

Évolution de la qualité des emplois dans les services : stabilité et rémunération des postes entre 1997 et 2007

Bénédicte Mordier *

Contrairement à une opinion répandue, la qualité des emplois des secteurs des services, au sens de la rémunération et de la stabilité, a connu une évolution plutôt favorable entre 1997 et 2007. Dans la majorité de ces secteurs, y compris parmi ceux recourant fortement au travail non qualifié, on assiste à une augmentation de la rémunération horaire réelle des postes. La stabilité des emplois progresse dans le quart des secteurs des services et reste constante dans la moitié des secteurs.

Cependant, les salariés ayant effectué un passage d'un poste de l'industrie à un poste des services ou de l'intérim ont généralement subi à cette occasion une dégradation de la stabilité et de la rémunération horaire de l'emploi. Entre le début et la fin de la période, l'ampleur de cet impact défavorable est restée globalement stable pour les transitions industrie-services mais s'est sensiblement accentuée pour les transitions industrie-intérim. Elle n'a, par ailleurs, pas évolué de la même façon pour toutes les catégories de salariés, les différences tendant néanmoins à s'atténuer.

* Au moment de l'écriture de l'article, appartenait à la division Services de l'Insee.
L'auteur tient à remercier Jérôme Accardo, pour son aide et ses conseils lors de l'élaboration de cet article.

Si les médias, les politiques et le public s'intéressent particulièrement à la question de la quantité des emplois, les préoccupations concernant leur qualité émergent depuis la fin des années 90 dans les économies les plus développées. En particulier, la forte dynamique d'emploi que les États-Unis et le Royaume-Uni ont connue au cours de cette période est apparue à différents auteurs comme acquise au prix d'un développement de « mauvais emplois » (*bad jobs*) moins payés, moins stables, moins intéressants (Kalleberg, 2000 ; Nolan, 2001 ; Goos and Manning, 2003). En France, à la même époque, se répand l'usage de la notion de « salarié précaire » (Paugam, 2000). À la suite de l'élaboration de la Stratégie de Lisbonne (Conseil européen de mars 2000), plusieurs sommets européens ont retenu la qualité de l'emploi parmi leurs objectifs et la Commission européenne en a proposé une définition multidimensionnelle, adoptée au sommet de Laeken (décembre 2001).

Même si on a pu parler de « la procyclicité de l'intérêt pour la qualité de l'emploi » (Fremigacci, L'Horty, 2005), le regain du chômage depuis 2009 dans la plupart des économies développées n'a pas fait disparaître l'attention dont elle avait commencé à être l'objet ; elle figure parmi les cinq recommandations formulées par la première réunion des ministres du travail et de l'emploi du G20 (21 avril 2010), tandis que différents organismes internationaux (dont l'ONU) poursuivent leurs efforts d'élaboration statistique de cette notion¹.

On compte plusieurs études comparant les pays européens en matière de qualité de l'emploi. Elles constatent de nettes différences (Leschke, Watt, 2008 ; Davoine, Erhel, 2008), associées à des évolutions elles aussi divergentes : dans certains pays, comme la France, la qualité moyenne de l'emploi (dans la définition de Laeken), s'accroît (Fremigacci et L'Horty, 2005 ; Davoine et Erhel, 2008) depuis les années 80, bien que d'autres travaux conduisent à nuancer ce diagnostic, soit par le constat que certaines dimensions de la qualité, comme la stabilité de l'emploi, connaissent une dégradation (Aeberhardt, Marbot, 2010), soit par la mise en évidence de disparités notables entre salariés selon leurs caractéristiques, de genre² par exemple (Lemière, Marc, 2006).

D'autres auteurs soulignent plutôt la complexité des évolutions :

- Le rapport 2008 de la *European Foundation for the Improvement of Living and Working*

Conditions conclut ainsi que, sur la période 1995-2006, la France a connu une forte croissance du nombre d'emplois de haute qualité et du nombre d'emplois de faible qualité (celle-ci étant approchée par le salaire horaire) au détriment des emplois de qualité moyenne (EFILWC, 2008).

- Sur données britanniques, Green (2005) observe que le travail est, au cours des dernières décennies, certes devenu en moyenne plus intéressant et mieux payé, mais au prix d'un stress toujours plus élevé chez le salarié³ ; selon Goos et Manning (2007), il y aurait une tendance à la polarisation, la qualité des bons emplois s'accroissant tandis que celle des mauvais baisse.

- Sur données françaises, les études sectorielles à caractère monographiques réunies dans Caroli et al. (2009) mettent en évidence les points communs mais aussi les différences sensibles dans les formes concrètes de l'évolution, pour les salariés à bas salaire, des dimensions de la qualité de l'emploi selon les secteurs, par exemple entre celui du commerce de détail, celui des hôtels, ou celui des centres d'appel.

Ce dernier travail fait d'ailleurs plutôt figure d'exception. À l'inverse des différences internationales, l'analyse des différences entre secteurs d'activité ont suscité peu d'intérêt. En particulier l'opinion répandue selon laquelle l'industrie serait un secteur de bons emplois tandis que les services favoriseraient le développement d'emplois moins rémunérés, moins protégés, moins qualifiés ne semble pas avoir fait l'objet d'un examen détaillé systématique.

Il est vrai que cette conception est confortée par le raisonnement économique (les services sont le secteur où les gains de productivité, et donc les augmentations de salaires, sont les plus faibles) et par l'observation empirique (dans tous les pays, les emplois les moins rémunérés et les plus précaires se rencontrent majoritairement dans le commerce et dans les services aux particuliers [Gadrey, 2003]). La hausse, pratiquement ininterrompue depuis des décennies, de la part des services dans l'emploi – trait commun à toutes les économies développées (voir, pour la France, Bouvier, Pilarski, 2008)

1. Dans le cadre d'efforts communs avec le BIT et la Commission Européenne pour définir des indicateurs de la qualité de l'emploi (<http://www.unece.org/stats/documents/ece/ces/2010/9.e.pdf>)

2. D'autres effets sont possibles ; Marcotte (1998) met en évidence un impact (néгатif) de l'appartenance ethnique pour les salariés noirs aux États-Unis, sur la période 1976-1993.

3. Voir, pour la France, Amossé et Gollac (2008), Cartron (2004).

– tendrait donc à dégrader la qualité moyenne des emplois. La poursuite de la désindustrialisation (Fontagné, Lorenzi, 2005) d'une part, l'externalisation croissante (et pas seulement dans les entreprises du secteur industriel) d'activités dites « de support » auparavant réalisées en interne d'autre part (Niel, Okham, 2007), et le constat que dans ces mouvements les emplois peuvent se précariser (Weinkopf, 2009) avivent aujourd'hui la crainte que la tertiarisation n'accroisse une tendance à la baisse de la qualité des emplois ; en mars 2010, dans le pays européen pourtant le moins affecté par la crise économique et financière de 2009, la chancelière allemande Angela Merkel s'inquiétait que « le secteur des services [ne devienne] un secteur de bas salaires à la limite de l'immoralité »⁴. Cette vision est d'ailleurs suffisamment répandue pour mobiliser des organismes comme l'Agence nationale des services à la personne (ANSP) qui lançait en mai 2010 son « baromètre de la qualité de l'emploi dans les services à la personne » dont l'objectif explicite était de « remettre en question bon nombre d'idées reçues »⁵, à savoir celles associant ce secteur à une faible qualité de l'emploi.

On ne dispose pourtant pas d'éléments empiriques très précis sur la distribution sectorielle de la qualité de l'emploi qui permettent d'étayer cette vision négative des secteurs des services. Et on sait par ailleurs que la caractérisation des services comme un secteur de mauvais emplois est discutable (Meisenheimer, 1998 ; Gadrey, 2003). Plus précisément, la forte hétérogénéité des services du point de vue des modes d'organisation, des processus de production, des structures se retrouve au niveau des conditions d'emploi. Une contribution importante sur cet aspect est l'article de Cases et Missègue (2001) ; les auteurs observent, à l'aide de techniques d'analyse des données appliquées au fichier exhaustif des déclarations annuelles de données sociales (DADS) de 1997 que les formes de la « segmentation interne » des emplois, c'est-à-dire l'opposition entre des salariés du « cœur de métier », bénéficiant d'un statut plus favorable, et ceux de la « périphérie », moins bien payés et plus exposés, variaient beaucoup d'un secteur des services à l'autre. Leur étude permet ainsi de situer avec précision les secteurs des services par rapport aux autres secteurs de l'économie en matière de qualité de l'emploi.

Une hétérogénéité analogue s'observe dans les évolutions des caractéristiques de l'emploi entre les secteurs des services. On se propose

ici de prolonger le travail empirique de Cases et Missègue dans une perspective dynamique pour déterminer dans quelle mesure il est fondé d'attribuer aux services un effet négatif sur l'évolution de la qualité de l'emploi sur une décennie (1997-2007).

La complexe définition de la qualité de l'emploi

La qualité de l'emploi ne se définit pas naturellement dans le modèle économique standard. Celui-ci considère que, comme pour les autres biens, le prix émergent de la confrontation d'une offre et d'une demande sur un marché du travail concurrentiel réalise le bilan, suffisant pour l'analyse économique, des caractéristiques attractives et négatives d'un emploi. Dans les dernières décennies, cette conception, qui interdit en définitive de suivre les changements dans la qualité de l'emploi et donc, a fortiori, d'élaborer des politiques capables de la promouvoir, est apparue insatisfaisante aux chercheurs en sciences sociales comme aux principales institutions internationales (Green, 2005, p 5).

Le Bureau international du travail, l'Union européenne ou l'OCDE se sont efforcés de cerner a priori cette qualité⁶, sans cependant aboutir à une définition universellement acceptée⁷. Les diverses définitions avancées ont au moins en commun d'y voir un concept multidimensionnel qui va en principe au-delà de la seule rémunération et couvre des aspects aussi variés que la stabilité/précarité, les horaires, la pénibilité, le risque d'accident, le stress, les relations avec l'encadrement, l'autonomie et la possibilité de choisir certaines caractéristiques du travail⁸, le sens/intérêt du travail et sa reconnaissance, les perspectives d'évolution, etc. (OCDE, 2001, chap. 3 ; Ralle, 2006).

Les principales études sur données françaises qui proposent une analyse de la qualité des emplois et de son évolution se sont efforcées d'intégrer cette perspective multidimensionnelle, qu'elles utilisent la définition de Laeken (Fremigacci et L'Horty, 2005 ; Davoine et Erhel, 2008), ou une

4. Les échos, 23/03/2010.

5. 1^{re} édition du baromètre de la qualité des emplois, ANSP, communiqué de presse, 19 mai 2010.

6. Appréhendée, au BIT, par la notion de « decent work » (ILO, 1999).

7. Le domaine reste actif : voir les travaux en cours de la Conférence des statisticiens européens de l'Unecp dont le sixième Meeting on Measuring Quality of Employment s'est tenu du 31 octobre au 2 novembre 2011.

8. Cet aspect est lié notamment à la question du temps partiel choisi ou contraint.

définition spécifique (Lemière et Marc, 2006, cette étude se centrant sur les horaires de travail). Elles soulèvent ainsi deux objections :

(i) Laissant de côté le salaire, elles encourent le reproche symétrique de celui adressé à l'approche économique standard qui ne s'intéresse qu'au salaire (ainsi, la définition retenue à Laeken n'inclut qu'un indice agrégé d'ascension salariale⁹). Or, comme le soulignent deux autres auteurs défendant par ailleurs un « Job Quality Index » multidimensionnel (et composé de six indicateurs¹⁰), « wages are arguably the most important field in regard to job quality » (Leschke, Watt, 2008, p. 6). Une rémunération trop faible est d'ailleurs, après le manque d'intérêt du travail, la deuxième raison qu'invoquent, en France, les salariés ayant démissionné de leur emploi (Filatriau, Nouël de Buzonnière, 2011).

(ii) Elles se situent du point de vue de l'individu et non du secteur : par exemple, la définition de Laeken mesure la sécurité de l'emploi par le seul taux de retour à l'emploi. Or ce taux n'est en rien une caractéristique des emplois existants¹¹ offerts par tel ou tel secteur. Le bon indicateur serait plutôt, comme chez Aeberhardt et Marbot (2010), la stabilité de l'emploi occupé, autrement dit la probabilité de le conserver. C'est elle qui, dans la compréhension ordinaire de la notion de qualité de l'emploi, apparaît essentielle : dans les enquêtes auprès des salariés sur leurs conditions de travail¹², elle arrive en tête des préoccupations (Tangian, 2009).

Plus généralement, il faut distinguer deux aspects : la qualité de la situation d'emploi des différents salariés et celle des emplois des différents secteurs d'activités des services. La différence entre les deux points de vue tient à ce qu'un individu peut occuper, parfois simultanément, plusieurs emplois, relevant de secteurs d'activités différents. Dans ce cas il n'y a plus correspondance simple entre la qualité de la situation d'emploi de ce salarié et celle prévalant dans les différents secteurs auxquels il participe.

La caractéristique de la présente étude est d'une part de replacer au centre de la qualité de l'emploi la dimension de la rémunération et celle de la stabilité, d'autre part de suivre une approche sectorielle fondée sur le poste, c'est à dire, en première approximation, l'activité exercée par un salarié dans une entreprise, indépendamment des autres emplois que ce salarié peut occuper dans d'autres entreprises. Elle reprend ainsi, en

partie, la démarche retenue par l'étude de Cases et Missègue mentionnée ci-dessus.

Elle s'en distingue cependant en ce qu'elle cherche à mesurer des évolutions¹³ ; on s'intéressera donc non au stock existant de postes une année donnée, mais aux postes créés¹⁴ cette même année, de façon à mieux évaluer les changements survenus dans les conditions faites aux salariés entrants par le secteur.

Le choix des DADS

Dans l'idéal, il faudrait disposer pour chaque secteur d'activité d'une mesure dans toutes les dimensions de la qualité de l'emploi. En outre, une analyse solide des évolutions requiert de pouvoir suivre cette mesure tout au long de la période retenue. Certains des traits les plus importants d'un emploi, notamment la probabilité de le conserver, dépendent en effet de la situation économique générale (Fremigacci, L'Horty, 2005) ; selon qu'on retient un début de période (ou sa fin) en haut ou en bas du cycle économique, on peut obtenir des taux d'évolution très différents, comme en témoignent les résultats contradictoires obtenus par plusieurs études, pourtant fondées sur une même source¹⁵ (L'Horty, 2005)¹⁶. En outre, la mesure des évolutions est toujours susceptible d'être parasitée par des modifications, au cours du temps, du dispositif de mesure. Disposer de l'ensemble des évolutions au cours de la période permet de contrôler ce type de biais¹⁷.

9. En l'espèce, la moyenne pondérée des taux de transition du premier décile des salaires, D1, au second, D2, de D2 à D3, et de D3 à D4 et plus.

10. J. Leschke, A. Watt et M. Finn (2008).

11. C'est un autre aspect de l'ambiguïté de l'approche de Laeken, qui parle moins de qualité de l'emploi que de qualité (macroéconomique) du marché du travail, comme le remarquent Lemière et Marc.

12. Notamment la Fourth European Working Conditions Survey 2005 de la European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions.

13. Alors que Cases et Missègue (2001) proposent une photographie de la qualité des emplois de service en 1997.

14. Un poste créé, au sens de cette étude, est une relation d'emploi qui se crée entre un établissement et un salarié. On parlera donc aussi de création de poste si un nouveau salarié occupe un poste pérenne.

15. En l'occurrence, l'enquête Emploi.

16. Outre ceux examinés par (L'Horty, 2005), l'article de Davoine et Erhel fournit un autre bon exemple de ce type de problèmes : mesurant l'évolution de l'indicateur « Taux de transition non-emploi/emploi », elles obtiennent pour la France une variation de 6 % en 1995 à 41 % en 2004 ! Évidemment, l'ampleur de l'écart doit tout aux dates retenues et l'évolution de la qualité de l'emploi mesurée ici est purement cyclique.

17. Il ne s'agit pas ici d'un simple raffinement méthodologique. La source utilisée dans cette étude (DADS) illustre justement ce phénomène (voir plus bas).

En pratique, on s'en doute, l'information accessible est loin d'être aussi fournie. Deux sources statistiques sont envisageables ; l'enquête *Emploi* et les *Déclarations annuelles de données sociales* (DADS). Pour les objectifs de l'étude, les DADS sont la source la mieux adaptée (encadré). Elles recensent chaque année tous les postes, ce qui permet une description précise des plus petits secteurs d'activité. L'analyse doit cependant se restreindre aux seuls aspects de la stabilité de la rémunération compte tenu du faible nombre d'informations recueillies sur chaque poste¹⁸. Il s'agit, il faut le reconnaître,

d'une limitation très forte. L'importance de ces deux aspects paraît cependant suffisante pour qu'il reste intéressant d'établir un diagnostic précis de leur évolution, par secteur, sur la décennie écoulée. Le panel DADS, qui permet de faire des analyses à niveau sectoriel plus agrégé, est mobilisé pour l'étude des transitions sectorielles.

18. Notamment le type de contrat (CDD ou CDI) n'est disponible que depuis 2005 et, si le poste est à temps partiel, on ne connaît pas sa quotité (les critères pour qualifier un poste à temps complet ayant d'ailleurs changé en 2002).

Encadré

LES DÉCLARATIONS ANNUELLES DE DONNÉES SOCIALES (DADS)

Les DADS, une source exhaustive adaptée à la description des secteurs d'activité

L'enquête *Emploi* a souvent été mobilisée pour des travaux sur la qualité des emplois. Son avantage est de décrire l'emploi principal occupé par l'enquêté avec un assez grand détail ; elle permet donc de couvrir différentes dimensions de qualité (horaires de travail, formations...). Cependant elle porte sur un échantillon qui, quoique substantiel pour une enquête auprès des ménages, est trop faible pour une description fine de tous les secteurs à un niveau fin : ainsi, sur la période 1997-2007, elle ne suit que 90 000 individus annuellement, soit un nombre nettement insuffisant pour obtenir des résultats significatifs au niveau le plus fin de la nomenclature d'activité (700 postes dans la NAF 2003). D'autant qu'elle est affectée, comme tous les panels (non administratifs) par une attrition importante et différentielle, qu'il importe de corriger. Enfin, prenant pour unité statistique l'individu, elle constitue un outil mal adapté à l'analyse sectorielle envisagée. Ces éléments écartent, *a fortiori*, les autres enquêtes annuelles auxquelles on pourrait penser (comme le panel européen, ou son successeur le panel SRCV).

Les DADS sont une source administrative exhaustive qui regroupe les déclarations des employeurs aux organismes de Sécurité sociale et à l'administration fiscale. On dispose d'informations concernant l'employeur (Raison sociale, code APE, nombre de salariés de l'établissement...) et des mentions particulières à chaque salarié (âge, sexe, qualification...). Le nombre d'informations collecté sur chaque poste est relativement faible : essentiellement le salaire (brut et net), le nombre d'heures effectuées et la durée du poste dans l'année. Elles ont néanmoins les qualités de précision des sources administratives par rapport aux enquêtes auprès des ménages et individus, évitant les biais sur le recensement des postes occupés, sur leur rémunération et leur durée. L'exhaustivité de la source permet d'étudier la centaine de secteurs d'activité des services marchands, y compris les plus petits d'entre eux.

Pour mener une étude sur les emplois dans différents secteurs d'activités, deux fichiers sont à privilégier ; les fichiers postes et le panel. Les fichiers postes sont des fichiers annuels. Un poste désigne l'emploi occupé par un salarié dans un établissement tel qu'il est décrit par la déclaration annuelle de données sociales (DADS) que l'entreprise a l'obligation de remplir et de transmettre à différentes administrations sociales et fiscales. Un poste est notamment défini par les dates de début et de fin (dans l'année) de période de paie, le nombre d'heures salariées, les différents éléments de la rémunération. La DADS contient aussi le numéro Siren de l'entreprise, celui de l'établissement (Siret), le numéro d'inscription au répertoire des personnes physiques (Nir, ou « numéro insee »), la codification PCS de l'emploi, les conditions d'emploi (temps complet, partiel, etc.) et, au moins sur les années récentes, le type d'emploi (emploi aidé, etc.), le type de contrat de travail (CDI, CDD, ...). A partir de ces fichiers, on observe les durées des postes au cours de l'année (et de l'année précédente s'ils existaient). On a donc une censure à droite au 31 décembre de chaque année. Les fichiers postes comptent 59 464 000 postes en 2007, dont 13 275 000 dans les services marchands. Du fait de leur exhaustivité, ils sont adaptés à l'étude des emplois dans les secteurs d'activité au niveau le plus fin de la nomenclature. Le second fichier, le panel DADS permet de suivre les trajectoires des individus depuis 1976. On retrace l'ensemble du parcours de chaque individu depuis 1976, mais cette fois-ci, l'information est regroupée au niveau des entreprises et non plus des établissements. Jusqu'en 2001, ce fichier regroupe les individus nés en octobre d'une année paire (environ 1/25 des salariés). En 2002, l'échantillon est étendu aux salariés nés une année impaire. On dispose donc, pour chaque année d'environ 140 000 (puis 310 000) postes créés dans les services marchands (hors intérim). C'est un effectif trop faible pour décrire le niveau le plus fin (NAF 700), mais suffisant pour des analyses sur des niveaux assez agrégés de la nomenclature. Il est ainsi mobilisé pour l'analyse des passages d'un secteur d'activité à un autre.

→

La mesure de la rémunération, la mesure de la stabilité

Le salaire peut être mesuré par le salaire total reçu sur le mois ou par le salaire horaire. L'avantage du salaire mensuel est qu'il intègre l'impact de la quotité de temps de travail sur la rémunération. Du point de vue de la qualité de l'emploi, l'interprétation du temps partiel est ambiguë, et dépend de ce qu'il est subi ou choisi (OCDE, 2001). Or l'information n'est pas disponible dans les DADS (annexe 2). On retient ainsi le salaire horaire pour représenter la dimension rémunération (annexe 1).

Par ailleurs, on définira la stabilité d'un emploi à la date t comme la durée résiduelle dans cet emploi dont va bénéficier le salarié qui l'occupe. C'est la définition retenue par la littérature, souvent de façon implicite : ainsi l'indicateur de précarité le plus fréquent, à savoir la probabilité de tomber au chômage dans une période donnée, par exemple dans les 6 prochains mois (Givord, Maurin, 2004 ; Fougère, 2003 ; Aeberhardt, Marbot, 2010) n'est en fait qu'un quantile particulier de la distribution des durées résiduelles. D'autres résumés statistiques, comme la moyenne, sont bien sûr envisageables.

Quelle que soit la mesure opérationnelle retenue, cette définition soulève deux difficultés.

La première est conceptuelle : la stabilité est un indicateur de qualité a priori ambigu. Par exemple une faible stabilité, c'est-à-dire un emploi peu durable, peut correspondre à un emploi précaire (au sens d'une forte incertitude sur sa pérennité), mais aussi être la conséquence d'un choix du salarié : on sait que parmi les individus ayant changé d'entreprises dans un période donnée¹⁹, une nette majorité a démissionné du poste initial (Filatriau, Nouël de Buzonnière, 2011). Une baisse (par exemple) de la stabilité entre le début et la fin de la période d'étude peut alors être simplement la conséquence d'une amélioration transitoire de la situation économique et d'une hausse corrélative des opportunités d'emplois. On retrouve ici les difficultés induites par les effets du cycle économique sur le marché du travail. Il faut aussi envisager des variations dans le goût des salariés pour la mobilité professionnelle.

Les données utilisées permettent cependant de résoudre cette ambiguïté :

- Suivre les variations annuelles sur les différents secteurs permet, on l'a vu, de contrôler les difficultés soulevées par les fluctuations conjoncturelles et de repérer les évolutions tendancielles de la stabilité.

19. Cette population ne comprend donc pas les individus en emploi connaissant une transition vers le non emploi, ou l'inverse.

Encadré (suite)

Les difficultés posées par la source

La rupture de série de 2002

A partir de 2002, un changement important a lieu dans l'exploitation des données DADS, lié à la refonte de l'application. Cette refonte affecte notamment la variable mesurant les durées de paie. Ainsi, une chute importante des durées a lieu entre 2001 et 2002. Dans les résultats présentés, on cherche à corriger cette rupture de série, qui, si on ne la prenait pas en compte, conduirait à des résultats erronés sur les évolutions entre 1997 et 2007. Pour chaque secteur d'activité, on regarde si le saut (en nombre de jours) entre 2001 et 2002 est supérieur au maximum des écarts observés d'une année sur l'autre. Pour les secteurs pour lesquels cette rupture de série est importante, le taux de croissance entre 1997 et 2007 est calculé en faisant une moyenne annuelle sur 9 années ; de 1997 à 2001 puis de 2002 à 2007. Cette correction est aussi faite dans le calcul de l'évolution du salaire médian pour l'ensemble des secteurs.

Les identifiants des individus manquants

Les identifiants des individus sont parfois mal ou non renseignés dans le panel. Ces identifiants sont remplacés par des identifiants fictifs. Il devient alors impossible de faire le lien avec les autres périodes d'emplois de l'individu, c'est-à-dire avec les périodes des autres années et celles passées dans d'autres entreprises la même année. Ils sont susceptibles de biaiser la mesure de la stabilité des emplois : pour un salarié présent dans le panel jusqu'à l'année t , disparaissant du panel en $t+1$, puis réapparaissant en $t+2$, on ne peut calculer la durée du poste observé en t . Le risque de biais est d'autant plus gênant que la proportion de ces « trous » varie sensiblement d'une année sur l'autre (de l'ordre de 5 % jusqu'en 2002, elle est de l'ordre de 20 % en 2003 et en 2004 et baisse les années suivantes). À un niveau suffisamment agrégé, ce défaut est atténué par les traitements complémentaires réalisés qui consistent à retrouver une partie substantielle des individus auxquels on a attribué des identifiants fictifs. Il ne semble pas affecter significativement les résultats (voir l'analyse des transitions Industrie-Intérim/Services et annexe 4). Il n'est en revanche pas sûr qu'il soit correctement contrôlé au niveau le plus fin de la nomenclature des secteurs.

- De même l'analyse simultanée d'un grand nombre de secteurs permet de tester la pertinence d'une explication par un changement dans le goût pour la mobilité : cette explication n'est plausible que si les évolutions sont communes à tous les secteurs (on comprendrait mal pourquoi ce goût pour la mobilité pourrait se modifier dans certains secteurs et pas dans d'autres²⁰). Il faut par ailleurs noter qu'un changement volontaire de poste constitue un signal sur la qualité du poste (elle est probablement plus faible que celle des postes vers lequel le salarié se dirige²¹).

La seconde difficulté est technique et liée aux caractéristiques de la source DADS : dans les fichiers exhaustifs d'une année n (encadré), les postes sont observés au cours des seules années n et $n-1$; on ne dispose pas d'information ni sur les années antérieures à $n-1$, ni sur l'année $n+1$ et les suivantes. Pour des raisons développées dans l'annexe 1, le panel DADS n'offre pas une alternative satisfaisante ici. Puisque, chaque année, on ne s'intéresse qu'aux postes nouvellement créés, la troncature sur le passé n'a, en principe, pas d'incidence²². En revanche, celle opérée au 31 décembre de l'année biaise la mesure de la durée résiduelle du poste, d'autant plus que le poste a été créé tard dans l'année.

En d'autres termes, on n'observe que partiellement la distribution des durées résiduelles dans l'emploi, la censure affectant tous les postes, créés dans l'année, qui ne se terminent pas avant le 31 décembre. La répartition des dates de créations de postes n'étant pas la même d'une année sur l'autre, il est nécessaire de corriger du calendrier de création pour avoir une mesure homogène des durées résiduelles sur la période. On prendra ainsi pour indicateur sectoriel de stabilité de l'emploi dans un secteur, la moyenne (sur le secteur) des durées résiduelles tronquées au 31 décembre des postes créés dans l'année pondérées par le calendrier de créations des postes d'une année de référence (l'année 2007 a été retenue). On dénomme cet indicateur durée moyenne tronquée repondérée (DMTR). Dans cet article, on considère que malgré une telle limitation, en apparence extrêmement forte, on peut tirer de l'examen des durées résiduelles un diagnostic sur l'évolution de la stabilité d'emploi.

La DMTR ainsi définie n'est pas sensible aux variations de durée des postes les plus longs (notamment ceux de plus d'un an). Mais, étant sensible aux changements affectant les postes les plus courts, elle permet de repérer ce qui se passe sur les emplois les plus précaires, notamment les effets d'un accroissement des

contrats à durée déterminée (contrats d'au plus 6 mois). Ce qui fait de l'instabilité de l'emploi un phénomène socialement négatif est en effet qu'elle prive le salarié, toujours exposé à perdre son emploi à brève échéance, de la possibilité de s'engager durablement dans son travail et de tirer le bénéfice de cet investissement de long terme en matière de qualification, carrière salariale, etc. (Paugam, 2007 ; Héléardot, Drulhe, 2006). C'est donc le côté court de la distribution des durées résiduelles qui est décisif. De ce point de vue, la DMTR apparaît un indicateur adapté au diagnostic des évolutions de la qualité de l'emploi. L'annexe 1 précise, par ailleurs, la position de cet indicateur par rapport à la vraie distribution des durées (non tronquées).

Pour les différents secteurs d'activité considérés par l'étude (les cinq grands secteurs agrégés, l'intérim et les 95 secteurs des services marchands hors intérim), on calcule la DMTR pour chaque année de la période. Ces séries présentent en 2002 une rupture consécutive à la refonte de la chaîne de production des DADS cette année-là (encadré). Dans les analyses qui suivent, la rupture est corrigée.

Les durées des postes créés restent stables dans la moitié des secteurs des services

Le premier constat est l'absence de tendance à la réduction ou à l'augmentation de la durée des postes²³ dans le secteur des services marchands (hors intérim), entre 1997 et 2007 : la variation est, en moyenne annuelle, nulle (graphiques I et II ci-dessous et le tableau de l'annexe 3). Autrement dit la stabilité de l'emploi dans l'ensemble des services ne s'est pas modifiée notablement sur la période. La régression, sur les 97 secteurs des services, de la durée observée en 2007 sur celle de 1997 confirme cette conclusion (la droite de régression se confond pratiquement avec la première bissectrice²⁴).

20. On peut certes invoquer des différences d'âge, de sexe ou de qualification de la main d'œuvre entre les divers secteurs, qui pourraient affecter les préférences dominantes, dans chaque secteur, en matière de mobilité. Mais les évolutions de ces différences sur la période ne sont pas suffisantes pour que l'hypothèse d'un changement de goût soit plausible.

21. C'est le manque d'intérêt du travail qui, dans plus de la moitié des cas, est la principale raison invoquée par les salariés démissionnaires, l'insuffisance du salaire l'étant dans un cas sur cinq (Filatriau, Nouël de Buzonnière, 2011). L'intérêt du travail n'est malheureusement pas une caractéristique observée dans les sources disponibles.

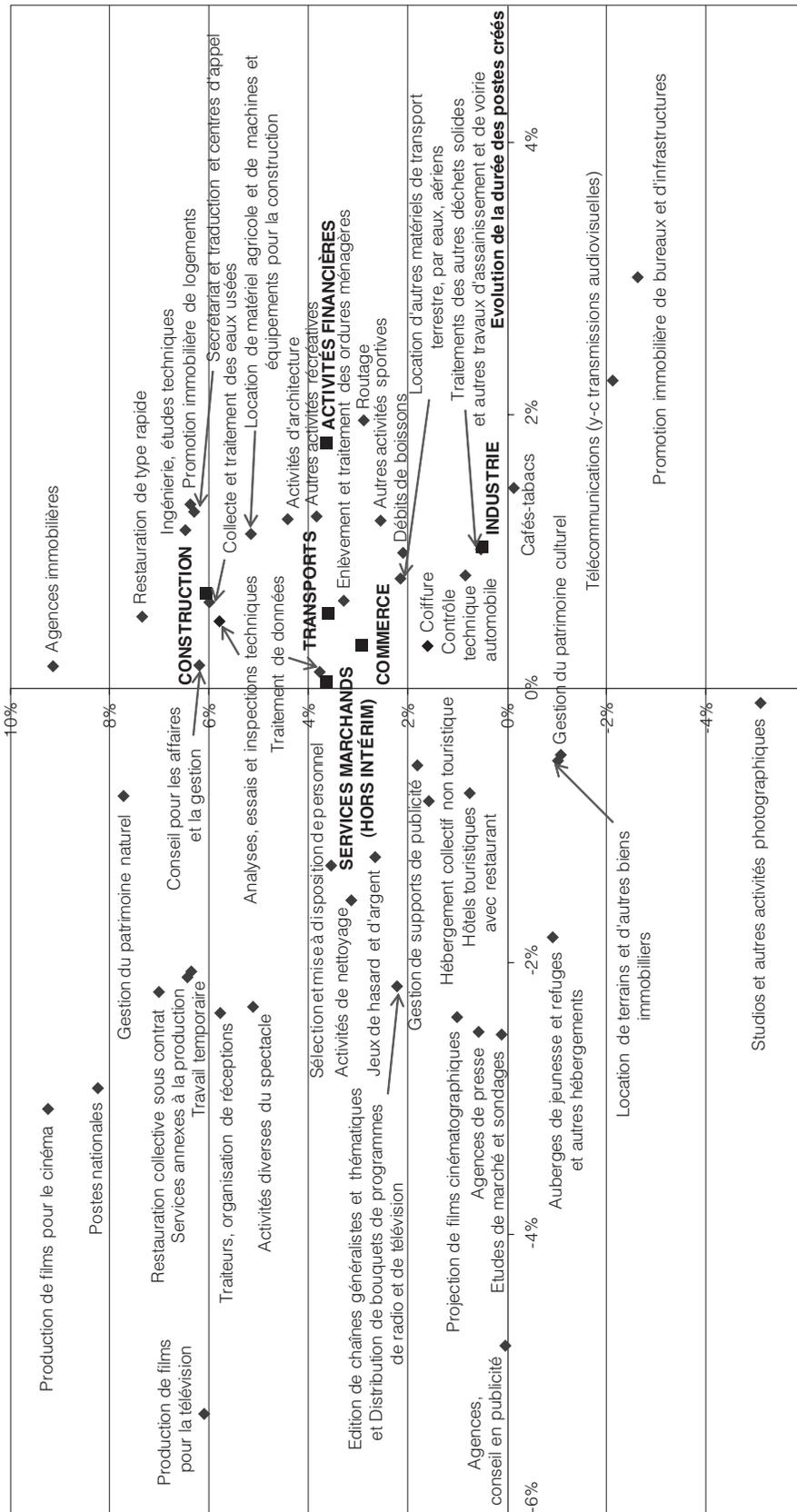
22. En pratique, cependant, elle conduit à ne pas prendre en compte les postes créés le 1^{er} janvier (annexe 1).

23. On rappelle qu'il s'agit de la durée annuelle (tronquée) corrigée des effets de calendrier de création (voir annexe 1).

24. Plus précisément : $\text{durée}_{2007} = 1,05 \text{ durée}_{1997} - 6,5$, avec $R^2 = 0,69$.

Graphique I
Évolution en moyenne annuelle du nombre de postes créés et de leur durée entre 1997 et 2007
 Evolution du nombre de postes créés

(2,6% ; 18 %) Autres soins corporels



Lecture : entre 1997 et 2007, le nombre de postes créés a augmenté de 3,6 % en moyenne par an dans les services marchands (hors intérim). La durée moyenne de ces postes est restée stable sur la période. Dans l'industrie, les postes créés durent plus longtemps (+ 1 % en moyenne annuelle).
 Source : DADS, fichiers postes et panel.
 Champ : ensemble de l'économie, hors agriculture et services non marchands ; par souci de lisibilité de la figure, les secteurs des services considérés comme stables (voir texte) ne sont pas représentés.

Tout au plus, on peut noter que, parmi les grands secteurs, ce sont les services (hors intérim) qui connaissent l'évolution la moins favorable : la stabilité des postes progresse nettement sur la période dans l'industrie (+ 1 % en moyenne annuelle), les activités financières (+ 1,8 %), la construction (+ 0,7 %). L'évolution est plus modérée, mais reste positive dans le commerce (+ 0,3 %) et les transports (+ 0,5 %)²⁵.

Au niveau des secteurs détaillés, on distingue trois groupes de secteurs :

(i) Pour 22 secteurs, représentant 28 % de l'emploi ETP en 2007, la durée des emplois présente une tendance à la baisse sur 1997-2007. La baisse est la plus marquée dans un groupe de secteurs relevant du spectacle : production de films (télé ou cinéma), activités diverses du spectacle. À la Poste (dont le poids dans l'emploi global est parmi les plus élevés des services), les mutations survenues dans la période ont amené une baisse de la stabilité. C'est aussi le cas du nettoyage (6,5 % de l'emploi ETP des services hors intérim). À ces 22 secteurs, s'ajoutent les secteurs du travail temporaire (- 2,1 %) et de la mise à disposition de personnel. Dans tous ces secteurs l'emploi apparaît dynamique (le nombre annuel de créations d'emploi pouvant croître jusqu'à plus de 9 % par an). La baisse de la stabilité correspond ainsi à une flexibilisation croissante de l'emploi, avec de plus en plus de postes nouveaux, de plus en plus courts.

Quand la demande qui s'adresse à lui est durablement plus atone, le secteur opte parfois pour la diminution de la durée des postes. C'est ce qu'on observe dans la publicité, les études de marché, ou les agences de presse. Il peut aussi, comme dans le secteur des activités photographiques, que la baisse des créations s'accompagne du maintien du niveau de stabilité des postes.

(ii) Un deuxième groupe de 24 secteurs, correspondant à 28 % de l'emploi des services marchands hors intérim en 2007, présente au contraire une tendance à la hausse de la durée, pour la moitié d'entre eux d'ampleur limitée, inférieure notamment à celle observée dans l'industrie (1 %). La hausse s'accompagne, pour tous les secteurs, sauf trois, de la hausse du nombre annuel de créations de postes. On remarque que, parmi ces secteurs créateurs d'emplois plus nombreux et plus stables figurent la restauration de type rapide et le « Secrétariat – traduction – centres d'appels », que l'opinion courante (et certaines études,

cf. Weinkopf, *op.cit.*) range pourtant parmi les responsables du développement d'emplois précaires.

(iii) Pour la moitié des secteurs, représentant 44 % de l'emploi des services marchands hors intérim, on ne distingue aucune tendance claire.

L'absence de changement notable dans la stabilité des postes dans les services au niveau d'ensemble recouvre ainsi des évolutions opposées plus ou moins importantes (au plus, une baisse ou une hausse de la durée moyenne de l'ordre de un à deux jours par an) pour deux quarts des secteurs, tandis que l'inertie prévaut dans l'autre moitié des secteurs. Le sens et l'importance de l'évolution dans un secteur donné semble par ailleurs indépendant de la dynamique des créations d'emplois dans le secteur.

Une évolution de la qualité des emplois moins favorable que dans l'industrie

Au niveau des grands secteurs, le salaire horaire médian net déflaté (après correction de la rupture de série de 2002, voir encadré) augmente sur la période au même rythme (entre + 1,7 % et + 1,8 % en moyenne annuelle), hormis pour la construction où il est légèrement plus faible (+ 1,2 %). Du point de vue de la qualité des emplois, la dimension salaire ne compense donc pas, dans les services hors intérim pris dans leur ensemble, la stagnation de la stabilité (dont on a vu qu'elle s'accroît au contraire dans l'industrie, le commerce, la construction, les activités financières et les transports, à des rythmes divers).

Au niveau le plus détaillé, celui de la NAF-700²⁶, les secteurs des services connaissent tous (à trois exceptions près, représentant 1,5 % de l'emploi ETP des services hors intérim) une hausse en valeur réelle du salaire horaire médian. S'il s'agit d'identifier les secteurs ayant un accroissement ou une baisse de la qualité de l'emploi, la prise en compte de cette dimension ne modifie donc pas l'évaluation fondée sur la seule durée. Si, en revanche, on retient l'industrie comme point de référence (+ 1 % par an

25. Ce constat de stabilité s'écarte de la tendance à la hausse de l'instabilité que rapportent Aeberhardt et Marbot (2010) à partir de l'analyse du panel DADS. Il faut cependant rappeler que leur conclusion porte sur une évolution de long terme (30 ans), que l'évolution qu'ils mesurent (dans le panel) semble très modérée sur la période 1997-2006, et qu'elle est peut-être affectée par le changement de la chaîne DADS (joint au doublement du panel) en 2002, lequel ne semble pas faire, chez eux, l'objet d'un traitement particulier.

26. L'étude utilise la nomenclature d'activités NAF 2003.

pour la durée, + 1,7 % pour le salaire horaire médian), une majorité de secteurs (52), représentant 43 % de l'emploi des services hors intérim, apparaissent strictement dominés dans les deux dimensions.

Sept secteurs seulement (représentant 6,3 % de l'emploi des services hors intérim) connaissent une amélioration de la qualité de l'emploi supérieure à celle de l'industrie. Ils ne semblent pas partager de traits communs qui expliqueraient ces bonnes performances : il peut s'agir de secteurs qualifiés (Architecture) ou non (Routage), avec un emploi en forte croissance (Autres soins corporels), ou qui se contracte (Télécommunications).

On note que le secteur « Secrétariat – traduction – centres d'appels » confirme sur la dimension salariale l'évolution positive notée plus haut sur la stabilité. On peut même considérer que la qualité de l'emploi s'y est plus accrue que dans l'industrie.

Au total, la qualité de l'emploi dans les services est susceptible d'appréciations différentes selon le point de référence :

- Rapportée à la situation prévalant en 1997, elle a évolué positivement, ou ne s'est pas tendanciellement dégradée, pour les trois quarts des secteurs, représentant les trois quarts des emplois ; principalement parce qu'ils n'ont pas connu de changement durable du point de vue de la stabilité et que la rémunération horaire y a augmenté, au moins légèrement, en termes réels. Pratiquement aucun secteur ne connaît d'ailleurs une baisse au sens strict (régression simultanée sur les deux dimensions).

- Comparée à l'industrie dans son ensemble, les services, dans leur ensemble comme pour la très grande majorité des secteurs, apparaissent à la traîne en matière de stabilité, le secteur industriel ayant une croissance de la durée moyenne de ses postes de 1 % par an. La croissance du nombre de postes annuellement créés (+ 0,5 % par an) dans l'industrie montre que cette amélioration ne peut s'interpréter comme un pur effet de sélection des postes de qualité et d'externalisation des mauvais.

L'absence, dans la définition, de référence au poids du temps partiel (voir plus haut) pourrait faire penser que les diagnostics précédents risquent d'être trop optimistes, en ignorant les effets négatifs du temps partiel contraint sur la rémunération mensuelle moyenne par

poste. En réalité, le salaire journalier (déflaté) ne connaît une tendance décroissante que dans 16 cas sur les 97 secteurs, et ne remet pas en cause la typologie construite sur les deux dimensions retenues.

Enfin, on n'observe pas de tendance à l'accroissement des disparités (annexe 3, tableau) :

- Ni le taux de croissance annuel moyen de la durée de poste, ni celui de la rémunération horaire médiane ne sont corrélés avec respectivement la durée et la rémunération horaire observées dans les différents secteurs en 1997. Ainsi les écarts initiaux entre secteurs en matière de stabilité ou de rémunération se conservent sur la période

- Pour la moitié des secteurs, le coefficient de variation de la durée moyenne diminue entre 1997 et 2007. On n'observe donc pas de tendance générale à la polarisation des emplois dans les services marchands. De même, le rapport interquartiles des salaires horaires baisse dans la plupart des secteurs ; une tendance nette à la hausse s'observant dans moins de dix secteurs d'activité.

Les données pour la France ne confirment donc pas les observations faites sur données britanniques d'un mouvement de polarisation des emplois au cours des années 80 et 90 (Nolan, 2001 ; Goos, Manning 2003).

De l'industrie vers les services, des emplois moins avantageux

L'ampleur limitée des évolutions observées à l'intérieur de la plupart des secteurs suggère que la qualité de l'emploi varie très modérément sur la décennie 1997-2007. La position relative des services par rapport aux autres secteurs, en particulier l'industrie, ne s'est en moyenne que légèrement dégradée, certains secteurs usuellement considérés comme générateurs de mauvais emplois ayant même connu une amélioration ; et on pourrait, dans ces conditions, se demander ce qui nourrit l'idée que les services ont exercé une influence négative importante sur l'évolution des conditions d'emploi.

La réponse la plus évidente tient à un effet de composition : d'une part les services présentent une durée de poste et un salaire horaire inférieurs à ceux de l'industrie (respectivement 78,8 jours et une médiane de 8,3 euros pour les premiers, contre 114,8 jours et une médiane de 8,5 euros pour la seconde, voir annexe 3), d'autre part

leur poids dans l'emploi augmente continûment depuis plusieurs décennies²⁷. La stabilité de la qualité secteur par secteur est alors compatible avec une baisse de la qualité générale. En termes agrégés cette baisse semble très limitée. Mais on doit se demander si, au niveau des trajectoires individuelles d'emploi, elle ne correspond pas à variations beaucoup plus sensibles.

Du point de vue adopté dans la présente étude, une catégorie de transitions entre emplois apparaît particulièrement importante : celles correspondant au passage du secteur de l'industrie à celui des services. Sont-elles associées à une dégradation de la qualité de l'emploi ? Répondre à cette question permet d'éclairer le débat sur les conséquences de la désindustrialisation et sur l'impact des externalisations de fonctions sur la qualité de l'emploi. La première méthode qui vient à l'esprit est de comparer chaque année, sur l'ensemble des salariés de l'industrie qui connaissent une transition vers le secteur des services, les qualités respectives du poste de départ et du poste d'arrivée.

En pratique, cependant, on est souvent confronté à des situations d'emploi complexes, dans lesquelles le salarié occupe simultanément plusieurs postes²⁸. Dans ce cas, il devient problématique de définir les transitions : qu'est-ce qu'un salarié de l'industrie ? Un salarié des services ? Qu'est-ce que la qualité de cet emploi composé de plusieurs postes ? Quand a-t-on affaire à une transition ?

Une première solution consiste à définir, parmi les postes du salarié, un « poste principal », par exemple celui correspondant au plus grand nombre d'heures, ou au meilleur salaire horaire ou encore à la durée la plus longue. Mais c'est un choix arbitraire, dont vont dépendre les résultats, à commencer par le nombre de transitions et les secteurs qu'elles concernent. En outre il aboutit à négliger l'information que représente le fait d'être dans une situation d'emploi complexe.

Comme dans la partie précédente, on peut résoudre ces difficultés en s'en tenant au poste comme unité statistique plutôt qu'à la situation d'emploi de l'individu. On définit ainsi la trajectoire d'emploi d'un salarié de la façon suivante : on échantillonne parmi les postes qu'il occupe à un instant donné t_0 . Le poste échantillonné est suivi jusqu'à sa fin t_1 . Un autre poste est alors échantillonné parmi les postes qu'il occupe à t_1 ou ultérieurement (annexe 4). L'objectif étant d'évaluer l'effet d'un changement de secteur, on ne tient pas compte des passages par le chômage ou l'inactivité.

L'analyse est réalisée sur la période 1994-2006, sur les postes décrits par le panel, les fichiers de poste ne permettant pas de suivre l'enchaînement des postes sur la période. Elle ne peut donc, du fait de la taille d'échantillon du panel, être conduite qu'à des niveaux assez agrégés de nomenclature.

À cause de la troncature à droite en 2007²⁹, on doit comme précédemment, raisonner sur des durées tronquées (faute de quoi, la durée observée d'un poste baisserait mécaniquement lorsque sa date de création se rapproche de 2007). Cependant, au lieu d'être en fin d'année, la troncature est opérée à 360 jours³⁰. Il n'est alors plus nécessaire de corriger des effets du calendrier annuel de création des postes. Ainsi, si un salarié quitte un poste de dix ans pour un poste de deux ans, on ne considèrera pas qu'il y a eu une baisse de stabilité entre les deux emplois.

Soit le cas d'un salarié (s1) occupant, une année donnée, quatre postes (numérotés 1 à 4), appartenant ou non à un même secteur, selon le calendrier figurant tableau 1. Le salarié se verra affecter la trajectoire 1-2-4. En effet, le poste 3 a une durée incluse dans celle du poste 2, il n'y a pas de transition à proprement parler vers le poste 3, il est donc écarté de la trajectoire.

Soit le cas d'un salarié (s2) occupant, une année donnée, cinq postes (numérotés 1 à 5), appartenant ou non à un même secteur, selon le calendrier : figurant tableau 2. Les postes 2 et 3 commencent le même jour du mois d'août. Le salarié se verra ainsi affecter, selon les résultats des tirages aléatoires, la trajectoire 1-2-5 soit 2 transitions, ou la trajectoire 1-3-4-5 soit 3 transitions.

Comme dans la première partie, on calcule chaque année l'impact d'une transition sectorielle sur la qualité de l'emploi, de façon à suivre l'évolution de cet impact tout le long de la période et contrôler les effets des fluctuations économiques de moyen et long terme.

Pour les années 2003 et 2004, où le taux d'identifiants fictifs est élevé dans l'industrie et les services, les identifiants manquants ont fait l'objet d'un traitement particulier (annexe 4).

27. En 2009, ils représentent 25 % de l'emploi (en équivalent temps-plein) contre 15 % en 1980 (source : Les services en France – édition 2012, Insee, p. 16).

28. En 2007, 13 % des salariés des services ont eu un chevauchement de deux postes de plus de 7 jours (annexe 4).

29. Au moment de la réalisation de cette étude, le panel n'était pas disponible pour les dates ultérieures.

30. Ce qui explique que 2007 doit être exclu de la période d'étude.

En 2006, par exemple, le panel compte 373 331 postes dans l'industrie. 16 % de ces postes donnent lieu cette année là à une transition vers un nouveau poste (celui-ci débutant soit en 2006, soit en 2007). Trois catégories de transition sont étudiées ici :

- Celles vers un autre poste de l'industrie (7 % des postes en 2006) ;
- Celles vers le secteur de l'intérim (3 % en 2006) ;
- Celles vers les secteurs des services hors intérim (2 % en 2006).

On voit que, malgré la baisse de l'emploi industriel, les transitions depuis l'industrie se font d'abord vers l'industrie. Celles vers des postes des services sont nettement moins nombreuses et plus d'une fois sur deux un passage de l'industrie vers les services correspond en fait à un passage vers l'intérim (annexe 4).

Ces transitions se réalisent dans des conditions très différentes selon le secteur d'arrivée (graphique III) :

- Quelle que soit l'année, ce sont les transitions industrie-industrie qui sont, en moyenne, les plus avantageuses. Elles correspondent à un accroissement du salaire horaire et ne donnent lieu qu'à des baisses relativement faibles de la durée de poste (de 15 jours au plus). La situation se détériore légèrement entre la première et la deuxième moitié de la période étudiée. On peut y voir l'effet du ralentissement économique survenu en 2002. L'impact affecte en effet la

variation de salaire horaire après transition, qui baisse de 0,3 euros entre 2001 et 2002³¹.

- Les transitions industrie-services hors intérim ont un impact assez comparable aux précédentes en termes de durée. En revanche, elles apparaissent les plus désavantageuses du point de vue du salaire. Quelle que soit l'année, une transition de l'industrie vers les secteurs des services hors intérim réduit le salaire horaire médian. Comparé à la variation que connaît, à la même année, le salarié réalisant une transition industrie-industrie, l'écart peut atteindre 0,7 euros (soit environ 8 % du salaire médian de l'industrie).

- Les transitions industrie-intérim sont comparables aux transitions industrie-industrie du point de vue du salaire. Mais elles apparaissent les plus négatives en matière de stabilité d'emploi³². Ce caractère négatif s'accroît à partir de 2002. Quitter l'industrie pour l'intérim devient de plus en plus coûteux pour le salarié en termes de stabilité de l'emploi.

31. On notera que, contrairement au point mentionné dans la première partie de l'article (voir encadré), la différence des deux périodes n'est a priori pas imputable à la modification de la chaîne de traitement des DADS en 2002 et/ou au doublement du panel à cette date. En effet, le graphique présente des écarts entre poste de départ et poste d'arrivée. Si une modification des traitements statistiques en 2002 peut affecter les calculs sur les transitions d'un poste de 2001 à un poste de 2002, elle est neutre sur les transitions des années suivantes.

32. On rappelle ici que le poste ne désigne pas la mission réalisée par l'intérimaire, mais le contrat le liant à l'entreprise d'intérim.

Tableau 1
Parcours professionnel du salarié s1

Année N-1												Année N												Année N+1												Durée du poste		
J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D			
										1	1	1	1	1	1	1	1	1																			9 mois	
																2	2	2	2	2																	5 mois	
																3	3																				2 mois	
																						4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	14 mois : tronquée à 12 mois

Lecture : l'année n, le salarié occupe successivement 4 postes. Le premier poste commence en octobre de l'année n-1 et dure 9 mois.

Tableau 2
Parcours professionnel du salarié s2

Année N-1												Année N												Année N+1												Durée du poste	
J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D		
										1	1	1	1	1	1	1	1																				9 mois
																2	2	2	2	2																	5 mois
																3	3	3																			2 mois
																4	4	4																			3 mois
																						5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	14 mois : tronquée à 12 mois

Lecture : l'année n, le salarié occupe 5 postes. Le premier poste commence en octobre de l'année n-1 et dure 9 mois.

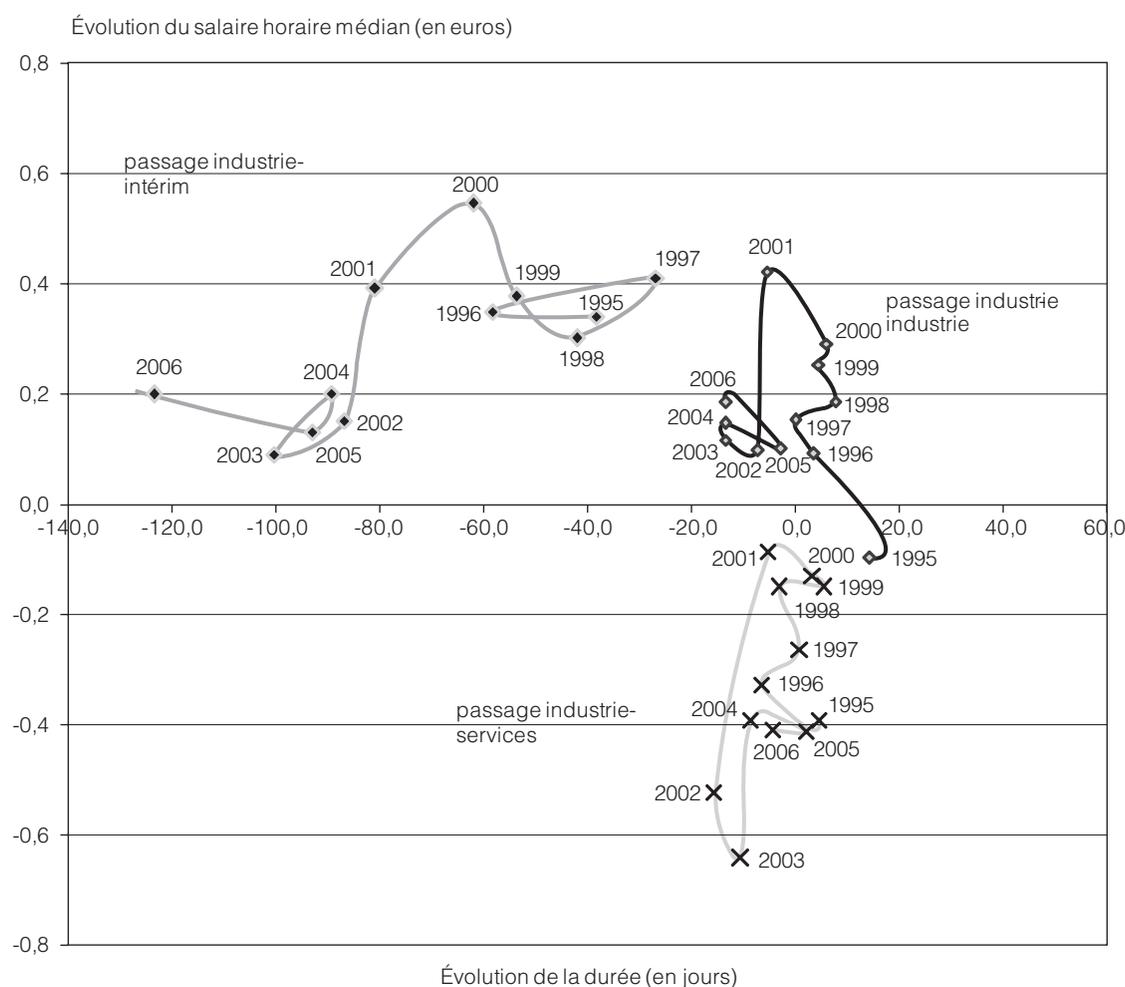
Cette analyse porte sur des postes. Elle ne permet donc pas de conclure que la situation globale d'emploi d'un salarié de l'industrie passant dans les services ou dans l'intérim s'est dégradée (même si ce cas est certainement fréquent et peut-être majoritaire). En revanche, elle indique que, pour le salarié connaissant une transition industrie-services, l'emploi final est, en moyenne, moins avantageux, du point de vue de la stabilité ou de la rémunération que son emploi initial. Ainsi le secteur des services, malgré une évolution de sa qualité moyenne des postes assez comparable en niveau à celle des autres secteurs (notamment l'industrie), contribue, via la substitution à des emplois industriels, à une dégradation de la qualité des emplois, pour une proportion certes limitée mais à forte visibilité sociopolitique.

Changer de secteur d'activité : un effet contrasté selon les caractéristiques individuelles

Il est intéressant de préciser comment la dégradation moyenne des postes dans les transitions depuis l'industrie varie selon les caractéristiques des salariés qui les subissent. On peut se demander aussi si au cours de la période, les changements dans l'impact des transitions ont affecté tous les salariés concernés au même degré.

On pose ainsi un modèle simple d'analyse de la variance, reliant l'ampleur des variations de qualité (stabilité ou rémunération) dans les transitions aux quelques caractéristiques du salarié disponibles dans la source (sexe, âge, catégorie professionnelle) en contrôlant par celles des postes de départ et d'arrivée. Plus précisément, on estime :

Graphique III
Effet sur le salaire horaire médian (réel) et la durée des postes des changements de secteurs entre 1995 et 2006



Lecture : Un passage en 2001 de l'industrie à l'intérim entraîne une hausse de 0,4 euro de salaire horaire réel et une chute de la durée du poste de 80 jours en moyenne.
Source : panel DADS.

$$\Delta = \alpha + \beta Z_{\text{départ}} + \gamma \zeta_{\text{départ}} + \delta \zeta_{\text{arrivée}} + \mu A_{\text{départ}} + \eta T_{\text{arrivée}} + X\theta + \varepsilon$$

Où :

Δ désigne l'écart entre la durée (resp. le salaire horaire) du poste d'arrivée et celle du poste de départ

$Z_{\text{départ}}$ est la durée (resp. le salaire horaire) du poste initial

$\zeta_{\text{départ}}$ et $\zeta_{\text{arrivée}}$ sont des indicatrices des secteurs des postes correspondant,

$A_{\text{départ}}$ est l'indicatrice de l'année où s'achève le poste de départ

$T_{\text{arrivée}}$ est l'indicatrice du trimestre où débute le poste d'arrivée (pour dimension durée uniquement)

X est le vecteur des caractéristiques de l'individu.

La relation précédente est estimée d'une part sur les transitions survenues au cours des années 1995 et 1996, d'autre part sur celles survenues en 2005 et 2006, pour les salariés quittant l'industrie. On peut ainsi comparer les changements survenus entre le début et la fin de la période (annexes 5 et 6).

L'impact d'une transition depuis l'industrie vers les services ou l'intérim sur la stabilité est nettement plus défavorable pour les salariés les plus jeunes (moins de 30 ans) ou les plus âgés (50 ans et plus). Pour les plus de 50 ans, la variation de durée entre les deux postes est de 25 jours inférieure à celle que connaissent les salariés entre 30 et 50 ans (tableau 3). Entre le

Tableau 3
Effet spécifiques des caractéristiques individuelles sur la variation de durée (resp. salaire horaire) du poste dans une transition depuis l'industrie

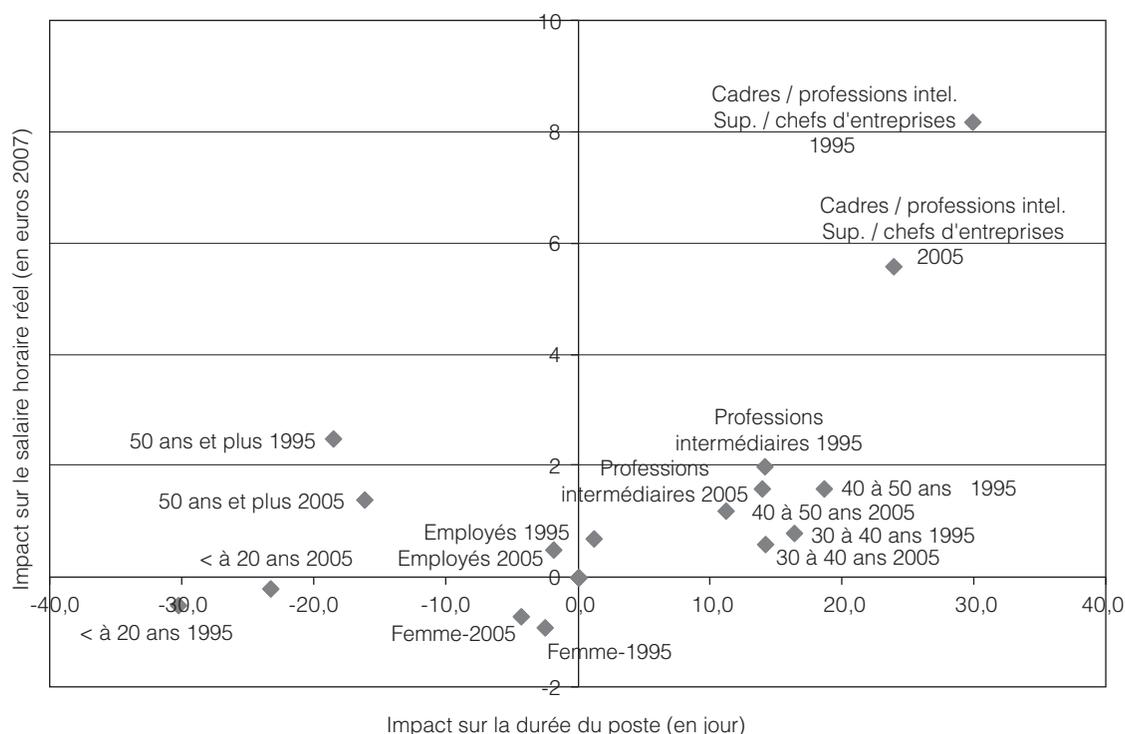
		1995-1996		2005-2006	
		Estimation	StdErr	Estimation	StdErr
Durée	Constante	135,5	2,5	155,2	2,2
	Durée de départ	- 0,8	0	- 0,9	0
	Age l'année de départ				
	< à 20 ans	- 30,3	2,5	- 23,3	1,7
	30 à 39 ans	16,3	1,5	14,2	1,2
	40 à 49 ans	18,6	1,7	11,2	1,4
	50 ans et plus	- 18,6	2,2	- 16,2	1,8
	20 à 29 ans	0		0	
	Catégorie socioprofessionnelle				
	Cadres et professions intellectuelles supérieures et chefs d'entreprises	29,9	2,2	23,9	1,7
	Professions intermédiaires	14,1	1,8	13,9	1,4
	Employés	1,2	1,9	- 1,9	1,6
	Ouvriers	0		0	
	Sexe				
Femme	- 2,5	1,4	- 4,4	1,1	
Homme	0		0		
Salaire horaire	Constante	4,7	0,1	4,7	0
	Salaire horaire du poste de départ	- 0,7	0	- 0,6	0
	Age l'année de départ				
	< à 20 ans	- 0,5	0,1	- 0,2	0
	30 à 39 ans	0,8	0,1	0,6	0
	40 à 49 ans	1,6	0,1	1,2	0
	50 ans et plus	2,5	0,1	1,4	0,1
	20 à 29 ans	0		0	
	Catégorie socioprofessionnelle				
	Cadres et professions intellectuelles supérieures et chefs d'entreprises	8,2	0,1	5,6	0,1
	Professions intermédiaires	2	0,1	1,6	0
	Employés	0,7	0,1	0,5	0
	Ouvriers	0		0	
	Sexe				
Femme	- 0,9	0,1	- 0,7	0	
Homme	0		0		

Lecture : quitter l'industrie en 2005 ou 2006 est moins favorable pour les femmes : l'impact sur la durée du poste est de 4,4 jours inférieur à celui observé pour un homme qui change de poste et l'impact sur leur salaire horaire est de 0,7 euro inférieur, à âge, catégorie socioprofessionnelle, secteurs de départ et d'arrivée égaux.

Champ : transitions depuis l'industrie dont l'année de départ est 1995 ou 1996, 2005 ou 2006. Pour 2006, seules les transitions vers l'année 2006 sont prises en compte (annexe 4).

Source : panel DADS.

Graphique IV
Effet propre des caractéristiques individuelles sur l'impact d'une transition depuis l'industrie sur la durée du poste et le salaire ; en 1995-1996 et en 2005-2006



Lecture : la situation de référence est celle d'un ouvrier de sexe masculin, âgé de 20 à 30 ans.
 Source : panel DADS.

début et la fin de période cependant, les écarts entre les classes d'âges se sont atténués.

L'impact d'une transition est aussi différent selon le niveau de qualification (approché ici par la catégorie socioprofessionnelle du salarié) : il est moins favorable chez les ouvriers et les employés que chez les cadres. Les écarts entre catégories sont stables sur dix ans.

En revanche, les transitions ont des effets comparables entre hommes et femmes. Lorsqu'elles changent de poste, l'effet de la transition sur la durée du poste n'est que de deux jours inférieur pour les femmes par rapport aux hommes en 1995-1996. Néanmoins

la situation relative des premières semble se dégrader en fin de période, l'écart passant à 4 jours en 2005-2006.

L'impact des transitions sur les salaires confirme la position défavorable des salariés les plus jeunes, des employés et ouvriers et des femmes (tableau 3). En revanche, et à la différence de ce qu'on observe sur la stabilité, les salariés les plus âgés sont moins pénalisés que les autres par les transitions depuis l'industrie. Dans tous les cas, les écarts entre catégories de salariés diminuent entre 1995 et 2006. Autrement dit l'impact d'une transition depuis l'industrie sur le salaire (horaire) tend à s'uniformiser (graphique IV). □

BIBLIOGRAPHIE

- Aeberhardt R. et Marbot C. (2010)**, « Évolution de l'instabilité sur le marché du travail français au cours des trente dernières années », *Courrier des statistiques*, n°129.
- Amossé T. et Gollac M. (2008)**, « Intensité du travail et mobilité professionnelle », *Travail et emploi*, n°113, janv.-mars, p. 59-73.
- International Labour Organisation (1999)**, *Report of the Director-General: Decent Work*, International Labour Organisation, Genève.
- International Labour Organisation (2003)**, « Job Stability in Industrialized Countries Remains Surprisingly Strong », *ILO World of Work Magazine* No. 47 (June), International Labor Office, Genève.
- Bouvier G. et Pilarski Ch. (2008)**, « Soixante ans d'économie française : des mutations structurelles profondes », *Insee-Première*, n° 1201.
- Caroli E. et Gautié J. (éditeurs), (2009)**, *Bas salaire et qualité de l'emploi : l'exception française ?* Éditions Rue d'Ulm, Collection du Cepremap, 2009.
- Cartron D. (2004)**, « L'intensification du travail » dans J. Bué, T. Coutrot, I. Puech (coord.), *Conditions de travail : les enseignements de vingt ans d'enquêtes*, Octarès, 2004, p. 25.
- Cases C. et Missègue N., (2001)**, « Une forte segmentation des emplois dans les activités de services », *Économie et Statistique*, n° 344, pp. 81-108.
- Davoine L. et Erhel C., (2007)**, « La qualité de l'emploi en Europe : une approche comparative et dynamique », *Économie et Statistique*, n° 410, pp. 47-69.
- European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions (2008)**, *More and better jobs: Patterns of employment expansion in Europe*, ERM REPORT.
- Filatriau O. et Nouël de Buzonnière C. (2011)**, « Les mobilités inter-entreprises choisies et contraintes », dans *Emploi et salaires – Insee Références – Édition 2011*, Insee.
- Fontagné L. et Lorenzi J.H. (2005)**, *Désindustrialisation, délocalisations*, Rapport au Conseil d'analyse économique, La Documentation Française.
- Fougère D. (2003)**, « Instabilité de l'emploi et précarisation des trajectoires », *Actes des Troisièmes entretiens de l'emploi : Transitions et trajectoires – Temps et enjeux de la mobilité professionnelle*, Publications de l'Observatoire de l'ANPE, Paris.
- Fremigacci F. et L'Horty Y., (2005)**, « La qualité de l'emploi en France : tendance et cycle », *Document de travail* N° 51, Centre d'études de l'emploi.
- Gadrey J. (2003)**, *Socio-économie des services*, La Découverte, Paris.
- Givord P. et Maurin E. (2004)**, « Changes in Job Security and their Causes: An Empirical Analysis for France, 1982-2002 », *European Economic Review*, (48), pp. 595-615.
- Goos M. et Manning A. (2003)**, « McJobs and MacJobs: the growing polarisation of jobs in the UK », dans Dickens, Richard and Gregg, Paul and Wadsworth, Jonathan, (eds.), *The labour market under new labour*, Palgrave Macmillan, Basingstoke, UK, pp. 70-85.
- Goos M., Manning A. et Salomons A. (2009)**, « Job polarization in Europe », *American Economic Review*, 99 (2). 58-63.
- Green F. (2005)**, *Demanding Work: The Paradox of Job Quality in the Affluent Economy*, Princeton UP.
- Hélaridot V. et Drulhe M., (2006)**, « Intensité, densité et sens du travail : quelques configurations de l'expérience des salariés aux prises avec la précarisation » dans Askenazy P., Cartron D., Coninck (de), F., Gollac M. (coord.), *Organisation et intensité du travail*, Octarès éditions, coll. Le travail en débats.
- Kalleberg A. L., Reskin B. F. et Hudson K. (2000)**, « Bad Jobs in America: Standard and Nonstandard Employment Relations and Job Quality in the United States », *American Sociological Review*, Vol. 65, pp. 256-278.
- Lemière S. et Marc C. (2006)**, « Qualité des emplois et genre : les effets croisés des statuts et des horaires de travail », *Cahiers de la MSE*, Paris-Sorbonne, 2006.
- Leschke J. et Watt A. (2008)**, « Job quality in Europe », *Working Paper* 2008.07, European Trade Union Institute for Research, Education and Health and Safety (ETUI-REHS).

- Leschke J., Watt A. et Finn M. (2008)** « Putting a number on job quality? Constructing a European Job Quality Index », *Working Paper* 2008.03, ETUI-REHS.
- L'Horty Y. (2005)**, « Instabilité de l'emploi : quelles ruptures de tendance ? », dans J.F. Giret, Y. Grelet, M. Ourtau, P. Werquin (éditeurs), *Construction et valorisation des compétences*, Relief 8, Céreq, pp. 171-180.
- Marcotte D. E. (1998)**, « Has Job Stability Declined? Evidence from the Panel Study Income Dynamics », *American Journal of Economics and Sociology*, Vol 58, n° 2, pp. 197-216.
- Meisenheimer J.R. (1998)**, « The Services Industry in the 'Good' Versus 'Bad' Jobs Debate », *Monthly Labor Review*, February 1998, vol. 121, n° 2, pp. 22-47.
- Missègue N. (2002)**, « Quelle segmentation des emplois dans les services ? », *Économies et Sociétés*, vol. 36, 7, pp. 1067-1087.
- Niel X. et Okham M. (2008)**, « Les ressorts de l'économie des services : dynamique propre et externalisation », dans *Les services en France - Services aux particuliers*, Édition 2008, Insee.
- Nolan P. (2001)**, « Shaping Things to Come », *People Management*, vol. 7 (25), pp. 30-31.
- OCDE (2001)**, *Perspectives de l'emploi 2001*, Juin, OCDE.
- Paugam S. (2000)**, *Le Salarié de la précarité*, PUF.
- Ralle P. (2006)**, « Mesure et analyser la qualité de l'emploi », *Le 4 pages du CEE*, n° 32, Centre d'études de l'emploi.
- Tangian A. (2009)**, « Decent work: indexing European working conditions and imposing workplace tax », *Transfer*, 2009/3-4, pp. 527-556.
- Weinkopf C. (2009)**, « Qualité des emplois dans les centres d'appels en Allemagne », *Revue internationale du travail*, vol. 148, n° 4, pp. 433-450.
-

LA MESURE DE LA RÉMUNÉRATION ET DE LA STABILITÉ DES POSTES

L'analyse présentée concerne, chaque année, les postes créés dans l'année (postes dits « nouveaux ») : ce sont eux, en effet, qui reflètent les modifications survenues dans les conditions d'entrée sur le marché du travail (considérer tous les postes masquerait, en revanche, les changements survenus derrière le poids du stock de contrats ayant démarré les années précédentes). Dans les DADS, un poste représente une période passée par un salarié dans un établissement. Si le salarié a eu plusieurs périodes discontinues dans l'établissement, seules les deux principales sont retenues et agrégées.

Un poste est considéré comme nouveau si sa date de début est postérieure au 1^{er} janvier de l'année en cours. Cette définition permet d'avoir une mesure homogène des créations sur la période ; les données sur l'année $n-1$ pouvant être incomplètes notamment en 2003 et 2004. On perd, par conséquent, les vraies créations au 1^{er} janvier de chaque année. Chaque année, les postes nouveaux ainsi définis représentent de l'ordre de 56 % des postes dans les services marchands.

La rémunération horaire d'un poste est définie comme le rapport entre le salaire net perçu et le nombre d'heures rémunérées du poste. Le salaire net est la rémunération après déduction des cotisations sociales ouvrières obligatoires, de la CSG et de la CRDS. Le salaire est déflaté par l'indice des prix à la consommation (base 100 en 1998).

Lorsque le nombre d'heures n'est pas disponible pour un poste (moins de 0,5 % des postes en 2007, 2 % en 2001), il est imputé selon la méthode des plus proches voisins dans chaque secteur d'activité.

Mesurer la stabilité des postes

1. La durée résiduelle des postes ne peut être correctement estimée à un niveau fin de la nomenclature des activités

Plusieurs mesures de stabilité de l'emploi sont envisageables :

- Une première approche consiste à supposer que la distribution des durées d'emplois appartient à une famille paramétrée par un vecteur de paramètres q , estimé sur les données empiriques de durées. Cette approche est exposée au risque d'une mauvaise spécification de la loi.

- Les études préfèrent en général suivre une démarche non paramétrique. Une caractéristique souvent privilégiée est le taux d'emplois cessés au bout de x mois (il s'agit donc de la fonction de survie à x mois, x étant souvent égal à 6). Elle est liée à une statistique naturelle, la durée moyenne du poste. Celle-ci est directement liée à la fonction de survie (par la formule $E(t)=E(P[T>t])$).

Dans les fichiers postes, annuels, cette durée des postes est censurée à droite, au 31 décembre de l'année n (et à gauche pour les postes ayant débuté avant l'année $n-1$). C'est aussi le cas des autres statistiques envisageables. Dans le panel DADS qui suit les individus d'une année sur l'autre, en principe, les postes ne sont pas affectés

par une censure de ce type. Malheureusement, le panel n'est pas adapté aux objectifs de l'étude. Sa taille est insuffisante pour l'analyse des secteurs fins des services et la présence d'identifiants fictifs (encadré) est susceptible de biaiser la mesure de la stabilité des emplois.

On pourrait penser, dans ce contexte, estimer de façon consistante cette moyenne par l'estimateur de Kaplan-Meier (en principe un estimateur sans biais de la fonction de survie). Celui-ci repose sur l'hypothèse que la loi de durée d'un poste est indépendante de sa date de départ. Cette hypothèse semble acceptable à des niveaux assez agrégés de la nomenclature : on peut en effet le vérifier sur le panel. En revanche, elle est susceptible de ne pas être valide pour certains secteurs à un niveau fin (à ces niveaux les secteurs peuvent présenter un poids relativement important de postes saisonniers, et la loi de la durée est alors affectée par cette saisonnalité de l'activité). Corriger l'estimateur de cette dépendance est assez complexe. Par ailleurs la censure est beaucoup trop précoce pour permettre à l'estimateur de Kaplan-Meier de corriger convenablement le biais qui en résulte. La comparaison avec les mesures vraies de durée tirées du panel met en évidence ce biais en niveau. Les évolutions en revanche semblent assez bien suivies, du moins à un niveau assez agrégé (graphique I).

2 – Le biais créé par la censure à droite est contrôlé par la prise en compte du calendrier de création des postes

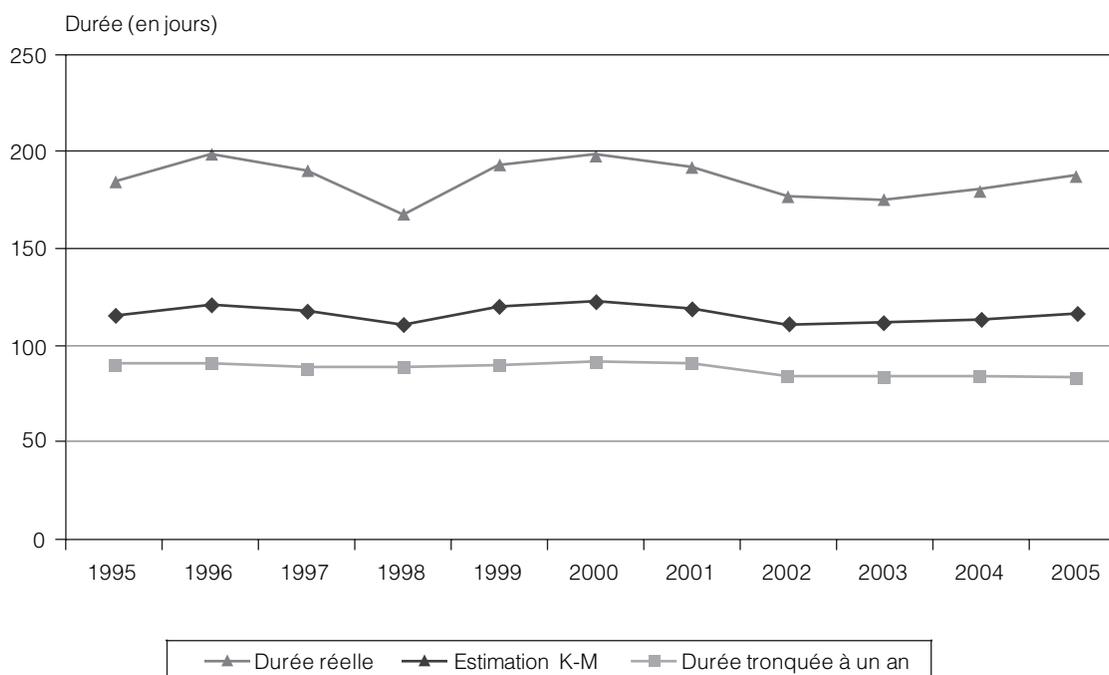
La probabilité d'un biais lié à la censure à droite et son importance sont d'autant plus élevées que le poste est créé tard dans l'année. Le principal problème, du point de vue de la mesure des évolutions de la durée de l'emploi, ne tient pas à l'ampleur du biais, mais à la possibilité qu'il varie entre les différentes années. On peut notamment penser que, d'une année sur l'autre, le calendrier de créations des postes évolue : la création de postes est en effet directement affectée par le cycle économique et celui-ci n'a pas de raison d'être en phase avec le découpage selon les années civiles (graphique II). Pour mesurer de façon pertinente les évolutions de la distribution des durées résiduelles, il convient donc de contrôler les changements dans la distribution des mois de création.

On peut formaliser la question de la façon suivante : soit Z le mois de création du poste dans l'année ; Z suit une loi sur $[0, T=12]$. Soit y la durée du poste, Y suivant une loi sur $[0, \infty[$. On note $G(y, z)$ la fonction de répartition de la loi jointe et $G(y/z)$ celle de la loi de la durée conditionnelle à la date de création du poste. On note enfin W la durée du poste tronquée : $W = \min(Y, T-Z)$. L'évolution de $E(W)$ entre deux années dépend donc de l'évolution de la loi jointe de la durée non tronquée Y et de la date de création dans l'année Z (conditionnellement à la date de création). En effet, la durée moyenne tronquée est :

$$E(W / Z = z) = \int_0^{T-z} [1 - G(y/z)] dy$$

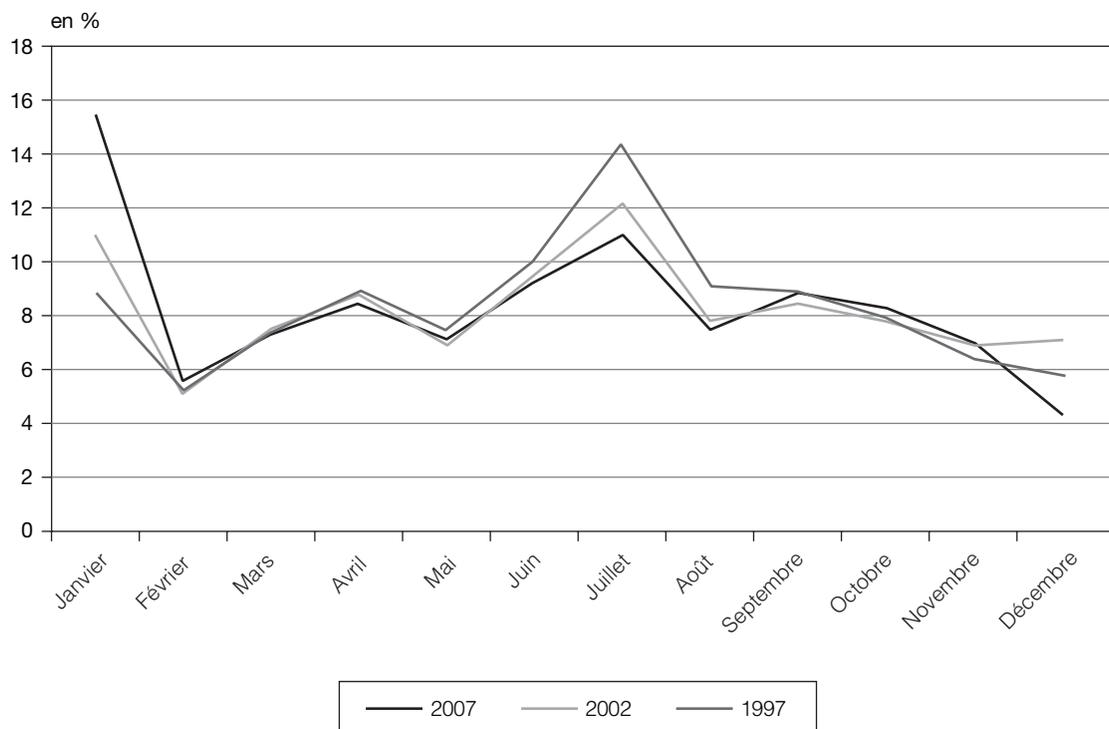
En pratique on spécifie les lois précédentes sous la forme de N lois discrètes ($N=12$ mesures de Dirac chargeant les mois de l'année). L'évolution de la durée

Graphique I
Durée moyenne des postes des services (hors intérim) selon la méthode d'estimation



Lecture : la durée moyenne des postes des services (tronquée à trois ans) est de 187 en 2005. La durée moyenne estimée à partir de l'estimation de Kaplan-Meier sur les données censurées à 1 an est de 116 jours. La durée moyenne observée dans l'année est de 83 jours. Afin de disposer d'effectifs suffisants et d'assurer la comparabilité sur la période, certains secteurs d'activité ont été regroupés. Champ : Services - hors intérim. Postes non fictifs et non censurés. Les durées dites « réelles » sont tronquées à 3 ans pour éviter la censure de 2007.
Source : DADS, fichiers postes et panel.

Graphique II
Répartition mensuelles des créations de postes dans les services en 1997, 2002 et 2007



Lecture : afin de disposer d'effectifs suffisants et d'assurer la comparabilité sur la période, certains secteurs d'activité ont été regroupés. Champ : services marchands (NAF rév. 1).
Source : DADS, fichiers postes.

moyenne (tronquée) entre deux années (notées conventionnellement $t=0$ et $t=1$) est alors :

$$E_1(W) - E_0(W) = \sum_{z=1}^{12} p_z^1 E_1(W/Z=z) - \sum_{z=1}^{12} p_z^0 E_0(W/Z=z)$$

où p_z^0 (resp. p_z^1) note la proportion de postes créés le mois z de l'année 0 (resp. de l'année 1).

L'évolution se décompose en :

$$E_1(w) - E_0(w) = \sum_{z=1}^{12} [p_z^1 - p_z^0] E_0(w/z) + \sum_{z=1}^{12} p_z^1 [E_1(w/z) - E_0(w/z)]$$

Le premier terme mesure la variation de durée moyenne (tronquée) des postes due aux changements dans la distribution des dates de création. Le deuxième terme est une mesure de l'évolution de la durée (tronquée) des postes à calendrier de création constant (en l'espèce, celui observé l'année 2007). C'est ce terme qui, dans cette étude, est pris comme la mesure des évolutions de la durée (tronquée). Pour chaque secteur d'activité, on définit ainsi la durée moyenne tronquée repondérée (DMTR).

Malgré ses limitations, la DMTR est un outil pertinent pour l'objectif de cet article. Rappelons que celui-ci examine dans quelle mesure la qualité de l'emploi s'est effectivement dégradée sur la période 1997-2007. De ce point de vue, les changements dans la stabilité des postes les plus précaires revêtent beaucoup plus d'importance que celle des postes longs : soit par exemple un secteur où la moitié des postes sont peu stables (5 mois en moyenne), l'autre moitié très stables (5 ans en moyenne). Si, à la fin de la période étudiée, les durées sont devenues respectivement 4 mois et 6 ans, il paraît fondé de privilégier le mouvement de baisse des moins stables dans le diagnostic sur l'évolution du secteur. Cet outil a aussi l'avantage de la simplicité par rapport aux estimations de Kaplan-Meier, à partir desquelles les ruptures de séries en 2002 auraient été plus difficiles à repérer et à traiter (encadré).

Pour les postes observés dans le panel DADS, la censure à droite disparaît ou devient négligeable, hormis en

2006 et 2007, deux dernières années de la période étudiée. On dispose donc d'un outil de contrôle des résultats précédents, sur les secteurs présentant un nombre d'observations suffisant sur la période (même si cet outil est affecté par la présence des « identifiants fictifs », cf. encadré).

3 – Une comparaison entre la durée non tronquée des postes et la DMTR

À partir du panel DADS, on peut mesurer la durée réelle du poste et déterminer la pertinence de son estimation par la durée tronquée dans l'année. Il subsiste néanmoins une censure à droite en 2007. Ainsi, plus le poste est créé tard dans la période, plus il est rare que l'on observe sa durée véritable. On compare donc les durées observées dans l'année aux durées sur 3 ans. Ce travail a été fait sur les années 1995 à 2005, pour les secteurs en NAF 700 pour lesquels le panel donnait suffisamment d'information : à ce niveau de détail de la nomenclature l'échantillon du panel est limité et on ne peut fixer une limite trop exigeante. Pour conserver le maximum de secteurs, on a retenu ceux où le nombre d'observations est supérieur à 300. La qualité des estimations issues du panel est donc incertaine.

Sur l'ensemble des secteurs des services marchands, on retient les secteurs pour lesquels le nombre de postes dans le panel est supérieur à 300 en 1995. Ces secteurs sont au nombre de 38. On compare les durées moyennes 1995-1996 aux résultats obtenus en 2005. La moyenne en début de période permet de lisser les évolutions. En fin de période, il est impossible d'utiliser une autre année que 2005. On doit, en effet, écarter l'année 2004 pour laquelle un cinquième des trajectoires ne peuvent être établies (encadré).

En général les évolutions de la stabilité calculées sur l'ensemble de la distribution (*i.e.* non tronquée) recourent celles déduites de la DMTR. Les écarts, dans un secteur donné, signalent que la stabilité des postes les plus courts a évolué différemment de celle des postes longs.

27 secteurs d'activités ont des pentes de même signe et d'ampleur comparable. Parmi les 11 secteurs 5 ont des fluctuations des durées sur trois ans et des durées annuelles fortes d'une année sur l'autre (les secteurs de l'informatique, les comptables, les juristes et l'organisation de foires et salons). La tendance d'évolution des durées sur 3 ans ne peut y être clairement établie. Dans les 6 secteurs restants, les durées annuelles fluctuent fortement et ne permettent pas de conclure (Agences immobilières, Recherche et développement en sciences physiques et naturelles, Études de marché, Administration d'entreprise, Prestation techniques pour le cinéma, Coiffure).

POIDS DU TEMPS PARTIEL ET QUALITÉ DE L'EMPLOI

Les postes peuvent être à temps plein ou à temps partiel, avec des quotités diverses. Cet aspect soulève deux questions difficiles :

- Au plan conceptuel, d'une part. Le temps partiel peut s'interpréter aussi bien comme un avantage du poste – s'il s'agit d'un choix du salarié – que comme un défaut – s'il s'agit d'un temps partiel contraint. En l'absence d'éléments permettant de connaître l'appréciation du salarié sur ce point, on ne peut rien conclure quant à l'effet sur la qualité du poste.

- Au plan pratique ensuite. La quotité de temps partiel ne figure pas dans la source DADS. On ne dispose que d'une variable qualitative distinguant le temps complet du temps partiel (où on isole tout de même le faible temps partiel). La définition de cette variable a changé, les fichiers antérieurs à 2002 classant en temps complet les temps partiels de plus de 80 %. Il n'est donc pas possible d'en tirer une estimation fiable de la variation du poids du temps partiel dans les postes d'un secteur.

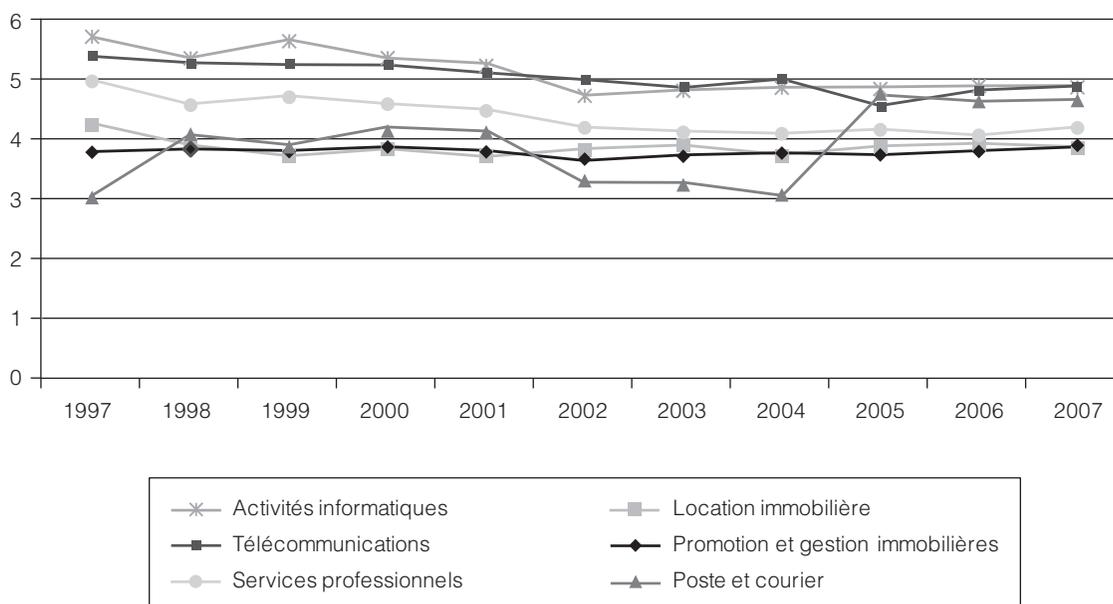
Une solution à cette difficulté pratique de la mesure consiste à évaluer directement la longueur de la journée de travail : on dispose en effet, pour chaque poste, du total annuel des heures travaillées et de sa durée en jours.

Le ratio des heures sur les jours sous-estime cependant, de façon notable, la longueur moyenne de la journée de travail : la durée du poste en jours mesure en effet l'écart entre la date de début et la date de fin du poste, dans l'année, incluant tous les jours, et non les seuls jours ouvrés.

Si cette sous-estimation était constante sur la période, on pourrait considérer ce ratio comme un indicateur adapté du poids du temps partiel. Mais en raison du passage aux 35h, survenu précisément au cours de cette période, l'interprétation du ratio heures/jours devient ambiguë, sa baisse pouvant être imputable aussi bien à un accroissement du poids du temps partiel qu'à la réduction réglementaire du temps de travail.

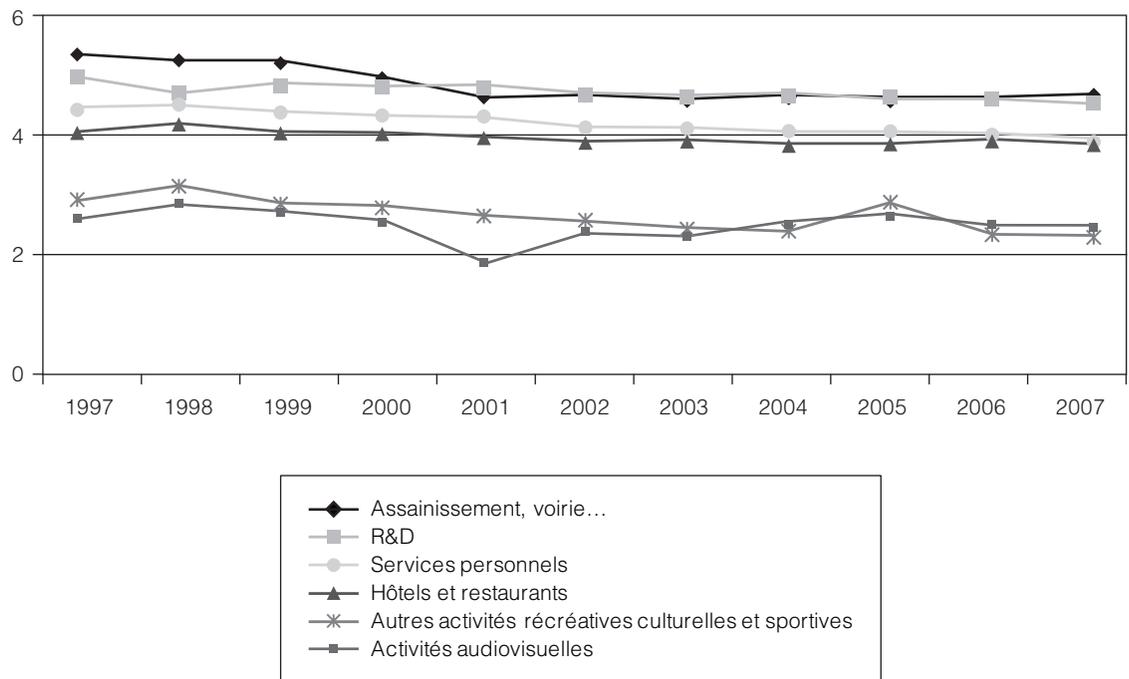
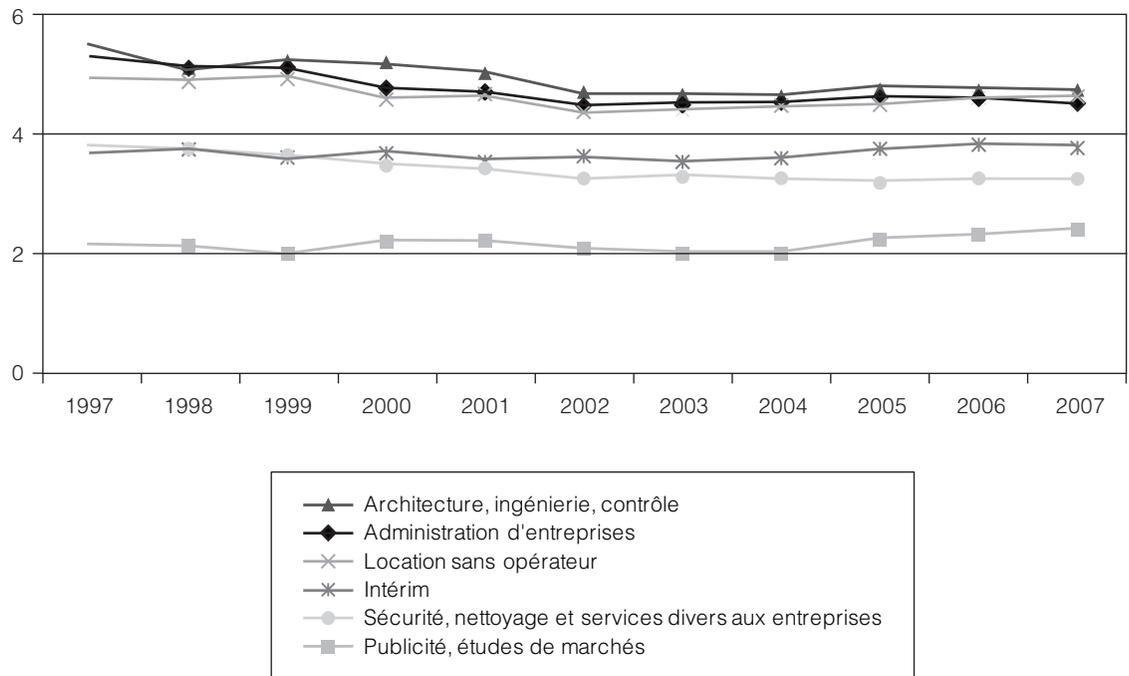
Entre 1997 et 2007, le nombre d'heures rapportées à la durée totale du poste dans l'année baisse en moyenne de 7 %. C'est l'ordre de grandeur de la baisse induite par le passage aux 35h. Les évolutions peuvent différer entre les secteurs des services (voir graphiques). On note néanmoins que tous partagent une stabilité du ratio depuis 2002. Ce qui tend à confirmer que les baisses observées de la durée journalière sont bien liées à la réduction du temps de travail et ne résultent pas d'une extension sensible du temps partiel.

Graphique
Nombre d'heures par jour rémunéré



Champ : services marchands (NAF rév. 1).

Graphique (suite)
Nombre d'heures par jour rémunéré



Champ : services marchands (NAF rév. 1).

ÉVOLUTION ANNUELLE MOYENNE DES DURÉES ET DE LA RÉMUNÉRATION DES POSTES SUR LA PÉRIODE 1997-2007

	Évolution de la durée des postes créés en %	Évolution du salaire horaire médian réel en %	Évolution du nombre de postes en %	Poids du secteur dans l'emploi ETP (hors sélection et fourniture de personnel) en %	Durée des postes créés en 2007 en jours	Salaire horaire médian courant 2007 en euros	Nombre de créations en 2007 (1/10e)	Évolution du coefficient de variation des durées des postes créés en %	Évolution du rapport interquartile des salaires horaires en %
SERVICES MARCHANDS									
<i>Baisse de la stabilité et sans amélioration notable du salaire (poids = 11 %)</i>									
924Z. Agences de presse	- 2,5	0,0	0,6	0,1	112,7	16,3	381	0,1	- 2,5
923K. Activités diverses du spectacle	- 2,3	0,0	5,1	0,0	77,7	11,6	938	2,0	- 1,6
921C. Production de films pour le cinéma	- 3,1	0,4	9,3	0,2	34,4	12,6	9 759	1,8	2,1
741E. Etudes de marché et sondages	- 2,5	0,7	0,1	0,5	82,5	7,8	4 793	1,3	- 1,4
922DEF. Edition de chaînes généralistes et thématiques et Distribution de bouquets de programmes de radio et de télévision	- 2,2	0,7	2,2	0,5	76,1	18,0	2 555	0,4	- 1,2
921J. Projection de films cinématographiques	- 2,4	0,8	1,0	0,2	72,8	8,4	678	1,2	- 2,2
921A. Production de films pour la télévision	- 5,3	1,0	6,1	0,2	41,5	16,3	7 314	2,3	- 2,9
641A. Postes nationales	- 2,9	1,2	8,3	6,3	77,6	8,9	6 886	2,7	- 0,1
748K. Services annexes à la production	- 2,1	1,4	6,5	3,1	81,9	7,9	12 598	1,4	- 1,7
<i>Baisse de la stabilité mais avec une amélioration notable du salaire (poids = 3 %)</i>									
744B. Agences, conseil en publicité	- 4,8	2,0	0,1	1,4	74,9	7,9	12 376	3,9	- 1,4
555D. Traiteurs, organisation de réceptions	- 2,4	2,1	5,8	0,3	73,2	9,0	4 669	1,4	- 0,1
555C. Restauration collective sous contrat	- 2,2	2,1	7,0	1,1	64,9	8,5	4 506	1,1	- 0,4

	Évolution de la durée des postes créés en %	Évolution du salaire horaire médian réel en %	Évolution du nombre de postes en %	Poids du secteur dans l'emploi ETP (hors sélection et fourniture de personnel) en %	Durée des postes créés en 2007 en jours	Salaire horaire médian courant 2007 en euros	Nombre de créations en 2007 (1/10e)	Évolution du coefficient de variation des durées des postes créés en %	Évolution du rapport interquartile des salaires horaires en %
<i>Baisse légère de la stabilité (poids = 14 %)</i>									
927A. Jeux de hasard et d'argent	- 1,2	0,0	2,7	0,4	74,5	8,7	1 439	0,4	- 2,7
744A. Gestion de supports de publicité	- 0,6	1,3	1,8	1,2	72,1	7,3	7 613	0,4	- 2,5
552F. Hébergement collectif non touristique	- 0,8	1,4	1,6	0,3	96,1	7,7	744	0,3	0,3
925C. Gestion du patrimoine culturel	- 0,5	1,5	- 1,0	0,4	97,7	8,7	1 191	0,2	- 0,7
748A. Studios et autres activités photographiques	- 0,1	1,6	- 5,1	0,1	87,4	7,9	335	- 0,2	- 1,3
747Z. Activités de nettoyage	- 1,6	1,7	3,2	6,5	79,7	7,4	41 060	0,6	- 0,1
925E. Gestion du patrimoine naturel	- 0,8	1,9	7,7	0,1	119,7	7,5	335	1,6	- 0,4
551A. Hôtels touristiques avec restaurant	- 0,8	2,0	0,8	3,2	92,5	7,9	18 751	0,4	- 0,4
552AE. Auberges de jeunesse et refuges et autres hébergements	- 1,8	2,2	- 0,9	0,9	55,3	8,2	11 211	- 0,2	- 0,9
702BC. Location de terrains et d'autres biens immobiliers	- 0,5	2,3	- 1,1	0,7	85,7	8,2	2 948	0,3	0,0
<i>Stabilité constante et salaires en baisse ou faible hausse (poids = 23 %)</i>									
923D. Gestion de salles de spectacles	0,0	- 0,7	- 0,2	0,3	70,2	10,2	3 640	0,1	- 2,0
921B. Production de films institutionnels et publicitaires	0,0	- 0,5	3,3	0,2	62,8	19,4	4 715	- 0,9	- 1,5
923A. Activités artistiques	0,0	- 0,4	14,9	1,0	79,2	13,1	24 500	0,1	- 1,6
921FG. Distribution de films cinématographiques et édition et distribution vidéo	0,0	0,0	- 0,5	0,1	81,8	12,8	181	0,9	- 1,3
921D. Prestations techniques pour le cinéma et la télévision	0,0	0,2	5,2	0,2	96,7	18,7	3 284	- 0,2	- 2,8
923B. Services annexes aux spectacles	0,0	0,3	2,5	0,3	72,5	13,8	7 535	0,2	- 0,8
554C. Discothèques	0,0	0,5	- 1,1	0,1	93,4	7,9	1 805	- 0,4	- 3,6
930GH. Soins aux défunts et pompes funèbres	0,0	0,7	2,4	0,3	116,4	7,9	699	0,1	- 0,7
721Z. Conseil en systèmes informatiques	0,0	0,8	14,3	3,3	148,8	12,7	6 549	- 0,1	- 0,1
722AC. Edition de logiciels (non personnalisés) et autres activités de réalisation de logiciels	0,0	0,9	12,0	3,0	144,3	11,7	4 921	0,2	- 0,1

	Évolution de la durée des postes créés en %	Évolution du salaire horaire médian réel en %	Évolution du nombre de postes en %	Poids du secteur dans l'emploi ETP (hors sélection et fourniture de personnel) en %	Durée des postes créés en 2007 en jours	Salaire horaire médian courant 2007 en euros	Nombre de créations en 2007 (1/10e)	Évolution du coefficient de variation des durées des postes créés en %	Évolution du rapport interquartile des salaires horaires en %
<i>Stabilité constante et salaires en baisse en baisse ou faible hausse (poids= 23 %) - suite</i>									
725Z. Entretien et réparation de machines de bureau et de matériel informatique	0,0	1,1	0,6	0,3	110,2	9,0	612	0,3	- 0,2
930E. Soins de beauté	0,0	1,2	13,2	0,3	109,6	7,0	1 047	- 0,6	- 0,7
701F. Marchands de biens immobiliers	0,0	1,2	4,6	0,2	118,7	8,4	587	- 0,5	0,2
925A. Gestion des bibliothèques	0,0	1,3	6,3	0,1	92,2	7,7	219	0,6	- 1,4
922B. Production de programmes de télévision	0,0	1,3	8,9	0,1	88,5	20,4	2 944	1,0	- 3,7
926A. Gestion d'installations sportives	0,0	1,4	1,8	0,4	87,2	8,2	1 896	- 0,4	- 0,1
552C. Exploitation de terrains de camping	0,0	1,4	3,9	0,3	80,1	7,5	3 238	- 0,4	- 0,5
713G. Location de machines et équipements divers	0,0	1,4	2,4	0,2	108,0	8,4	559	- 0,4	- 0,3
930K. Activités thermales et de thalassothérapie	0,0	1,5	0,2	0,1	146,8	7,9	684	0,0	- 1,0
641C. Autres activités de courrier	0,0	1,5	0,0	0,2	113,1	7,3	423	- 0,6	- 0,6
741J. Administration d'entreprises	0,0	1,5	2,8	5,5	116,5	9,1	10 253	0,0	- 0,9
922A. Activités de radio	0,0	1,6	1,0	0,2	77,9	15,0	1 063	0,1	1,0
714B. Location d'autres biens personnels et domestiques	0,0	1,6	5,1	0,3	99,4	7,7	1 179	0,0	- 1,0
741A. Activités juridiques	0,0	1,6	2,4	2,3	121,1	8,7	3 500	- 0,3	- 0,4
748B. Laboratoires techniques de développement et de tirage	0,0	1,6	- 7,6	0,2	108,8	8,0	299	- 1,1	- 0,3
741C. Activités comptables	0,0	1,6	3,5	2,9	122,1	9,0	4 145	0,2	- 0,7
748J. Organisation de foires et salons	0,0	1,7	3,6	0,3	55,0	8,1	3 530	1,3	- 1,9
<i>Stabilité constante et salaires en hausse (poids= 22 %)</i>									
930A. Blanchisserie - teinturerie de gros	0,0	1,7	0,5	0,2	102,6	7,5	386	1,6	- 0,2
748D. Conditionnement à façon	0,0	1,8	0,2	0,5	96,9	7,6	1 276	- 0,4	0,2
930B. Blanchisserie - teinturerie de détail	0,0	1,8	- 2,2	0,2	99,4	7,2	674	0,2	0,3
923F. Manèges forains et parcs d'attractions	0,0	1,8	3,9	0,4	94,2	7,3	1 979	0,9	- 0,4
703E. Supports juridiques de gestion de patrimoine	0,0	1,8	30,4	0,2	111,4	8,1	709	0,1	- 3,7
703C. Administration d'immeubles résidentiels	0,0	1,8	- 1,8	1,6	64,8	9,2	7 278	- 0,5	- 0,6

	Évolution de la durée des postes créés en %	Évolution du salaire horaire médian réel en %	Évolution du nombre de postes en %	Poids du secteur dans l'emploi ETP (hors sélection et fourniture de personnel) en %	Durée des postes créés en 2007 en jours	Salaire horaire médian courant 2007 en euros	Nombre de créations en 2007 (1/10e)	Évolution du coefficient de variation des durées des postes créés en %	Évolution du rapport interquartile des salaires horaires en %
<i>Stabilité constante et salaires en hausse (poids= 22 %) - suite</i>									
930N. Autres services personnels	0,0	1,9	13,1	0,2	99,2	7,2	2 211	0,1	- 0,2
553A. Restauration de type traditionnel	0,0	1,9	4,3	6,7	85,1	7,8	46 583	- 0,1	- 0,5
731Z. Recherche-développement en sciences physiques et naturelles	0,0	1,9	2,8	2,6	123,3	9,6	3 687	- 0,9	- 0,5
742B. Métreurs, géomètres	0,0	2,0	2,6	0,3	124,6	8,4	430	- 0,7	- 0,5
711AB. Location de véhicules automobiles	0,0	2,0	1,1	0,3	131,1	8,1	746	0,0	- 0,3
551C. Hôtels touristiques sans restaurant	0,0	2,0	5,8	0,7	90,9	7,8	3 747	0,0	- 0,1
551D. Hôtels de préfecture	0,0	2,1	- 4,8	0,0	93,3	7,9	163	0,6	0,4
713E. Location de machines de bureau et de matériel informatique	0,0	2,2	9,5	0,1	157,2	10,3	87	- 0,8	0,5
555A. Cantines et restaurants d'entreprises	0,0	2,2	- 1,9	1,1	80,6	8,3	3 940	0,1	- 0,1
746Z. Enquêtes et sécurité	0,0	2,2	3,4	3,1	94,8	7,9	13 906	0,1	- 0,1
714A. Location de linge	0,0	2,3	6,2	0,4	73,7	7,7	1 100	0,8	- 0,4
702A. Location de logements	0,0	2,6	- 1,1	2,0	93,6	8,6	2 618	- 0,3	- 0,2
701D. Supports juridiques de programme	0,0	2,8	4,7	0,0	93,5	9,8	109	2,2	- 1,6
732Z. Recherche-développement en sciences humaines et sociales	0,0	4,5	3,3	0,2	112,9	10,3	860	- 0,4	- 1,8
724Z. Activités de banques de données	0,0	5,3	- 3,3	0,7	119,7	9,1	361	0,4	0,4
703D. Administration d'autres biens immobiliers	0,0	3,0	4,2	0,2	126,0	9,6	420	- 1,4	0,9
<i>Stabilité en faible progression et salaires en faible hausse (poids = 7 %)</i>									
930D. Coiffure	0,3	1,0	1,6	2,2	111,2	6,9	5 554	- 0,4	- 0,3
741G. Conseil pour les affaires et la gestion	0,2	1,1	6,2	3,2	99,9	9,3	11 949	- 0,3	- 0,9
743A. Contrôle technique automobile	0,8	1,1	0,9	0,2	140,1	8,0	304	- 0,5	- 1,1
900EG. Traitements des autres déchets solides et autres travaux d'assainissement et de voirie	1,0	1,3	0,5	0,2	135,0	8,8	346	- 0,5	0,0
743B. Analyses, essais et inspections techniques	0,5	1,6	5,8	1,1	141,3	9,1	1 544	- 0,4	- 0,4

	Évolution de la durée des postes créés en %	Évolution du salaire horaire médian réel en %	Évolution du nombre de postes en %	Poids du secteur dans l'emploi ETP (hors sélection et fourniture de personnel) en %	Durée des postes créés en 2007 en jours	Salaire horaire médian courant 2007 en euros	Nombre de créations en 2007 (1/10e)	Évolution du coefficient de variation des durées des postes créés en %	Évolution du rapport interquartile des salaires horaires en %
<i>Stabilité en faible progression et salaires en hausse (poids = 7 %)</i>									
900B. Enlèvement et traitement des ordures ménagères	0,6	1,7	3,3	1,2	123,8	8,2	1 656	- 0,6	- 0,4
554B. Débits de boissons	1,0	1,7	2,1	0,5	91,1	7,5	3 560	- 0,5	- 1,0
900A. Collecte et traitement des eaux usées	0,6	1,8	6,0	0,5	120,7	9,0	536	- 0,8	- 0,5
703A. Agences immobilières	0,2	1,9	9,2	1,8	123,2	8,5	4 922	- 0,3	0,3
553B. Restauration de type rapide	0,5	1,9	7,4	2,1	87,8	7,3	16 671	0,0	- 0,1
723Z. Traitement de données	0,1	2,2	3,8	1,0	121,8	9,8	1 549	- 0,2	0,6
712ACE. Location d'autres matériels de transport terrestre, par eaux, aériens	0,8	2,5	2,2	0,1	130,2	8,5	254	- 1,0	- 0,4
<i>Stabilité en progression et salaires en faible hausse (poids = 7 %)</i>									
926C. Autres activités sportives	1,2	1,0	2,6	1,3	75,3	9,9	9 628	- 0,3	- 0,9
927C. Autres activités récréatives	1,3	1,2	3,9	0,2	62,2	8,4	2 833	- 1,4	- 2,7
742C. Ingénierie, études techniques	1,2	1,4	6,5	4,6	136,7	10,8	8 496	- 1,3	- 1,5
554A. Cafés-tabacs	1,5	1,4	- 0,1	0,2	92,9	7,6	890	- 1,0	- 1,3
748F. Secrétariat et traduction et centres d'appel	1,3	1,7	6,3	1,0	97,3	7,6	4 149	- 0,8	- 1,7
<i>Stabilité en progression et salaires en hausse (poids = 6 %)</i>									
742A. Activités d'architecture	1,2	1,9	4,4	0,8	126,2	10,0	1 687	- 0,7	- 1,1
930L. Autres soins corporels	2,6	1,9	17,7	0,1	110,2	7,5	469	- 1,8	0,0
713AC. Location de matériel agricole et de machines et équipements pour la construction	1,1	2,0	5,2	0,4	135,4	8,6	631	- 0,6	- 0,8
642C. Télécommunications (y-c transmissions audiovisuelles)	2,2	2,3	- 2,1	4,1	128,0	9,9	3 342	- 2,7	8,5
748G. Routage	2,0	2,5	2,9	0,3	87,2	8,5	1 052	- 1,8	- 0,2
701BC. Promotion immobilière de bureaux et d'infrastructures	3,0	3,5	- 2,6	0,2	115,3	9,4	414	- 2,0	3,0
701A. Promotion immobilière de logements	1,3	3,8	6,4	0,4	139,9	10,4	799	- 0,9	0,0

SYNTHÈSE	Évolution de la durée des postes créés en %	Évolution du salaire horaire médian réel en %	Évolution du nombre de postes en %	Poids du secteur dans l'emploi ETP (hors sélection et fourniture de personnel) en %	Durée des postes créés en 2007 en jours	Salaire horaire médian courant 2007 en euros	Nombre de créations en 2007 (1/10e)	Évolution du coefficient de variation des durées créées en %	Évolution du rapport interquartile des salaires horaires en %
Ensemble des services marchands (hors sélection et fourniture de personnel)	0,0	1,7	3,6		87,8	8,2		0,0	- 0,5
AUTRES SECTEURS D'ACTIVITÉ									
Commerce	0,3	1,8	2,9		96,0	8,0			
Construction	0,7	1,2	6,1		123,5	8,1			
Activités financières	1,8	1,7	3,6		111,0	9,0			
Transports	0,5	1,8	3,6		116,8	8,5			
Industrie	1,0	1,7	0,5		114,8	8,5			
dont IAA	0,6	1,8	1,3		100,8	8,0			
dont Industrie des biens de consommation	0,6	1,3	- 1,8		108,2	9,6			
dont Industrie automobile	1,9	1,7	2,1		124,3	9,3			
dont Industrie des biens d'équipement	1,1	1,8	1,4		129,3	8,9			
dont Industrie des biens intermédiaires	1,1	1,9	0,7		124,1	8,6			
dont Énergie	3,2	3,1	1,3		114,8	10,1			
Services marchands - Sélection et fourniture de personnel									
745A. Sélection et mise à disposition de personnel	- 1,3	1,8	3,6		94,4	7,4	14 998	0,6	0,0
745B. Travail temporaire	- 2,1	1,7	6,4		65,7	8,4	312 468	1,1	- 0,2

Lecture : dans les services marchands, hors intérim, la durée moyenne des postes créés en 2007 est de 87,8 et stable depuis 1997. Le salaire horaire médian courant des postes créés s'élève à 8,2 euros ; la progression du salaire horaire en termes réels est de 1,7 % en moyenne annuelle depuis 1997. Afin de disposer d'effectifs suffisants et d'assurer la comparabilité sur la période, certains secteurs d'activité ont été regroupés. Champ : ensemble de l'économie hors agriculture et services non marchands (NAF rév. 1). Source : DADS, fichiers postes et panel.

LE COMPTAGE ET L'ANALYSE DES TRANSITIONS INDUSTRIE - SECTEUR DES SERVICES

A partir du panel DADS, on est en mesure de suivre, pour une partie des individus, leur parcours professionnel dans différentes entreprises et secteurs d'activités.

Ces parcours sont rarement linéaires. Un salarié peut occuper des postes dans des entreprises différentes de manière simultanée. Quitter un poste pour en trouver un nouveau n'est donc pas un schéma majoritaire. En particulier dans les services, les frontières sont parfois floues.

En 2007, 68 % des salariés ayant eu au moins un poste dans les services ont travaillé dans une seule et même entreprise. 21 % ont travaillé dans deux entreprises et 12 % dans trois entreprises ou plus. Dans l'industrie, 76 % ont travaillé dans une unique entreprise, 16 % dans deux entreprises et 8 % dans plus de deux entreprises.

Les postes simultanés sont naturellement moins nombreux, 13 % des salariés ayant travaillé dans les services en 2007 ont eu une période de chevauchement de plus de 7 jours entre deux postes (ou une période de 7 jours ou moins pendant une autre période qui la recouvrait) ; 4 % des salariés ont eu au moins deux périodes de chevauchement en 2007. Dans l'industrie, 10 % des salariés ont eu une période de chevauchement, 2 % deux périodes ou plus.

1) L'échantillonnage des transitions

Pour chaque individu, on détermine les transitions entre les différents postes occupés. Le premier poste est le premier poste occupé par le salarié à partir de l'année 1994. S'il y a des ex-æquo, le premier poste est sélectionné aléatoirement parmi eux. On détermine le poste suivant parmi les postes dont la date de fin est postérieure à la date de fin du poste en cours et ainsi de suite jusqu'en 2007. Lorsqu'il y a des ex-æquo, on choisit l'un des postes de manière aléatoire.

Entre 1994 et 2001 en moyenne, plus de 85 % des transitions ont lieu l'année de la fin du poste précédent ou l'année suivante. On se limite à ces transitions pour limiter l'effet de la censure en 2007 et avoir ainsi des mesures homogènes sur l'ensemble de la période.

En 2006, à partir du panel (échantillonné au 12^e) on compte 8 000 transitions de l'industrie vers les services et 10 500 transitions de l'industrie vers l'intérim. Les transitions de l'industrie vers l'industrie sont plus nombreuses ; autour de 27 000 en 2006.

2) Précautions techniques

L'analyse de l'effet des transitions porte sur les deux aspects de la qualité, à savoir, la rémunération horaire et la durée du poste. Plusieurs précautions liées à la source doivent être prises lors de l'analyse de ces transitions, notamment pour l'analyse des durées.

À cause de la censure à droite en 2007 (et aussi de la censure à gauche en 1994), on doit raisonner sur des durées tronquées. La durée des postes d'arrivée baisse à mesure que l'on s'approche de 2007, ce qui rend impossible le constat sur l'évolution de la durée lors

d'une transition. La troncature est opérée à 360 jours, et non plus en fin d'année. Il n'est donc plus nécessaire de corriger des effets du calendrier annuel de création des postes. Les postes créés en 2007 doivent cependant être exclus. Les transitions de 2006 vers 2007 et celles de 2007 ne sont donc pas présentées dans les résultats sur les durées.

La rupture de série de 2002 (encadré) requiert, comme précédemment, un traitement spécifique. Le doublement du panel introduit une moitié de postes artificiellement courts (puisque débutant par définition au plus tôt au 1^{er} janvier 2002). Ils sont exclus des calculs en 2002 (mais pris en compte les années suivantes). Une fois cette correction faite, les séries des durées sont homogènes.

Le dernier point concerne la proportion importante d'identifiants fictifs en 2003 et 2004. Rappelons ce qu'est un identifiant fictif : dans certains cas, la déclaration DADS d'un poste est incomplète. Les services gestionnaires du panel n'y trouvent pas le numéro d'inscription au répertoire permettant de rattacher ce poste à l'individu qu'il l'occupe. Ils savent pourtant, d'après la date de naissance figurant sur la DADS, qu'il s'agit d'un poste occupé par un individu du panel. Ils incluent ce poste et laissent l'identifiant à blanc.

Pour des raisons inconnues, la proportion de ces identifiants fictifs passe d'environ 5 % sur les années 1997 à 2001 à 20 % en 2003. Il reste autour de 15 % entre 2004 et 2006 avant de revenir à 9 % en 2007. La hausse du nombre d'identifiants fictifs affecte plus particulièrement le secteur des services non marchands. Sauf en 2003 et 2004 années pour lesquels l'ensemble des secteurs sont touchés.

La procédure retenue dans l'étude pour la détermination des transitions conduit à ne pas prendre en compte ces identifiants fictifs, puisqu'on ne peut pas retracer leur parcours. Or ceux-ci constituent un sous ensemble particulier des postes occupés par les individus du panel : ils correspondent à des postes en moyenne plus courts et moins payés. On peut ainsi craindre a priori que la forte variation des années 2003 et 2004 dans les secteurs de l'industrie et des services n'introduise un biais dans l'évaluation, ces années là, de l'impact des transitions sur la qualité des emplois.

Pour résoudre ce problème, on a repris le traitement des données du panel et procédé à une confrontation systématique des informations contenues dans les DADS des identifiants fictifs avec celles des individus identifiés du panel. Dans une majorité de cas, on parvient, en s'appuyant sur la correspondance de la date de naissance, du département de naissance, du sexe, de la catégorie socioprofessionnelle et de la commune de résidence (ainsi qu'en utilisant l'information sur l'établissement où se situe le poste) à rattacher avec une quasi-certitude l'identifiant fictif à un individu du panel :

- en 2003, on retrouve ainsi 49 % sur les 20 % d'identifiants fictifs
- en 2004, on en identifie 52 % sur les 15 % d'identifiants fictifs

Plus spécifiquement dans l'industrie, on retrouve : 70 % sur les 12 % manquants en 2003 ; 61 % sur les 7 % manquants en 2004.

Dans les services, en 2003, 61 % sont retrouvés sur les 21 % manquants, et en 2004, 64 % sur les 18 % manquants.

Ce traitement permet donc de ramener les années 2003 et 2004 au niveau des années précédentes et suivantes et de neutraliser le biais potentiel sur la mesure des variations de qualité dans les transitions.

En pratique, on constate sur les années 2003 et 2004, que les fichiers après traitement fournissent des résultats très proches de ceux tirés des fichiers avant traitement : par exemple, la variation moyenne de durée dans les transitions industrie-intérim, de plus de 100 jours en 2003, de 90 jours en 2004, est modifiée de 3 et 9 jours, respectivement. L'impact sur la variation moyenne du salaire horaire est de quelques centimes.

En d'autres termes, sur ces deux années, on constate ex-post que le surcroît d'identifiants fictifs a un effet dont l'ampleur n'est susceptible de remettre en cause ni l'ordre de grandeur des résultats ni les conclusions de l'analyse présentée. Compte tenu de la lourdeur de ce traitement de recherche sur les identifiants fictifs, il ne paraît pas utile de l'étendre aux autres années.

3) Robustesse des résultats à la procédure d'échantillonnage

L'échantillonnage introduit une source de variabilité aléatoire. On peut se demander dans quelle mesure les résultats obtenus dépendent de cet aléa. En outre, la procédure retenue n'est pas la seule envisageable. En quoi le choix effectué affecte-t-il les résultats ?

a - Intervalles de confiance

La précision des estimations des variations de durée ou de salaire lors des transitions est déterminée par réplication de la procédure d'échantillonnage présentée

ci-dessus. Compte tenu de la lourdeur des calculs nécessaires, l'exercice est conduit sur une sous-population de 15 000 individus tirés aléatoirement (à probabilité égale) parmi les 536 800 salariés ayant eu au moins un poste dans l'industrie entre 2003 et 2007.

Sur cette sous-population, on réplique N fois la procédure d'échantillonnage des transitions décrite ci-dessus. Chaque réplication fournit une valeur moyenne de l'impact des transitions sur la durée (resp. sur le salaire horaire) des postes. La distribution de ces N valeurs permet de déterminer un intervalle de confiance pour l'impact des transitions sur la durée (resp. le salaire horaire) des postes.

La lourdeur des calculs conduit à retenir N = 100 répliquions seulement.

Remarque : dans ces calculs, on n'a pas effectué de correction des identifiants fictifs.

Selon les années et le type de transition, la durée apparaît estimée par notre méthode entre ± 1 et ± 3 jours et le salaire horaire entre ± 3 et ± 10 centimes d'euros (tableaux a1 et a2). La prise en compte de l'aléa d'échantillonnage ne remet donc pas en cause l'ordre de grandeur proposé de l'impact des différents types de transitions sur la qualité de l'emploi.

b - Procédure alternative d'échantillonnage des transitions

Pour vérifier la robustesse des résultats à la méthode retenue pour échantillonner les transitions, on considère une procédure alternative consistant à ne prendre que les transitions entre postes qui se succèdent.

Les résultats apparaissent relativement proches. Les écarts les plus importants sont, en général, observés en 2006, année pour laquelle les transitions observées sont moins nombreuses (tableau b). Dans tous les cas, l'utilisation de la procédure alternative ne modifierait pas sensiblement la description de l'effet des transitions sur la qualité des emplois.

Tableau a1
Intervalles de confiance à 95% pour la différence des durées de postes

Année	Industrie-Industrie			Industrie-Intérim			Industrie-Services		
	Estimation	IC		Estimation	IC		Estimation	IC	
2004	- 11,2	- 12,1	- 10,4	- 78,6	- 80,7	- 76,5	- 3,1	- 5,1	- 1,1
2005	- 1,8	- 3,0	- 0,7	- 90,4	- 92,3	- 88,6	6,2	3,8	8,5
2006	- 13,9	- 15,5	- 12,3	- 123,8	- 126,4	- 121,3	- 4,2	- 7,1	- 1,3

Tableau a2
Intervalles de confiance à 95% pour la différence des salaires horaires médians des postes

Année	Industrie-Industrie			Industrie-Intérim			Industrie-Services		
	Estimation	IC		Estimation	IC		Estimation	IC	
2004	0,15	0,11	0,19	0,20	0,15	0,25	- 0,28	- 0,37	- 0,19
2005	0,12	0,07	0,17	0,15	0,10	0,19	- 0,38	- 0,47	- 0,28
2006	0,19	0,16	0,23	0,21	0,17	0,25	- 0,44	- 0,52	- 0,36

Tableau b

Variation du salaire horaire et des durées de postes suite à un changement de secteur d'activité

Année	Industrie-Industrie				Industrie-Intérim				Industrie-Services			
	Écart de durée		Écart de salaire horaire		Écart de durée		Écart de salaire horaire		Écart de durée		Écart de salaire horaire	
	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)
2004	- 17,2	- 11,2	0,17	0,15	- 78	- 79	0,24	0,20	- 4,9	- 3,1	- 0,31	- 0,28
2005	- 2,8	- 1,8	0,12	0,12	- 96	- 90	0,16	0,15	3,4	6,2	- 0,31	- 0,38
2006	- 7,3	- 13,9	0,22	0,19	- 128	- 124	0,21	0,21	- 4,9	- 4,2	- 0,34	- 0,44

Note : (A) pour procédure alternative ; (B) pour procédure retenue dans l'étude.

**ANALYSE DE L'ÉVOLUTION DE LA DURÉE APRÈS LE PASSAGE DE L'INDUSTRIE
VERS UN AUTRE SECTEUR EN 1995-1996 ET 2005-2006**

	1995 - 1996			2005 - 2006		
	Estimation	StdErr	Probt	Estimation	StdErr	Probt
Constante	135,5	2,5	0,00	155,2	2,2	0,00
Durée de départ	- 0,8	0,0	0,00	- 0,9	0,0	0,00
Secteur de départ						
Industrie des biens de consommation	- 4,6	2,6	0,07	4,5	1,9	0,02
Industrie automobile	- 1,9	4,5	0,67	- 3,1	3,0	0,30
Industrie des biens d'équipement	1,9	2,7	0,48	3,4	1,8	0,06
Industrie des biens intermédiaires	- 0,1	2,3	0,96	3,7	1,6	0,02
Energie	- 9,6	5,2	0,06	10,3	3,9	0,01
Industrie agricoles et alimentaires	0			0		
Secteur d'arrivée						
Agriculture, sylviculture, pêche	- 173,0	50,0	0,00	- 83,4	6,2	0,00
Industrie des biens de consommation	26,4	3,2	0,00	3,8	2,8	0,17
Industrie automobile	39,8	5,9	0,00	28,7	4,5	0,00
Industrie des biens d'équipement	27,6	3,3	0,00	15,4	2,6	0,00
Industrie des biens intermédiaires	37,0	2,9	0,00	22,7	2,3	0,00
Energie	- 17,8	6,3	0,00	40,6	5,0	0,00
Construction	- 5,6	4,7	0,24	1,8	3,0	0,56
Commerce	- 4,8	2,9	0,10	- 8,4	2,2	0,00
Transports	11,2	5,7	0,05	4,2	4,2	0,31
Activités financières	15,6	9,7	0,11	8,4	6,9	0,22
Activités immobilières	- 65,5	7,2	0,00	- 1,3	6,6	0,85
Postes et télécommunications	17,1	11,2	0,13	11,3	8,5	0,18
Conseil et assistance	- 1,1	3,8	0,77	7,1	2,8	0,01
Services opérationnels (hors intérim)	- 44,9	4,5	0,00	- 51,0	3,4	0,00
Recherche et développement	28,8	13,8	0,04	53,5	7,5	0,00
Hôtels et restaurants	- 36,7	4,5	0,00	- 49,4	3,1	0,00
Activités récréatives, culturelles et sport.	- 26,9	6,8	0,00	- 69,3	4,9	0,00
Services personnels	6,3	14,6	0,67	1,5	10,8	0,89
Education, santé, action sociale	- 3,6	4,6	0,44	- 15,3	3,6	0,00
Administration	- 1,8	4,9	0,72	63,5	2,5	0,00
Intérim	- 96,8	2,8	0,00	- 145,7	2,0	0,00
Industrie agricoles et alimentaires	0			0		

→

	1995 - 1996			2005 - 2006		
	Estimation	StdErr	Probt	Estimation	StdErr	Probt
Age l'année de départ						
< à 20 ans	- 30,3	2,5	0,00	- 23,3	1,7	0,00
30 à 39 ans	16,3	1,5	0,00	14,2	1,2	0,00
40 à 49 ans	18,6	1,7	0,00	11,2	1,4	0,00
50 ans et plus	- 18,6	2,2	0,00	- 16,2	1,8	0,00
20 à 29 ans	0			0		
Catégorie socioprofessionnelle						
Cadres et professions intellectuelles supérieures et chefs d'entreprises	29,9	2,2	0,00	23,9	1,7	0,00
Professions intermédiaires	14,1	1,8	0,00	13,9	1,4	0,00
Employés	1,2	1,9	0,53	- 1,9	1,6	0,23
Ouvriers	0			0		
Sexe						
Femme	- 2,5	1,4	0,06	- 4,4	1,1	0,00
Homme	0			0,0		
Année de départ : 1995	3,2	1	0,01	0,5	1,0	0,59
Année de départ : 1996	0			0		
Mois de début du poste nouveau						
janvier à mars	45,7	1,8	0,00	57,2	1,7	0,00
avril à juin	0			0		
juillet à septembre	- 23,4	2,3	0,00	- 13,0	2,1	0,00
octobre à décembre	- 22,0	3,4	0,00	- 62,8	2,6	0,00

Lecture : l'impact sur la durée d'un changement de poste en 1995 ou 1996 depuis l'industrie est, pour les professions intermédiaires, supérieur de 14 jours à celui observé pour un ouvrier qui change de poste, à sexe et âge égaux, secteurs de départ et d'arrivée égaux. Champ : transitions depuis l'industrie dont l'année de départ est 1995 ou 1996, 2005 ou 2006. Pour 2006, seules les transitions vers l'année 2006 sont prises en compte (annexe 4).
Source : panel DADS.

**ANALYSE DE L'ÉVOLUTION DU SALAIRE HORAIRE APRÈS LE PASSAGE DE L'INDUSTRIE
VERS UN AUTRE SECTEUR EN 1995-1996 ET 2005-2006**

	1995 - 1996			2005 - 2006		
	Estimation	StdErr	Probt	Estimation	StdErr	Probt
Constante	4,7	0,1	0,00	4,7	0,0	0,00
Salaire horaire du poste de départ	- 0,7	0,0	0,00	- 0,6	0,0	0,00
Secteur de départ						
Industrie des biens de consommation	0,1	0,1	0,35	- 0,1	0,1	0,21
Industrie automobile	0,4	0,2	0,04	- 0,3	0,1	0,00
Industrie des biens d'équipement	0,1	0,1	0,15	0,1	0,1	0,24
Industrie des biens intermédiaires	0,0	0,1	0,60	- 0,1	0,0	0,22
Energie	0,4	0,2	0,04	0,3	0,1	0,02
Industrie agricoles et alimentaires	0			0		
Secteur d'arrivée						
Agriculture, sylviculture, pêche	- 0,1	1,7	0,96	- 0,4	0,2	0,01
Industrie des biens de consommation	0,5	0,1	0,00	1,1	0,1	0,00
Industrie automobile	0,6	0,2	0,01	1,2	0,1	0,00
Industrie des biens d'équipement	0,5	0,1	0,00	0,7	0,1	0,00
Industrie des biens intermédiaires	0,4	0,1	0,00	0,9	0,1	0,00
Énergie	5,9	0,3	0,00	2,3	0,1	0,00
Construction	- 0,4	0,2	0,02	- 0,2	0,1	0,08
Commerce	- 0,5	0,1	0,00	- 0,4	0,1	0,00
Transports	- 1,1	0,2	0,00	- 0,6	0,1	0,00
Activités financières	- 0,4	0,3	0,24	0,6	0,2	0,00
Activités immobilières	- 0,2	0,3	0,41	- 0,8	0,2	0,00
Postes et télécommunications	0,4	0,4	0,27	0,6	0,2	0,02
Conseil et assistance	0,8	0,1	0,00	0,6	0,1	0,00
Services opérationnels (hors intérim)	- 0,7	0,2	0,00	- 0,6	0,1	0,00
Recherche et développement	0,8	0,5	0,10	0,4	0,2	0,08
Hôtels et restaurants	- 0,7	0,2	0,00	- 0,5	0,1	0,00
Activités récréatives, culturelles et sportives	1,5	0,2	0,00	1,3	0,1	0,00
Services personnels	- 1,5	0,5	0,01	- 1,2	0,3	0,00
Éducation, santé, action sociale	- 0,4	0,2	0,01	- 0,4	0,1	0,00
Administration	- 0,6	0,2	0,00	- 0,5	0,1	0,00
Intérim	- 0,1	0,1	0,44	0,0	0,1	0,71
Industrie agricoles et alimentaires	0			0		
Age l'année de départ						
< à 20 ans	- 0,5	0,1	0,00	- 0,2	0,0	0,00
30 à 39 ans	0,8	0,1	0,00	0,6	0,0	0,00
40 à 49 ans	1,6	0,1	0,00	1,2	0,0	0,00
50 ans et plus	2,5	0,1	0,00	1,4	0,1	0,00
20 à 29 ans	0			0		
Catégorie socioprofessionnelle						
Cadres et professions intellectuelles supérieures et chefs d'entreprises	8,2	0,1	0,00	5,6	0,1	0,00
Professions intermédiaires	2	0,1	0,00	1,6	0,0	0,00
Employés	0,7	0,1	0,00	0,5	0,0	0,00
Ouvriers	0			0		
Sexe						
Femme	- 0,9	0,1	0,00	- 0,7	0,0	0,00
Homme	0			0,0		

Lecture : l'impact d'une transition depuis l'industrie en 1995 ou 1996 sur le salaire horaire d'une femme est de 0,9 euro inférieur à celui observé pour un homme qui change de poste, à âge et catégorie socioprofessionnelle, secteurs de départ et d'arrivée égaux.

Champ : transitions depuis l'industrie dont l'année de départ est 1995 ou 1996, 2005 ou 2006. Pour 2006, seules les transitions vers l'année 2006 sont prises en compte (annexe 4).

Source : panel DADS.

