + \sum_{k=1}^6 \beta_k \mathbb{1}_{y_{i1}=k}, \Omega\right)$$

L’estimation est effectuée à partir d’une vraisemblance simulée<sup>8</sup>. Nous réalisons 800 tirages<sup>9</sup>. L’estimation est cette fois conduite sur l’ensemble des observations, ce qui permet d’assurer que les conclusions ne sont pas liées à la restriction aux seuls *movers*. Les résultats obtenus Table 8 sont intermédiaires entre les estimations naïves et les estimateurs à effets fixes. L’inertie apparaît plus élevée, mais moins que dans les estimations naïves. En revanche, le diagnostic porté sur l’impact des contrats temporaires est très semblable à celui qu’on obtenait avec le logit conditionnel à effets fixes : les salariés sous CDD ont  $e^{1,23} = 3,4$  plus de chances que les chômeurs d’accéder à un emploi en CDI plutôt qu’au chômage, et ce rapport s’élève à 2,6 pour les intérimaires.

Notons que la contrainte paramétrique supplémentaire introduit probablement de l’erreur sur la vraie distribution des termes individuels, et on peut craindre que ce modèle parvienne moins à dissocier dépendance d’état et hétérogénéité inobservée que le modèle à effets fixes. Au final, les deux modélisations reposent chacune sur des hypothèses précises, qu’on peut contester. Il est d’autant plus rassurant que les deux fournissent des résultats très proches sur les intensité de transition des salariés en CDD par rapport aux chômeurs.

### 5.4 Hétérogénéité de la dépendance d’état

Enfin, nous présentons des estimations en nous restreignant à des sous-populations particulières, définies par des caractéristiques observables (genre, diplôme, âge...)<sup>10</sup>.

---

<sup>8</sup>la vraisemblance de la distribution correspond à une intégrale de dimension six impossible à calculer selon des méthodes de type quadrature

<sup>9</sup>la condition  $\frac{H}{\sqrt{N}} \rightarrow +\infty$  assure que le SMLE est convergent et asymptotiquement normal (Laroque et Salanié, 1993).

<sup>10</sup>ce qui constitue un autre test “indirect” de l’hétérogénéité éventuelle de la dépendance d’état selon les caractéristiques des individus

Les résultats sont présentées en annexe (Tableaux 12 à 16). De manière finalement assez surprenante, les résultats apparaissent assez homogènes. Les principales différences portent sur l'âge. Pour les jeunes et les seniors, les CDD semblent permettre un peu moins d'accéder à l'emploi stable que pour les 30-49 ans, mais les écarts ne sont pas statistiquement significatifs. L'écart le plus net est observé pour l'intérim : un jeune ou un senior détenteur d'une mission d'intérim a 1,6 fois plus de chances qu'un chômeur du même âge d'obtenir un CDI le trimestre suivant plutôt que d'être au chômage, alors que pour les 30-49 ce rapport est presque double (2,8).

## 5.5 Travailler plus pour durer plus ?

Au-delà de ces effet agrégés, nous nous sommes intéressés à l'impact potentiel pour les salariés en CDD de se distinguer par des horaires importants sur les transitions professionnelles. Nous détaillons ici la construction d'un indicateur de cet "effort", proche de la littérature qui s'est intéressée à la dimension incitative des contrats temporaires.

### 5.5.1 Un indicateur d'effort

Les études économiques s'intéressant aux liens entre contrat et effort utilisent principalement deux indicateurs d'effort : le nombre d'heures supplémentaires et les absences<sup>11</sup>.

Comme évoqué plus haut, le taux d'absence ne nous paraît pas un indicateur pertinent. Les droits à congés dépendent directement de la durée déjà travaillée : les salariés en contrat temporaire ont donc une faible probabilité de disposer de droits à congé. Par ailleurs, l'indemnisation des congés pour maladie peut également dépendre du statut dans l'emploi du salarié : les indemnités journalières versées par la sécurité sociale ne couvrent qu'une partie du salaire ; en particulier, les trois premiers jours ne sont pas remboursés (délai de carence). Selon les conventions collectives ou les accords d'entreprises, un complément peut être versé (en particulier, pour le remboursement des jours de carence) : il dépend souvent de l'ancienneté au sein de l'entreprise. Il est donc probable que les salariés temporaires bénéficient d'une couverture totale moindre que les salariés "en place". Nos données ne contiennent pas d'information sur la couverture réelle dont dispose les salariés, ce qui ne permet donc pas de contrôler cet effet. Pour toutes ces raisons, le fait de s'être absenté ne nous semble pas la variable la plus pertinente pour mesurer l'effet

---

<sup>11</sup>on pourrait également utiliser le fait de travailler à domicile, le week end ou le soir. Ces indicateurs risquent de capter surtout des caractéristiques de secteurs ou de professions particulières.

incitatif éventuel des contrats temporaires.

En revanche, le fait d’effectuer un nombre d’heures de travail élevé paraît un indicateur plus pertinent d’une volonté de se distinguer. L’indicateur le plus naturel est celui fourni par le nombre d’heures supplémentaires effectuées, rémunérées ou non. En coupe, on observe que le fait d’avoir déclaré effectuer des heures supplémentaires double les taux de transition entre CDD et CDI (qui passe 7% à 14%). De manière surprenante, ce n’est pas le cas lorsque l’on utilise uniquement les heures supplémentaires non rémunérées. Cet indicateur n’est cependant correctement renseigné à toutes les vagues d’interrogation qu’à partir de 2007. Les estimations utilisant un tel indicateur d’“effort” portent donc sur période plus courte que précédemment, avec un nombre d’observations plus réduit.

Nous utilisons donc plutôt des indicateurs fondés sur une mesure disponible sur l’ensemble des interrogations, le nombre d’heures effectué au cours de la semaine de référence. La définition la plus spontanée est de la comparer à une durée “conventionnelle”, liés aux obligations légales, soit 35 heures ou 39 heures. Cependant, les durées “habituelles” peuvent différer selon les caractéristiques de l’emploi (qualification, secteur d’activité en particulier) ou son statut (les règles encadrant les temps partiels sont différentes). Nous définissons alors des indicateurs en comparant la durée déclarée par le salarié au nombre d’heures moyen réalisé par des salariés exerçant un emploi comparable. En pratique, nous construisons des distributions d’horaires hebdomadaires conditionnelles aux caractéristiques observables de l’emploi (type de contrat et secteur d’activité) pour chaque trimestre<sup>12</sup>.

Nous définissons alors l’effort comme le fait de se “distinguer” par un volume horaire plus important, i.e. de se situer dans des quantiles élevés de cette distribution. Nous considérerons par exemple qu’un salarié sous CDD a fourni des “efforts significatifs” s’il se situe dans le dernier quartile de la distribution des salariés ayant un emploi avec les mêmes caractéristiques. Inversement, le fait d’avoir nettement moins travaillé que les autres peut constituer un signal (négatif cette fois). Notons que l’avantage de cette définition est d’être objective, et d’être moins sensible aux biais de déclaration sur les horaires “habituels”. Elle englobe *a priori* également le fait d’être plus ou moins absent. Les transitions brutes montrent que les salariés qui ont déclaré avoir travaillé significativement plus que les autres ont légèrement plus de chances d’obtenir un CDI le trimestre suivant (on passe de 7%

---

<sup>12</sup>Notons que nous pourrions également le comparer à une distribution conditionnelle aux caractéristiques individuelles du salarié. Selon leur âge, leur sexe ou leurs obligations familiales, l’arbitrage revenu/loisir lié au fait d’effectuer des heures supplémentaires ne sera pas le même. Cependant, il nous semble que ces dimensions sont moins pertinentes pour l’employeur, dans son choix de prolonger le contrat d’un salarié

à 10%). Le fait que l'écart soit moins important que lorsque l'on utilise les heures supplémentaires peut s'expliquer par le fait que cet indicateur intègre plus d'information que les déclarations d'heures supplémentaires, puisqu'il est conditionnel aux caractéristiques de l'emploi et du secteur ce trimestre donné. Faire des heures supplémentaires peut en effet être signe d'un pic d'activité de l'entreprise. L'indicateur relatif réduit *a priori* une partie de cette endogénéité, puisqu'il contrôle pour des effets de conjoncture sectorielle. Reste une endogénéité individuelle : les salariés qui travaillent significativement plus que les autres peuvent avoir des caractéristiques (motivation par exemple), qui expliquent que leur emploi soit plus souvent transformé en CDI également.

### 5.5.2 Résultats

Pour tenir compte de l'hétérogénéité inobservée, nous utilisons le modèle à effets fixes développé plus haut. Pour analyser l'impact incitatif des contrats temporaires, nous comparons les probabilités respectives d'obtenir un CDI le trimestre suivant selon que le salarié en CDD ait travaillé plus, au sens des indicateurs présentés plus haut, ou non. Nous distinguons donc deux états : "CDD effort" renvoie au fait d'être en CDD et d'avoir effectué plus d'heures que les personnes dans une situation équivalente, et les "CDD non effort" à celui d'être en CDD et de ne pas avoir effectué plus d'heures. Pour ne pas multiplier les états, l'interim est ici regroupé dans l'état "autre activité". Une fois l'hétérogénéité inobservée prise en compte (Table 9), on n'observe pas de différence significative dans les chances d'obtenir un emploi sous CDI pour les salariés sous CDD, qu'ils aient travaillé nettement plus que les salariés comparables ou pas.

Ce résultat est vrai quel que soit l'indicateur retenu. La Table 10 présente les probabilités relatives d'obtenir un CDI plutôt qu'un CDI pour des salariés en CDD (les matrices entières ne sont pas présentées ici par souci de clarté de présentation), en utilisant plusieurs indicateurs d'effort : avoir travaillé plus que 35 heures, plus que 39 heures, avoir déclaré travailler des heures supplémentaires, ou avoir travaillé nettement moins que les autres (premier décile de la distribution des heures travaillées)<sup>13</sup>. Notons que dans le cas des heures supplémentaires, l'estimation porte sur un effectif plus réduit, l'information sur les heures supplémentaires n'étant pas correctement renseignée à toutes les vagues d'interrogations de l'Enquête. Quel que soit l'indicateur retenu, le fait de travailler plus ne semble pas avoir d'impact significatif sur la probabilité d'obtenir un CDI, plutôt que d'être chômeur, le trimestre suivant. On observe un écart plus important lorsque l'on compare les salariés en

---

<sup>13</sup>le premier quartile s'établit sur l'ensemble de l'échantillon à 35 heures, et ne traduit pas un comportement très différent

CDD qui ont travaillé nettement moins que les autres (ce qui regroupent également les salariés en congés), mais cet écart n'est pas significatif aux seuils habituels.

Nous estimons également notre modèle sur le sous-échantillon des jeunes (personnes âgées de 18 à 29 ans), population *a priori* la plus concernée par les emplois temporaires. L'emploi temporaire est devenu pour beaucoup une étape de l'insertion dans la vie active. De nombreux emplois temporaires sont convertis en emploi permanent dans la même entreprise (Givord, 2006) pour les salariés en début de vie active, ce qui accrédite l'idée d'une utilisation des contrats temporaires comme période d'essai. On pourrait donc supposer que l'aspect incitatif joue à plein pour ces salariés. Cependant, comme pour les autres, nous ne trouvons pas d'impact significatif du fait de travailler nettement plus sur les transitions vers l'emploi stable (Table 11).

## 6 Conclusion

Dans cette étude, nous proposons une estimation de l'intensité des transitions sur le marché du travail. Pour cela, nous mobilisons les données de l'enquête Emploi en continu qui nous permet de distinguer différents contrats temporaires. En effet, ceux-ci correspondent souvent à des logiques différentes. Nous pouvons alors estimer finement l'impact d'un contrat temporaire donné sur la trajectoire professionnelle.

Nos estimations montrent que les contrats courts améliorent en partie, mais en partie seulement, les perspectives professionnelles des salariés qui en bénéficient. Les matrices d'intensité des transitions entre les différents états professionnels restent marquées par une forte inertie, même en tenant compte des effets liés à l'hétérogénéité individuelle.

Ces résultats mériteraient d'être approfondis. En particulier, on peut s'interroger sur la probable hétérogénéité de la dépendance d'état selon certaines catégories. Beffy, Coudin et Rathelot (2008) proposent une approche intéressante pour aborder ce sujet. On peut également s'interroger sur les restrictions auxquelles conduisent le fait d'exclure de l'estimation les personnes qui ne connaissent aucune transition sur la période, notamment le fait que celles-ci n'ont pas les mêmes caractéristiques observables. Enfin, on se limite à une modélisation de type Markov d'ordre 1 pour la dynamique de la trajectoire. On peut s'interroger sur une persistance à plus d'un trimestre. Le recul temporel fourni par nos données n'est cependant pas suffisant pour étudier cela plus en avant. Notons par ailleurs que les résultats obtenus ici sont purement descriptifs, et tributaires du fonctionnement du marché du tra-

vail tel qu'il est. Il n'est en particulier peu probable que les résultats seraient les mêmes si on étendait, ou on restreignait, l'usage des contrats temporaires (voir par exemple Kahn, 2007 pour une simulation de telles modifications).

Nos estimations apportent des éléments de réponse sur l'éventuelle dimension "incitative" des CDD. Notre postulat est que si ces contrats sont effectivement utilisés pour inciter les salariés à faire plus d'efforts, alors les salariés en CDD qui travaillent nettement plus que les autres devraient voir leur contrat plus souvent transformé en CDI. On observe bien que les salariés en CDD ont plus de chances d'obtenir un CDI lorsqu'ils font des heures supplémentaires, mais cet effet disparaît lorsque l'hétérogénéité inobservée est prise en compte. Ce résultat est robuste lorsque l'on considère des indicateurs plus précis du fait de travailler plus. Nos estimations ne permettent donc pas de valider cette hypothèse. Il est évidemment difficile d'aller plus loin. D'une part parce que notre indicateur n'est qu'une mesure imparfaite du "travailler plus" qui lui-même n'est qu'une dimension de l'effort. D'autre part parce que le fait de faire un volume d'heures conséquent n'est qu'un moyen parmi d'autres de se signaler. Cette question n'est à notre sens pas anecdotique, car elle renvoie à l'utilisation éventuelle des CDD comme période d'essai. Cette utilisation, qui est de fait un contournement du droit du travail, est assez souvent évoquée dans le débat public. Il serait intéressant de modéliser explicitement les évolutions dans le temps des intensités des transitions des CDD et des CDI (voir par exemple Gagliarducci, *ibid* ou Boockman et Hagel, 2005).

## Références

- [1] Anger, S. (2008), 'Overtime Work as a Signaling Device', *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 55 (2), pp. 167-189.
- [2] Beffy, M., Coudin, E. and Rathelot, R. (2008), 'Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on French labor market transitions', *Document de Travail INSEE*, G2008/10.
- [3] Bentolila, S. and Bertola, G. (1990), 'Firing Costs and Labour Demand : How Bad is Euroclerosis?', *The Review of Economic Studies*, vol. 57 (3), pp. 381-402.
- [4] Bonnal, L., Fougère, D. and Sérandon, A. (1997), 'Evaluating the impact of French employment policies on individual labour market histories', *The Review of Economic Studies*, vol. 64 (4), pp. 683-713.
- [5] Boockmann, B. and Hagen, T. (2005), 'Fixed Term Contracts as Sorting Mechanisms : Evidence from Job Durations in West Germany', ZEW - CEPR Discussion Paper No. 05-085.
- [6] Booth, A.L., Francesconi, M. and Frank, J. (2002), 'Temporary jobs : stepping stones or dead ends?', *Economic Journal*, vol. 112 (480), pp. 189-213.
- [7] 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*, vol. 1 (4).
- [8] Cancé, R. and Fréchou, H. (2003), 'Les contrats courts : source d'instabilités mais aussi tremplin vers l'emploi permanent', *Premières synthèses*, vol. 14(1), DARES.
- [9] Cantor, R. (1988), 'Work Effort and Contract Length', *Economica*, London School of Economics and Political Science, vol. 55 (219), pp. 343-53.
- [10] CERC (2005), 'La sécurité de l'emploi face aux défis des transformations économiques', Rapport du CERC.
- [11] Danziger, L. (1992), 'On the Prevalence of Labor Contract with Fixed Duration', *American Economic Review*, vol. 82 (1), pp. 195-206.
- [12] DARES, Loquet, G. (2008), 'Les mouvements de main-d'oeuvre en 2006', PIPS 2008-16.3.
- [13] Engellandt, A. and Riphahn, R. (2005), 'Temporary contracts and employee effort', *Labour Economics*, Elsevier, vol. 12 (3), pp. 281-299.
- [14] Fougère, D. and Kamionka, T. (1992), 'Mobilité et précarisation sur le marché français du travail : une analyse longitudinale pour les années 1986 à 1988', *Economie et Prévision*, vol. 102-103, pp. 157-178.

- [15] Gagliarducci, S. (2005), ‘The dynamics of repeated temporary jobs’, *Labour Economics*, Elsevier, vol. 12 (4), pp. 429-448.
- [16] Gerfin, M., Lechner, M. and Steiger, H. (2005), ‘Does subsidised temporary employment get the unemployed back to work? An econometric analysis of two different schemes’, *Labour Economics*, vol. 12 (6), pp. 807-835.
- [17] Givord, P. (2006), ‘Formes particulières d’emploi et insertion des jeunes’, *Economie et Statistique*, vol. 388-389, pp.145-169.
- [18] Givord, P. and Maurin, E. (2001), ‘Changes in job stability and their causes : an empirical analysis. Method applied to France 1982-2000’, WP Crest 2001-07.
- [19] Goux, D., Maurin, E. and Pauchet M. (2001), ‘Fixed-Term Contracts and the Dynamics for Labour Demand’, *European Economic Review*, vol. 45 (3), pp. 533-552.
- [20] Guell, M. and Petrongolo, B. (2007), ‘How binding are legal limits? Transitions from temporary to permanent work in Spain’, *Labour Economics*, vol. 14 (2), pp. 153-183.
- [21] Guriev, S. and Kvasov, D. (2006), ‘Contracting on Time’, *American Economic Review*, vol. 95 (5), pp. 1369-1385.
- [22] Havet, N. (2006), ‘L’insertion professionnelle des jeunes et mesures publiques : des trajectoires différenciées entre hommes et femmes’, *Annales d’économie et de statistique*, vol. 81, pp. 225-250.
- [23] Honoré, B. and Kyriazidou, E. (2000), ‘Panel data discrete choice models with lagged dependent variables’, *Econometrica*, vol. 68 (4), pp. 839-874.
- [24] Ichino, A., Mealli, F. and Nannicini, T. (2008), ‘From temporary help jobs to permanent employment : what can we learn from matching estimators and their sensitivity?’, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 23 (3), pp. 305-327.
- [25] Ichino, A. and Riphahn, R. (2005), ‘The Effect of Employment Protection on Worker Effort. A Comparison of Absenteeism During and After Probation’, *Journal of the European Economic Association*, vol. 3 (1), pp. 120-143.
- [26] Insee (2008), ‘Une photographie du marché du travail en 2007’, *Insee Première* N° 1206.
- [27] Kahn, L. (2007), ‘Employment Protection Reforms, Employment and the Incidence of Temporary Jobs in Europe : 1995–2001’, IZA WP 3241.
- [28] Lazear, E. (1995), ‘Hiring Risky Workers’, NBER Working Papers 5334.
- [29] Leclair, M. and Roux, S. (2007), ‘Productivité relative et utilisation des emplois de courte durée dans les entreprises’, *Economie et statistique*, vol. 405-406, pp. 47-76.

- [30] Loh, E.S. (1994), ‘Employment Probation as a Sorting Mechanism’, *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 47 (3).
- [31] McFadden, D. (1974), ‘Conditional logit analysis of qualitative choice behaviour’ in (P. Zarembka, ed.) *Frontiers in Econometrics*, New York : Academic Press, pp. 105-142.
- [32] Magnac, T. (2000), ‘Subsidised Training and Youth Employment : Distinguishing Unobserved Heterogeneity from State Dependence in Labour Market Histories’, *Economic Journal*, vol. 110 (466), pp. 805-837.
- [33] Marinescu, I.E. (2007), ‘Shortening the Tenure Clock : the Impact of Strengthened U.K. Job Security Legislation’, Working Papers 07-04, Utrecht School of Economics.
- [34] Meyer, A. and Wallette, M. (2005), ‘Absence of Absenteeisms and overtime work - Signalling factors for temporary workers?’, Working Paper of the Lund University, n° 2005 :15.
- [35] Murphy, K. (2000), ‘What effect does uncertainty have on the length of labor contracts?’, *Labour Economics*, vol. 7 (2), pp. 181-201.
- [36] Riphahn, R. (2004), ‘Employment Protection and Effort Among German Employees’, *Economics Letters*, vol. 85 (3), pp. 353-357.
- [37] Wooldridge, J. (2005), ‘Simple Solutions to the Initial Conditions Problem in Dynamic, Nonlinear Panel Data Models with Unobserved Heterogeneity’, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20 (1), pp. 39-54.
- [38] Zijl, M., Van den Berg, G. and Heyma, A. (2004), ‘Stepping Stones for the Unemployed : The Effect of Temporary Jobs on the Duration until Regular Work’, IZA Discussion Papers 1241.
- [39] Zijl, M. and Van Leeuwen, M. (2005), ‘Temporary Jobs, Intermediate Positions or Jumping Boards ; Searching for the Stepping-Stone Effect of Temporary Employment’, SEO Discussion Paper No. 38.

TAB. 1 – Composition de l'échantillon

	Nombre d'individus	Fréquence (en %)
Inactivité	27736	22.0
Chômage BIT	8553	6.8
CDI à <i>temps complet</i>	44390	35.3
Fonction Publique à <i>temps complet</i>	14499	11.5
CDD à <i>temps complet</i>	2237	1.8
Intérim à <i>temps complet</i>	1548	1.2
Indépendants à <i>temps complet</i>	9156	7.3
Autres temporaires à <i>temps complet</i>	2510	2.0
Temps Partiel	15220	12.1
Total	125849	100

*Source : EEC 2002-2008, Champ : N=125849 individus de 18 à 60 ans présents 6 fois en première interrogation*

TAB. 2 – Statistiques descriptives

	<i>CDI</i>	<i>CDD</i>	<i>Interim</i>
Femmes	0.35 (0.002)	0.52 (0.01)	0.28 (0.01)
Bacheliers et +	0.38 (0.002)	0.44 (0.01)	0.31 (0.01)
15-29 ans	0.15 (0.002)	0.49 (0.01)	0.47 (0.01)
30-49 ans	0.62 (0.002)	0.43 (0.01)	0.45 (0.01)
50-60 ans	0.23 (0.002)	0.08 (0.01)	0.08 (0.01)
Ouvriers	0.36 (0.002)	0.42 (0.01)	0.80 (0.01)
Employés	0.23 (0.002)	0.34 (0.01)	0.11 (0.01)
Prof. intermédiaires	0.26 (0.002)	0.17 (0.01)	0.08 (0.01)
Cadres	0.15 (0.002)	0.08 (0.01)	0.01 (0.01)
Agriculture	0.02 (0.001)	0.06 (0.005)	0.00 (0.00)
Industrie	0.30 (0.002)	0.19 (0.01)	0.46 (0.01)
BTP	0.08 (0.002)	0.06 (0.004)	0.16 (0.01)
Tertiaire	0.59 (0.002)	0.67 (0.01)	0.35 (0.01)
Nombre d'observations	44390	2237	1548

Source : EEC 2002-2008. CDD, Intérim et CDI à temps complets, première interrogation

TAB. 3 – Durées initiales, en mois, des contrats temporaires – Temps complets uniquement

Type de contrat	Moyenne	Ecart-type	Médiane	Mode	Nombre d'observations
CDD	6	6	5	6	2237
Intérim	3	7	1	0.25	1548

Source : EEC 2002-2008, Champ : N=125849 individus de 18 à 60 ans présents 6 fois en première interrogation

TAB. 4 – Temps de travail hebdomadaires – Temps complets uniquement

Type de contrat	Moyenne	Ecart-type	p10	p25	p50	p75	p90	Nb d'obs
CDI	37.3	9.6	28	35	37	40	48	37979
CDD	35.9	9.3	27.5	35	35	39	45	1699
Intérim	34.5	7.8	24	35	35	39	40	1408
CDI hors cadres	36.5	9.1	28	35	36	40	45	32119
CDD hors cadres	35.8	9	28	35	35	39	44	1583
Intérim hors cadres	34.4	7.8	24	35	35	39	40	1392

Source : EEC 2002-2008, Champ : N=125849 individus présents 6 fois en première interrogation renseignant le nombre d'heures

TAB. 5 – Intensité des transitions entre les états – Estimation naïve

	CDI	CDD	Intérim	Temps partiel	Autre activité	Inactivité
CDI	7.98 (0.49)	1.16 (0.14)	0.77 (0.18)	1.77 (0.10)	1.83 (0.15)	1.74 (0.08)
CDD	2.54 (0.12)	3.86 (0.09)	0.87 (0.18)	0.83 (0.14)	0.69 (0.24)	1.03 (0.10)
Intérim	2.00 (0.14)	1.34 (0.15)	4.31 (0.09)	-0.01 (0.22)	0.36 (0.31)	0.40 (0.14)
Temps partiel	2.65 (0.11)	0.84 (0.15)	0.22 (0.21)	5.97 (0.07)	2.48 (0.12)	1.76 (0.08)
Autre activité	2.77 (0.09)	1.11 (0.20)	1.01 (0.23)	2.18 (0.13)	8.48 (0.11)	2.34 (0.10)
Inactivité	1.31 (0.10)	0.81 (0.09)	0.17 (0.13)	1.22 (0.07)	2.79 (0.09)	4.52 (0.04)

Source : EEC 2002-2008, Champ : N=125849 personnes de 18 à 60 ans entre la première et la seconde interrogation présents 6 fois

Lecture : Un CDD a  $e^{2.54} = 12.7$  fois plus de chances qu'un chômeur d'obtenir un CDI plutôt que d'être chômeur le trimestre suivant

TAB. 6 – Intensité des transitions entre les états (modèle à effets fixes)

	CDI	CDD	Intérim	Temps partiel	Autre activité	Inactivité
CDI	4.02 (0.09)	0.13 (0.11)	0.09 (0.14)	0.67 (0.12)	0.27 (0.18)	0.87 (0.08)
CDD	1.16 (0.09)	1.77 (0.06)	-0.41 (0.12)	0.34 (0.10)	-0.10 (0.14)	0.48 (0.07)
Intérim	0.76 (0.12)	0.23 (0.10)	1.51 (0.07)	0.54 (0.14)	-0.12 (0.21)	0.11 (0.10)
Temps partiel	0.86 (0.11)	0.56 (0.10)	0.30 (0.15)	2.84 (0.06)	0.97 (0.11)	0.66 (0.06)
Autre activité	0.77 (0.15)	0.14 (0.14)	-0.06 (0.20)	0.49 (0.11)	3.28 (0.10)	0.73 (0.08)
Inactivité	0.27 (0.09)	0.11 (0.07)	-0.06 (0.09)	0.27 (0.06)	0.77 (0.08)	1.60 (0.04)

Source : EEC 2002-2008, Champ : N=20996 "movers" sur T=6 trimestres

Lecture : Un CDD a  $e^{1.16} = 3.2$  fois plus de chances qu'un chômeur d'obtenir un CDI plutôt que d'être chômeur le trimestre suivant

TAB. 7 – Intensité des transitions entre les états – Estimation naïve, *movers* uniquement

	CDI	CDD	Intérim	Temps partiel	Autre activité	Inactivité
CDI	6.19 (0.13)	0.92 (0.16)	0.45 (0.21)	1.05 (0.16)	0.90 (0.27)	1.16 (0.11)
CDD	1.38 (0.25)	3.26 (0.10)	0.46 (0.21)	0.53 (0.19)	0.17 (0.36)	0.73 (0.12)
Intérim	1.27 (0.29)	0.94 (0.17)	3.74 (0.11)	-0.02 (0.27)	-0.14 (0.46)	0.19 (0.16)
Temps partiel	2.07 (0.19)	0.66 (0.16)	0.12 (0.23)	4.63 (0.09)	1.79 (0.19)	1.35 (0.10)
Autre activité	2.03 (0.26)	0.78 (0.22)	0.82 (0.25)	1.33 (0.19)	6.09 (0.14)	1.70 (0.13)
Inactivité	1.31 (0.16)	0.67 (0.10)	-0.01 (0.14)	1.00 (0.10)	1.93 (0.13)	2.84 (0.05)

Source : EEC 2002-2008, Champ : N=20996 "movers" de 18 à 60 ans entre la première et la seconde interrogation présents 6 fois

Lecture : Un CDD a  $e^{1.38} = 4$  fois plus de chances qu'un chômeur d'obtenir un CDI plutôt que d'être chômeur le trimestre suivant

TAB. 8 – Intensité des transitions entre les états (modèle à effets aléatoires)

	CDI	CDD	Intérim	Temps partiel	Autre activité	Inactivité
CDI	5.40 (0.07)	0.06 (0.09)	-0.02 (0.11)	0.93 (0.08)	0.52 (0.12)	1.09 (0.06)
CDD	1.23 (0.08)	2.22 (0.06)	-0.45 (0.11)	0.34 (0.09)	-0.21 (0.13)	0.59 (0.07)
Intérim	0.95 (0.10)	0.24 (0.09)	1.90 (0.07)	0.57 (0.13)	-0.08 (0.18)	0.18 (0.09)
Temps partiel	1.31 (0.08)	0.55 (0.08)	0.37 (0.13)	3.63 (0.06)	0.89 (0.09)	0.77 (0.06)
Autre activité	0.99 (0.11)	0.12 (0.11)	-0.23 (0.16)	0.56 (0.09)	4.30 (0.09)	0.95 (0.07)
Inactivité	0.30 (0.07)	0.16 (0.06)	-0.05 (0.05)	0.28 (0.07)	0.99 (0.07)	1.84 (0.04)

Source : EEC 2002-2008, Échantillon complet de  $N=125849$  individus

Lecture : Un CDD a  $e^{1.23} = 3.4$  fois plus de chances qu'un chômeur d'obtenir un CDI plutôt que d'être chômeur le trimestre suivant

TAB. 9 – Intensité des transitions entre les états (modèle à effets fixes) – Impact du fait de travailler plus

	CDI	CDD effort=0	CDD effort=1	Temps partiel	Autre activité	Inactivité
CDI	4.08 (0.09)	0.06 (0.13)	-0.01 (0.22)	0.68 (0.12)	0.09 (0.12)	0.88 (0.08)
CDD effort=0	1.20 (0.11)	1.76 (0.08)	1.57 (0.12)	0.29 (0.11)	-0.35 (0.11)	0.48 (0.09)
CDD effort=1	1.29 (0.17)	1.47 (0.13)	1.77 (0.16)	0.32 (0.21)	-0.14 (0.20)	0.35 (0.17)
Temps partiel	0.90 (0.11)	0.55 (0.11)	0.39 (0.20)	2.85 (0.06)	0.47 (0.09)	0.65 (0.06)
Autre activité	0.74 (0.10)	0.19 (0.10)	0.30 (0.18)	0.28 (0.09)	2.13 (0.06)	0.32 (0.06)
Inactivité	0.33 (0.09)	0.09 (0.08)	0.37 (0.15)	0.26 (0.06)	0.24 (0.06)	1.60 (0.04)

Source : EEC 2002-2008, Champ :  $N=21088$  "movers"

Lecture : Un CDD "travaillant plus" a  $e^{1.29} = 3.6$  fois plus de chances qu'un chômeur d'obtenir un CDI plutôt que d'être chômeur le trimestre suivant

TAB. 10 – Rapports de chances d’obtention d’un CDI pour les salariés en CDD selon différents indicateurs d’effort

Heures déclarées > 3 <sup>eme</sup> quartile	1.09 (0.20)
Heures déclarées > 39 heures	0.95 (0.17)
Heures déclarées > 35 heures	1.07 (0.15)
Heures déclarées < 1 <sup>er</sup> décile	0.74 (0.13)
Heures supplémentaires	0.78 (0.30)

Source : EEC 2002-2008

Lecture : Pour un CDD, travailler plus de 39 heures multiplie par 0.95 la probabilité d’être en CDI plutôt que chômeur le trimestre suivant

TAB. 11 – Intensité des transitions entre les états (modèle à effets fixes) – 18-29 ans

	CDI	CDD effort=0	CDD effort=1	Temps partiel	Autre activité	Inactivité
CDI	4.04 (0.17)	0.04 (0.21)	-0.29 (0.39)	0.73 (0.20)	0.15 (0.20)	0.85 (0.16)
CDD effort=0	1.09 (0.15)	1.66 (0.12)	1.54 (0.19)	0.25 (0.17)	-0.30 (0.15)	0.72 (0.11)
CDD effort=1	1.30 (0.27)	1.37 (0.19)	1.36 (0.26)	0.02 (0.30)	-0.30 (0.28)	0.29 (0.23)
Temps partiel	0.84 (0.18)	0.51 (0.16)	0.31 (0.29)	2.50 (0.11)	0.51 (0.13)	0.94 (0.10)
Autre activité	0.55 (0.15)	0.08 (0.13)	-0.06 (0.27)	0.24 (0.13)	2.00 (0.09)	0.51 (0.09)
Inactivité	0.28 (0.14)	0.19 (0.11)	0.28 (0.21)	0.37 (0.09)	0.50 (0.08)	1.81 (0.06)

Source : EEC 2002-2008, Champ : N=7705 “movers” âgés de 18 à 29 ans

Lecture : Un CDD "effort" a  $e^{1.30} = 3.6$  fois plus de chances qu’un chômeur d’obtenir un CDI plutôt que d’être chômeur le trimestre suivant

TAB. 12 – Intensité des transitions entre les états (modèle à effets fixes) – 18-29 ans

	CDI	CDD	Intérim	Temps partiel	Autre activité	Inactivité
CDI	4.01 (0.17)	-0.02 (0.19)	0.15 (0.24)	0.73 (0.20)	0.32 (0.32)	0.85 (0.16)
CDD	1.10 (0.15)	1.58 (0.10)	-0.37 (0.17)	0.21 (0.15)	-0.12 (0.20)	0.66 (0.11)
Intérim	0.57 (0.19)	0.16 (0.15)	1.47 (0.11)	0.32 (0.21)	-0.24 (0.28)	0.13 (0.14)
Temps partiel	0.83 (0.18)	0.45 (0.15)	0.25 (0.20)	2.51 (0.11)	1.02 (0.16)	0.96 (0.10)
Autre activité	0.64 (0.22)	-0.07 (0.19)	0.05 (0.25)	0.49 (0.16)	3.17 (0.15)	0.94 (0.12)
Inactivité	0.26 (0.14)	0.19 (0.10)	0.07 (0.12)	0.38 (0.09)	1.06 (0.11)	1.84 (0.06)

Source : EEC 2002-2008, Champ : N=7676 "movers" âgés de 18 à 29 ans

Lecture : Un CDD a  $e^{1.10} = 2.7$  fois plus de chances qu'un chômeur d'obtenir un CDI plutôt que d'être chômeur le trimestre suivant

TAB. 13 – Intensité des transitions entre les états (modèle à effets fixes) – 30-49 ans

	CDI	CDD	Intérim	Temps partiel	Autre activité	Inactivité
CDI	4.06 (0.13)	0.24 (0.17)	0.18 (0.20)	0.64 (0.18)	0.23 (0.28)	1.02 (0.12)
CDD	1.34 (0.16)	1.82 (0.11)	-0.50 (0.20)	0.43 (0.16)	-0.18 (0.28)	0.27 (0.15)
Intérim	1.04 (0.19)	0.24 (0.17)	1.57 (0.11)	0.63 (0.23)	0.14 (0.37)	0.20 (0.18)
Temps partiel	0.91 (0.17)	0.52 (0.17)	0.23 (0.24)	3.05 (0.09)	1.15 (0.18)	0.43 (0.11)
Autre activité	1.02 (0.25)	0.34 (0.28)	-0.12 (0.36)	0.48 (0.18)	3.38 (0.16)	0.68 (0.16)
Inactivité	0.42 (0.13)	0.04 (0.14)	-0.22 (0.17)	0.22 (0.10)	0.50 (0.14)	1.50 (0.06)

Source : EEC 2002-2008, Champ : N=8466 "movers" âgés de 30 à 49 ans

Lecture : Un CDD a  $e^{1.34} = 3.8$  fois plus de chances qu'un chômeur d'obtenir un CDI plutôt que d'être chômeur le trimestre suivant

TAB. 14 – Intensité des transitions entre les états (modèle à effets fixes) – 50-60 ans

	CDI	CDD	Intérim	Temps partiel	Autre activité	Inactivité
CDI	4.30 (0.28)	-0.64 (0.52)	-0.17 (0.58)	0.82 (0.32)	0.31 (0.44)	0.67 (0.19)
CDD	1.13 (0.39)	1.81 (0.24)	-0.02 (0.49)	0.13 (0.43)	1.47 (0.82)	0.78 (0.31)
Intérim	0.47 (0.55)	-0.18 (0.48)	1.40 (0.32)	1.41 (0.64)	-1.30 (1.20)	-0.63 (0.58)
Temps partiel	1.04 (0.34)	0.00 (0.42)	-0.17 (0.78)	2.96 (0.17)	0.55 (0.35)	0.22 (0.18)
Autre activité	1.08 (0.42)	0.30 (1.15)	-0.38 (0.95)	0.46 (0.35)	3.15 (0.31)	0.43 (0.26)
Inactivité	0.37 (0.26)	0.20 (0.30)	0.08 (0.49)	0.06 (0.19)	0.37 (0.25)	1.47 (0.09)

Source : EEC 2002-2008, Champ : N=3805 "movers" âgés de 50 à 60 ans

Lecture : Un CDD a  $e^{1.13} = 3.1$  fois plus de chances qu'un chômeur d'obtenir un CDI plutôt que d'être chômeur le trimestre suivant

TAB. 15 – Intensité des transitions entre les états (modèle à effets fixes) – Femmes

	CDI	CDD	Intérim	Temps partiel	Autre activité	Inactivité
CDI	4.14 (0.15)	-0.04 (0.20)	0.34 (0.27)	0.67 (0.15)	0.26 (0.25)	0.88 (0.13)
CDD	1.19 (0.16)	1.68 (0.10)	-0.30 (0.20)	0.48 (0.13)	-0.35 (0.22)	0.45 (0.11)
Intérim	0.92 (0.23)	0.48 (0.18)	1.57 (0.13)	0.81 (0.20)	0.35 (0.33)	0.17 (0.17)
Temps partiel	1.05 (0.14)	0.47 (0.13)	0.50 (0.20)	2.84 (0.07)	0.88 (0.14)	0.62 (0.08)
Autre activité	0.95 (0.22)	0.17 (0.21)	-0.08 (0.36)	0.49 (0.14)	3.14 (0.14)	0.72 (0.12)
Inactivité	0.35 (0.13)	0.07 (0.10)	0.07 (0.16)	0.21 (0.07)	0.50 (0.11)	1.55 (0.05)

Source : EEC 2002-2008, Champ : N=12066 "movers" femmes

Lecture : Un CDD a  $e^{1.19} = 3.3$  fois plus de chances qu'un chômeur d'obtenir un CDI plutôt que d'être chômeur le trimestre suivant

TAB. 16 – Intensité des transitions entre les états (modèle à effets fixes) – Hommes

	CDI	CDD	Intérim	Temps partiel	Autre activité	Inactivité
CDI	3.99 (0.12)	0.08 (0.15)	0.02 (0.17)	0.65 (0.21)	0.25 (0.26)	0.89 (0.11)
CDD	1.23 (0.13)	1.74 (0.10)	-0.50 (0.16)	-0.16 (0.20)	-0.05 (0.22)	0.50 (0.12)
Intérim	0.68 (0.15)	0.07 (0.14)	1.47 (0.09)	0.30 (0.21)	-0.35 (0.29)	0.09 (0.13)
Temps partiel	0.58 (0.20)	0.59 (0.18)	0.14 (0.22)	2.88 (0.12)	1.05 (0.19)	0.78 (0.13)
Autre activité	0.67 (0.20)	0.02 (0.21)	-0.05 (0.24)	0.52 (0.19)	3.46 (0.15)	0.75 (0.13)
Inactivité	0.30 (0.12)	0.18 (0.11)	-0.12 (0.12)	0.39 (0.12)	1.06 (0.12)	1.70 (0.06)

Source : EEC 2002-2008, Champ : N=8930 "movers" hommes

Lecture : Un CDD a  $e^{1.23} = 3.4$  fois plus de chances qu'un chômeur d'obtenir un CDI plutôt que d'être chômeur le trimestre suivant

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	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital		analyse économique des politiques française et allemande
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicolinéarité 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 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
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, Méric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépendelle des structures de qualification ?
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 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
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 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty : When is there a Value of Waiting ?
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 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissements des entreprises et cycle économique
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 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
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 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
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 Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
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 9505 Bis	D. GOUX - E. MAURIN Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
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 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 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 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
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 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français
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 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS <b>NON PARU</b>	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKS L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
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 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
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 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 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 optimal 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 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
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 théories sur la structure optimal du capital : quelques points de repère	G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE			G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une		

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. GAUTÉ 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. DUCHÊNE 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 Accomodative 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. DUCHÊNE - 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	Ch. GIANELLA
Bis	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
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Evolution et répartition du surplus de productivité
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
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model : An empirical reassessment using panel data
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Evaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé
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
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
G2001/14	I. ROBERT-BOBEE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages"
G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?

G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?
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
G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001
G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?
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
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
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
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
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
G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résumant-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?
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
G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté
G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France
G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production
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

G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBEE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants
G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites
G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles
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
G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002
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
G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé
G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?
G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990
G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation
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
G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?
G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area
G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie
G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme
G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français
G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes

G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?
G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
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
G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
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
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
G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
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
G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE
G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises

	Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.	G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés	G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland
G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »	G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?	G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Économies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral	G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?	G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française
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	G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises	G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison	G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision	G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française	G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)	G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE	G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale	G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises	G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé	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
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?	G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne	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
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France	G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?	G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of 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	G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen	G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution Une approche empirique sur données individuelles
G2006/04	J.-F. OUVRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?	G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France	G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype
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	G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France : a DSGE type approach	G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data	G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market	G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie	G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France	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
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	G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail	G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002	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		