

Direction des Statistiques Démographiques et Sociales

N° F1107

**TRANSITIONS ANNUELLES AU SENS DU BIT SUR LE
MARCHÉ DU TRAVAIL**

**Proposition de pondération longitudinale pour
utiliser l'enquête Emploi en panel annuel**

Yves JAUNEAU et Cédric NOUËL de BUZONNIERE

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

Série des Documents de Travail
de la
DIRECTION DES STATISTIQUES DÉMOGRAPHIQUES ET SOCIALES

N°F1107

TRANSITIONS ANNUELLES AU SENS DU BIT SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL

**Proposition de pondération longitudinale
pour utiliser l'enquête Emploi en panel annuel**

YVES JAUNEAU ET CÉDRIC NOUËL DE BUZONNIÈRE*

Document de travail

Juillet 2011

**Au moment de la rédaction de ce document, Yves Jauneau faisait partie de la division des Etudes sociales et Cédric Nouël de Buzonnière de la division Emploi*

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

Transitions annuelles au sens du BIT sur le marché du travail

Proposition de pondération longitudinale pour utiliser l'enquête Emploi en panel annuel

Yves Jauneau, Cédric Nouël de Buzonnière

Résumé :

Cette étude propose une méthode permettant de calculer des transitions d'activité à partir de l'enquête Emploi. Une pondération longitudinale spécifique sur les personnes ayant répondu à une année d'intervalle à l'enquête Emploi est calculée à partir d'un calage sur marge utilisant d'une part les deux principaux déterminants de la non-réponse entre deux vagues (âge, statut d'occupation du logement), le statut marital et le statut d'activité de chacune des deux années. Le recalage sur les marges d'emploi permet de fournir des taux de transitions et des flux comparables avec les statistiques en coupe par ailleurs publiées à partir de l'enquête Emploi (taux de chômage, taux d'emploi, etc.). Cela se fait toutefois au prix d'hypothèses qui mériteraient d'être précisées dans de futures analyses ; telle quelle, la méthode ne prend notamment en compte les différences de champ des populations de référence entre les deux dates (migrations, décès). La pondération proposée utilise en outre deux informations clés sur les transitions entre situations sur le marché du travail observées au cours de l'année précédant celle au cours de laquelle on cherche à mesurer les transitions : le nombre de changements de situation et leur nature. En effet, on observe que, à autres caractéristiques données, plus les changements d'activité ont été nombreux pendant l'année précédente, plus un changement est probable entre les années n et $n+1$. En outre, le type de transitions entre les années $n-1$ et n (mesurées en statut « déclaré », faute de connaître le statut BIT occupé l'année $n-1$) est corrélé, toutes choses égales par ailleurs, au type de transitions BIT entre n et $n+1$. Ces deux variables, intensité et type de transitions, s'avèrent donc précieuses pour la qualité du recalage que l'on souhaite opérer pour redresser la non-réponse. Au final, leur impact sur la pondération s'avère toutefois limité, notamment en comparaison de celui de l'âge et du statut d'occupation du logement.

Abstract :

In this working paper, we present a methodology to measure transitions on the labour market based on the French labour force survey ("enquête Emploi"). To use the longitudinal data of the LFS, it is necessary to correct for non-response over time. The method is based on a longitudinal weighting scheme applied to individuals who respond to the survey one year apart. Their weights are adjusted to several margins calculated on the whole survey, based on the following variables: age and housing tenure (which are the two main variables explaining the attrition), marital status and employment status of both years. Using the employment status of both years allow to achieve consistency between transitions rates and variations of employment rate (or unemployment rate). This can be done, though, using approximations which should be quantified in further work. In particular, this method does not take into account the differences of scope between the populations in both dates (due to migration or death).

Moreover the weighting scheme uses two variables related to the transitions which occurred before the first interview. When controlling for the other characteristics, it can be shown that the probability of a change in the employment status between year n and $n+1$ is larger when there are several changes in the status in the previous year. Besides, the kind of transition between year $n-1$ and n is correlated to the one of the transition between year n and $n+1$. These two variables, number of transitions and kind of transitions, are useful to correct for the attrition. Their final impact is small, yet, compared to the impact of age and housing tenure.

Introduction	5
Pourquoi étudier des transitions sur le marché du travail ?	7
Une approche dynamique du marché du travail.....	7
Une demande d'information croissante sur le sujet	7
Transitions BIT et utilisation de l'enquête Emploi en panel	10
Statut déclaré et statut BIT.....	10
Transition déclarée et transition BIT	11
L'utilisation ici faite de l'enquête Emploi « en panel »	12
La non-réponse à l'enquête Emploi entre 1^{ère} et 5^{ème} vagues	13
La non-réponse est très élevée chez les jeunes adultes ou les locataires du secteur privé	14
Une non-réponse plus fréquente chez les chômeurs, les étudiants du supérieur et les salariés en contrat court	15
Avoir changé de situation d'activité entre 2006 et 2007 augmente le risque de ne pas répondre entre 2007 et 2008...16	
La non-réponse « individuelle » : plus fréquente chez les jeunes et les seniors	17
L'âge et le statut d'occupation du logement sont de loin les caractéristiques les plus liées avec la non-réponse	17
La méthode de pondération proposée	19
Une pondération par calage mise en place au Royaume-Uni.....	19
Une variante : l'utilisation des informations sur la mobilité d'activité entre n-1 et n, pour mesurer la mobilité d'activité entre n et n+1.....	20
Pondération finale proposée	21
L'effet de la pondération longitudinale	21
Deux tests de qualité de la pondération	23
Comparaison avec une estimation par imputation des valeurs manquantes	23
Une confirmation qualitative <i>a posteriori</i> du caractère « non-ignorable » de la non-réponse.....	24
Estimation finale et comparaison avec la pondération longitudinale	26
Une comparaison avec les données déclarées « en coupe »	26
La méthode utilisée.....	26
Estimation finale et comparaison avec la pondération longitudinale	27
Exemples d'utilisation	28
Matrices de transitions annuelles au sens du BIT de 2004 à 2008	28
Calcul des indicateurs d'inégalités sociales préconisés par le CNIS	28
Conclusion	30
Bibliographie	31
Annexes	32

Introduction

L'intérêt de mesurer des transitions sur le marché du travail a été souligné à plusieurs reprises au cours des dernières années, notamment dans les rapports du CNIS sur les inégalités sociales (Freyssinet J., *et alii*, 2007) ou sur l'emploi, le chômage et la précarité (de Foucauld *et alii*, 2008). Par ailleurs, de plus en plus de pays européens s'intéressent au sujet, en utilisant notamment les données des enquêtes sur les Forces de travail, dont l'enquête Emploi de l'Insee est la version française.

L'analyse des transitions, définies ici comme le croisement des statuts d'activité à deux dates différentes (espacées d'une année ou d'un trimestre par exemple), permet en effet d'aborder les évolutions sur le marché du travail en termes de flux. Par exemple, il peut apparaître intéressant de s'intéresser aux probabilités trimestrielles de transition entre différents états, comme le font Coudin et Thélot (2009), ou à leurs disparités en termes de catégories socioprofessionnelles. Parmi d'autres exemples, le calcul de transitions annuelles peut permettre de mesurer des taux d'emploi moyen de jeunes en études un an auparavant, le nombre de personnes ayant connu le chômage à deux années d'intervalle, etc.

Mais le calcul de ces transitions ne va pas de soi, en particulier si l'on souhaite réaliser ce calcul au sens du Bureau international du travail (BIT), comme ceci est fait par exemple pour le taux de chômage. Il faut alors utiliser l'enquête Emploi (seule source statistique permettant d'établir un statut BIT) en panel, c'est-à-dire disposer de la situation BIT des personnes à deux dates différentes (le statut BIT n'est pas calculable de façon « rétrospective » à partir des données de cette enquête), à un an d'intervalle par exemple. Ceci est *a priori* possible, les ménages interrogés à l'enquête Emploi en Continu l'étant six trimestres de suite. Mais ce panel est un panel de logements, et non d'individus. Par exemple, un ménage déménageant n'est par définition plus suivi. Or, les personnes déménageant ont un profil de transition différent de celles ne déménageant pas, ce que l'on peut vérifier aisément avec l'enquête Emploi sur les personnes ayant emménagé depuis moins d'un an¹, ou bien avec un autre type de panel suivant les logements (le panel sur les statistiques sur les ressources et les conditions de vie - SRCV -). En outre, il est fort probable que les personnes ne répondant plus au bout d'un an d'interrogation (sans avoir déménagé) aient aussi un profil de transition particulier sur le marché du travail. La non-réponse dépend ici du phénomène étudié, on est dans un exemple classique de non-réponse « non-ignorable », même si une estimation réalisée dans ce document et des travaux antérieurs de l'Institut de statistiques anglais (ONS) ont montré qu'à âge constant, le lien entre transitions d'activité et non-réponse est finalement assez modéré.

Suivant les travaux menés par l'ONS², on se propose ici de corriger ce biais en mettant en place une pondération longitudinale spécifique sur les personnes ayant répondu à une année d'intervalle à l'enquête Emploi. Cette méthode est simple dans sa mise en œuvre : il s'agit d'un calage sur marge utilisant d'une part les deux principaux déterminants de la non-réponse entre deux vagues (âge, statut d'occupation du logement), le statut marital et les répartitions sur le marché du travail des deux années. Le recalage sur les marges d'emploi permet de fournir des taux de transitions et des flux comparables avec les statistiques en coupe par ailleurs publiées à partir de l'enquête Emploi (taux de chômage, taux d'emploi, etc.). Cela se fait toutefois au prix d'approximations qui mériteraient d'être précisées dans de futures analyses ; caler sur les statuts d'activité des deux années ignore les différences de champ des populations de référence entre les deux dates (migrations, décès).

Par rapport à la méthode anglaise, la pondération proposée ici utilise en outre deux informations clés sur les transitions entre situations sur le marché du travail observées au cours de l'année précédant celle au cours de laquelle on cherche à mesurer les transitions. En effet, on observe que, à autres caractéristiques données (y compris l'âge), plus les changements d'activité ont été nombreux pendant l'année précédente, plus un changement est probable entre les années n et $n+1$. En outre, le type de transitions entre les années $n-1$ et n (mesurées en statut « déclaré », faute de connaître le statut BIT occupé l'année $n-1$) est corrélé, toutes choses égales par ailleurs, au type de transitions BIT entre n et $n+1$. Ces deux variables intensité et type de transitions - qui ne sont disponibles, jusqu'en 2008, que pour les personnes en 1^e interrogation à l'enquête Emploi - s'avèrent donc précieuses pour la qualité du recalage que l'on souhaite opérer pour redresser la non-réponse. Au final, leur impact sur la pondération s'avère toutefois limité, notamment en comparaison de celui de l'âge et du statut d'occupation du logement dont le pouvoir explicatif de la non-réponse entre deux vagues de l'enquête Emploi est écrasant.

¹ Leur profil de transition d'activité en statut déclaré est différent de celui des personnes ayant emménagé depuis plus d'un an.

² On peut aussi utilement se référer à Breuil P., Valdelièvre H., 2002.

L'impact principal de cette pondération longitudinale est de revoir à la baisse la part des transitions inactivité-inactivité au profit de toutes les autres. Ainsi, entre 2007 et 2008, 25,6 % des personnes de 15-64 ans ont une transition inactivité->inactivité avec la pondération, contre 28,2 % sans pondérer (26,9 % avec la pondération transversale usuelle). A l'inverse, la proportion, dans l'ensemble des transitions possibles, des transitions issues du chômage BIT ou allant vers le chômage BIT est revue à la hausse du fait de la pondération, de 7,7 % à 8,7 % soit environ 400 000 personnes en plus (7,5 % avec la pondération usuelle). En moyenne sur 2004-2008, la proportion de personnes de 15 à 64 ans changeant de statut BIT entre deux années est augmentée d'un point par la pondération longitudinale, passant de 10 % à 11 % (10,7% avec la pondération usuelle).

Même s'il est difficile d'évaluer *a posteriori* la qualité de cette pondération, on propose ici deux estimations permettant de vérifier qu'elle va dans le bon sens :

- premièrement, une méthode par imputation (« hot deck pondéré ») de l'activité en n+1 pour les non-répondants montre une répartition qui se rapproche de celle utilisant la pondération longitudinale construite. Cette imputation permet en outre d'estimer *a posteriori* des taux de non-réponse par type de transition BIT, et confirme, au moins de façon qualitative, le caractère non-ignorable de la non-réponse : la non-réponse (13 % en moyenne) serait ainsi de 8 % en cas de transition « inactivité-inactivité » mais de 25 % en cas de transition partant ou allant vers le chômage³. Mais ces disparités de non-réponse par transition s'estompent fortement lorsque l'on raisonne à âge et statut d'occupation du logement donnés,
- deuxièmement, on réalise une comparaison des transitions en situation « déclarée » de deux manières : en coupe, avec situation rétrospective déclarée (méthode a) et en panel avec situations déclarées les deux années et la pondération longitudinale construite (méthode b). Là encore, on observe un rapprochement des deux estimations.

Enfin, deux exemples rapides d'utilisation de cette pondération sont donnés sur les années 2004 à 2008 : matrices annuelles de transitions sur le marché du travail au sens du BIT et indicateurs d'inégalités sociales issus du rapport du CNIS.

³ Ce fort taux de non-réponse s'explique en partie par le taux de déménagement des chômeurs, qui est supérieur au taux moyen sur la population.

Pourquoi étudier des transitions sur le marché du travail ?

Une approche dynamique du marché du travail

De par les résultats fournis chaque trimestre ou chaque année par l'enquête Emploi, on connaît précisément les répartitions successives de la population selon les trois états principaux du marché du travail : emploi, chômage et inactivité, et ceci au sens du Bureau international du travail (BIT). L'évolution de ces répartitions permet de dresser un diagnostic sur l'évolution du marché du travail : évolution du nombre de chômeurs et du taux de chômage ou du nombre de personnes en emploi et du taux d'emploi par exemple.

Il peut paraître intéressant de compléter ces données successives en « coupe » par des données en « flux », c'est-à-dire de répartir la population selon neuf états de transition possibles⁴, ce qui revient à établir une matrice de transition du type de celle ci-après (*tableau 1*). En effet, au-delà des évolutions nettes du nombre d'actifs occupés, chômeurs ou inactifs, il est intéressant de s'attacher aux mécanismes qui en sont à l'origine. Par exemple, une stabilité du taux d'emploi pourrait résulter d'allers-retours importants entre emploi et non-emploi qui se compenseraient. Une baisse du chômage peut résulter d'une augmentation du nombre de personnes retrouvant en emploi, mais aussi à une augmentation des sorties de l'activité vers l'inactivité.

Tableau 1 : Matrice de transition sur le marché du travail entre l'année N et l'année N+1

		Année N+1			
		E	C	I	Total
Année N	E	E->E	E->C	E->I	E(N)
	C	C->E	C->C	C->I	C(N)
	I	I->E	I->C	I->I	I(N)
	Total	E(N+1)	C(N+1)	I(N+1)	100%

E : emploi, C : chômage, I : inactivité

En outre, étudier les transitions sur le marché du travail permet d'avoir une approche complémentaire en termes d'inégalités ou de disparités. Que deviennent les matrices de transitions pour une classe d'âge ou une catégorie socioprofessionnelle donnée ? La probabilité de quitter le chômage pour un emploi est-elle la même pour un cadre ou pour un ouvrier, pour un jeune ou pour un senior ?

Une demande d'information croissante sur le sujet

Deux rapports récents publiés par le CNIS soulignent l'importance de cette thématique : le rapport sur les « Niveaux de vie et les inégalités sociales » (Freyssinet J. *et alii*, 2007) et le rapport sur la « Définition d'indicateurs en matière d'emploi, de chômage, de sous-emploi et de précarité de l'emploi » (de Foucauld *et alii*, 2008).

Dans le premier, il est souligné que l'étude des disparités par catégorie socioprofessionnelle concernant les transitions sur le marché du travail apportera un éclairage important sur les inégalités sociales. Plus généralement, le rapport précise que :

« L'information statistique, déjà disponible et exploitée, est riche, mais principalement de caractère statique. Elle mesure des états à différentes dates. Un progrès majeur résulte de la production d'une information dynamique,

⁴ L'étude des transitions sur le marché du travail ne se limite bien sûr pas à neuf transitions possibles. On peut par exemple répartir les actifs occupés selon leur statut d'occupation, leur type d'employeur, leur contrat de travail, etc., et avoir ainsi des matrices encore plus développées. Par ailleurs, on ne s'intéresse pas ici à ce qui se passe au cours de l'année : une personne peut avoir une transition annuelle emploi->emploi en ayant connu des périodes de chômage au milieu.

qui permette de suivre les transitions entre des états et les trajectoires, tant pour les individus que pour les groupes sociaux, selon un horizon qui va du court terme (par exemple, mouvements entre emploi, chômage et inactivité) jusqu'au très long terme (par exemple, reproduction intergénérationnelle des inégalités). De nombreuses sources nouvelles dans ce domaine ont été récemment créées ou sont en cours de mise en place. Le groupe de travail accorde une priorité forte à l'amélioration des méthodes permettant l'exploitation de ces sources pour analyser la dynamique des inégalités. »

Ainsi, parmi la cinquantaine d'indicateurs⁵ que le rapport suggère de publier chaque année pour mieux suivre les inégalités sociales (voir ci-dessous), figurent trois indicateurs de transitions (en pas annuel) : emploi->chômage, chômage->emploi et chômage->chômage, avec la décomposition de ces indicateurs par catégorie socioprofessionnelle, l'indicateur final étant le rapport des probabilités conditionnelles de transitions entre cadres et ouvriers non qualifiés. En outre, parmi les dix indicateurs d'inégalités sociales privilégiés, portant sur l'ensemble des thèmes (revenus, santé, population, etc.) figure l'indicateur de transition chômage->chômage. Précisons ici que, jusqu'à maintenant, ces indicateurs ont été calculés en utilisant l'enquête Emploi en coupe (et une question sur la situation un an auparavant), qui mêle statut BIT (année n+1) et statut déclaré (année n), ce qui introduit un biais car, par exemple, la proportion de chômeurs est surestimée l'année n par rapport à celle de l'année n+1 (voir plus loin).

« Le groupe de travail propose de mesurer les inégalités de qualité de l'emploi principalement par des indicateurs d'instabilité (durées d'emploi, taux de rotation...) et d'insécurité (transitions entre l'emploi et le chômage ou le non emploi, récurrence au chômage...), de pas annuel de manière principale et de pas trimestriel de manière secondaire.

L'attention devra cependant être attirée sur le fait que les transitions professionnelles conduisent souvent à un changement de domicile et donc à sortir de l'enquête emploi introduisant un biais dans la mesure des transitions. Ce biais peut être évité avec les panels (ECHP puis SILC) mais sur des échantillons de taille plus réduite.

Au titre des indicateurs d'insécurité de l'emploi ou de prise en compte des trajectoires, il serait important de mobiliser plus systématiquement des données sur la récurrence du chômage : le fait pour un demandeur d'emploi ayant retrouvé un emploi en T de se retrouver au chômage en T + x ou encore sur une période donnée la répartition entre durée en emploi et durée au chômage ou enfin, sur une période donnée, le nombre d'épisodes de chômage. Toutes ces données sont accessibles avec le fichier historique des demandeurs d'emploi. »

Le second rapport, consacré à la « Définition d'indicateurs en matière d'emploi, de chômage, de sous-emploi et de précarité de l'emploi », va dans le même sens. Sa proposition 24 suggère de produire des transitions en pas annuel :

« **Proposition 24** : élaborer des tableaux retraçant les transitions entre la situation en n et celle de l'année suivante, n+1, les situations retenues étant l'emploi, avec si possible un détail par grand type

Au-delà des flux d'entrées et de sorties des entreprises, il est important de connaître le devenir des personnes sur le marché du travail d'une période à l'autre. Le groupe propose que l'intervalle entre les deux situations soit l'année. Comme le rappelle le Rapport *Niveau de vie et inégalités sociales* du Cnis, « un pas court tend à sous-estimer l'instabilité de l'emploi mais, en revanche, permet de mieux capter l'instabilité des emplois saisonniers ». L'enquête Emploi permet de faire une telle estimation en se fondant sur les déclarations des personnes interrogées la première fois sur leur situation un an auparavant. Ces transitions pourraient être évaluées sur l'ensemble de l'année en cumulant les réponses des quatre échantillons de personnes interrogées pour la première fois (4 1/6^{èmes} entrants). D'autres solutions sont sans doute envisageables. Le groupe, encore une fois, fait confiance aux statisticiens pour construire l'indicateur le plus pertinent.

Le groupe propose de fournir tous les ans les estimations relatives entre les situations en n-1 et en n suivantes : emploi (avec si possible un détail par grand type de contrat de travail), chômeur, inactif. Si la solution suggérée par le groupe était retenue, il faut noter que les situations l'année n seront conformes aux définitions du BIT mais que pour l'année précédente, il s'agira des déclarations des personnes enquêtées. Ces estimations permettront de connaître notamment, la probabilité de retour à l'emploi des chômeurs et le risque de perdre son emploi selon les différents contrats de travail. Une décomposition par sexe et âge serait très souhaitable, pour faire apparaître les situations diversifiées des personnes sur le marché du travail. Certains membres du groupe estiment que l'information ainsi fournie serait difficile à lire (6 matrices seraient produites) ; d'autres pensent qu'il est important de la fournir car il existe une demande sociale sur la situation particulière des femmes et des hommes ainsi que sur les situations des seniors et des jeunes. »

⁵ Ces indicateurs sont désormais réunis chaque année dans le chapitre « Indicateurs d'inégalités sociales » de la publication « France, portrait social ». Ils sont aussi accessibles via le dossier « Inégalités sociales » du site internet de l'Insee : http://www.insee.fr/fr/publications-et-services/default.asp?page=dossiers_web/inegalites_sociales/inegalites_sociales.htm

Par ailleurs, au niveau européen, une forte demande s'exprime pour mesurer des transitions grâce aux Labour Force Surveys (enquêtes emploi européennes). Eurostat souhaite mettre en place un groupe de travail sur le sujet.

Transitions BIT et utilisation de l'enquête Emploi en panel

L'enquête Emploi de l'Insee est la seule source statistique permettant d'établir la situation des personnes sur le marché du travail au sens du BIT. En outre, un logement étant interrogé six trimestres de suite, il est possible d'avoir une information à un an d'intervalle pour certaines personnes : toutes les personnes ayant répondu en 1^{er} et 2^e interrogation, et encore répondantes en 5^e et 6^e interrogation. Avant d'aller plus loin sur le sujet, on se propose tout d'abord de préciser les deux concepts qui vont être utilisés dans la suite : le statut BIT (par comparaison au statut déclaré par les personnes) et le concept de panel que l'on entend ici pour l'enquête Emploi.

Statut déclaré et statut BIT

L'enquête Emploi permet d'avoir accès à deux types de statut professionnel : le statut déclaré directement par les enquêtés d'une part, et le statut au sens du Bureau international du travail, qui est reconstitué à partir de plusieurs questions « indirectes ». Ces deux statuts ne sont pas systématiquement concordants pour plusieurs raisons. Notamment, la frontière entre inactivité et chômage au sens du BIT ne correspond pas toujours au « sens commun ». Le fait d'être inscrit à Pôle Emploi, par exemple, est souvent considéré par les enquêtés comme une condition suffisante pour être au chômage, alors que cette condition seule ne l'est pas pour être au chômage au sens du BIT.

La question permettant aux enquêtés de définir par eux-mêmes leur statut d'activité est la suivante⁶ :

K1 Quelle est ce mois-ci (ou : était au mois de...) votre situation principale ?

1. Occupe un emploi (salarié, à votre compte, y compris aide d'une personne dans son travail, un apprentissage sous contrat ou un stage rémunéré)
2. Études (élèves, étudiants) ou stage rémunéré
3. Chômage (inscrit ou non à l'ANPE)
4. Retraite ou préretraite (ancien salarié ou ancien indépendant)
5. Femme ou homme au foyer
6. Autre inactif

Cette question fait donc allusion à la situation professionnelle principale lors du mois d'enquête de l'individu interrogé. Or cela peut conduire à des différences avec le statut BIT. Un étudiant donnant quelques heures de cours particuliers par semaine se classera probablement comme étudiant dans cette question, vu qu'il s'agit de sa situation principale. Pourtant, au sens du BIT, il sera actif occupé puisqu'il a travaillé au moins une heure pendant la semaine de référence. La formulation de la question peut donc induire des différences entre les statuts d'occupation BIT et déclaratif.

Les personnes en emploi sont donc celles se classant dans la première modalité de la variable. Il n'y a aucune référence au volume d'heures travaillé. Par exemple, une personne suivant des études tout en ayant un travail d'appoint (ne serait-ce que le fait de donner des cours particuliers ou de faire du baby-sitting) peut choisir, en pratique, de se classer en modalité 1 ou 2. Pour les chômeurs, il n'y a aucune référence à la recherche « active » d'un emploi, ni à la disponibilité pour travailler.

Pour les actifs occupés et les chômeurs, les définitions du BIT sont les suivantes :

« La population active occupée "au sens du BIT" comprend les personnes (âgées de 15 ans ou plus) ayant travaillé (ne serait-ce qu'une heure) au cours d'une semaine de référence, qu'elles soient salariées, à leur compte, employeurs ou aides dans l'entreprise ou l'exploitation familiale. Elle comprend aussi les personnes pourvues d'un emploi mais qui en sont temporairement absentes pour un motif tel qu'une maladie (moins d'un an), des congés payés, un congé de maternité, un congé parental ou sans solde (de moins de trois mois), un conflit du travail, une formation, etc.

⁶ Jusqu'au premier trimestre 2008 inclus, cette question n'était posée qu'aux personnes en première interrogation de l'enquête Emploi.

En application de la définition internationale adoptée en 1982 par le Bureau international du travail (BIT), un chômeur est une personne en âge de travailler (15 ans ou plus) qui répond simultanément à trois conditions : être sans emploi, c'est à dire ne pas avoir travaillé, ne serait-ce qu'une heure, durant une semaine de référence ; être disponible pour prendre un emploi dans les 15 jours ; avoir cherché activement un emploi dans le mois précédent ou en avoir trouvé un qui commence dans moins de trois mois. »⁷

Les inactifs au sens du BIT sont tous ceux qui ne sont ni chômeurs ni actifs occupés.

Le tableau ci-dessous donne, à partir des personnes en première interrogation à l'enquête Emploi en 2007, un état des lieux de l'écart qu'il peut y avoir entre statut déclaré et statut BIT (*tableau 2*). On peut constater à la lecture de ces tableaux que les statuts déclaré et BIT sont concordants pour les actifs occupés et les inactifs dans l'extrême majorité des cas. Ainsi, parmi les personnes se déclarant en emploi, 99 % le sont aussi au sens du BIT ; la concordance s'élève à 97 % pour les personnes se déclarant inactives. En revanche, la concordance entre activité déclarée et activité BIT n'est plus que de 70 % pour les personnes se déclarant au chômage. Ceci confirme l'idée que la frontière entre chômage et inactivité est bien différente selon que l'on considère le statut BIT ou déclaré.

Tableau 2 : situation BIT selon la situation déclarée en 2007

en %

Situation BIT	Situation déclarée		
	Emploi	Chômage	Inactivité
Emploi	98,8	3,4	2,0
Chômage	0,4	69,5	1,4
Inactivité	0,8	27,1	96,6
Ensemble	100,0	100,0	100,0

Lecture : en moyenne annuelle sur 2007, parmi les personnes déclarant être en emploi, 98,8 % sont en emploi au sens du BIT.

Note : données non pondérées

Champ : France métropolitaine, population des ménages, personnes âgées de 15 ans ou plus (âge au moment de l'enquête).

Source : Insee, enquête Emploi 2007.

Transition déclarée et transition BIT

S'agissant de l'étude des transitions, les observations précédentes laissent penser que les transitions déclarées sont potentiellement différentes des transitions au sens du BIT. Le tableau suivant présente, pour les individus en 1^e interrogation à l'enquête Emploi 2007 et en 5^e interrogation à l'enquête Emploi 2008, une comparaison des transitions d'activité telles que déclarées par les individus d'une part et au sens du BIT d'autre part (*tableau 3*).

⁷ Définition disponible sur le site de l'Insee.

Tableau 3 : transition déclarée selon la transition au sens du BIT

en %

Transition BIT	Transition déclarée									Ensemble
	EE	EC	EI	CE	CC	CI	IE	IC	II	
EE	98,1	0,1	0,5	0,3	0	0	0,7	0	0,2	100,0
EC	6,8	85,2	3,1	0	1,5	0	0	1,9	1,5	100,0
EI	14,1	23,3	49	0	0,9	0	0	0,2	12,5	100,0
CE	5,3	0,4	0,4	79,1	3,3	0,6	10,3	0	0,6	100,0
CC	0,6	2,8	0	0,8	88,1	1,6	0,2	5,5	0,4	100,0
CI	0	0,4	0,9	1,3	44,6	30,9	0	3	18,9	100,0
IE	5,8	0	0,2	16,6	0,5	0,2	63,3	1,1	12,3	100,0
IC	0,4	2,1	1	0,7	24,6	2,1	1	48,3	19,8	100,0
II	0,5	0,1	0,7	0,1	3,3	2,2	0,8	1,8	90,5	100,0

Lecture : en moyenne annuelle, parmi les personnes ayant une transition « déclarée » emploi->emploi entre 2007 et 2008 (c'est-à-dire déclarant être en emploi en 2007 et en 2008), 98 % ont aussi une transition emploi->emploi au sens du BIT (c'est-à-dire qu'ils sont en emploi au sens du BIT en 2007 et en 2008).

Note : données non pondérées, faute de disposer à ce stade d'une pondération longitudinale.

Champ : France métropolitaine, population des ménages, personnes âgées de 15 ans ou plus (âge au moment de l'enquête en 2007), en 1^{er} interrogation en 2007 et toujours répondantes en 2008.

Source : Insee, enquête Emploi 2008.

Au total, 92 % des transitions déclarées ou calculées au sens du BIT concordent. Mais l'étude du tableau précédent fait ressortir que tous les types de transitions déclarées et calculées ne concordent pas de la même manière.

De façon générale, les transitions concordent dans 88 % ou plus des cas dans les cas de statuts inchangés d'une interrogation sur l'autre. Ainsi, pour 98 % des transitions emploi-emploi au sens du BIT, les enquêtés déclarent également une transition emploi-emploi. Dans une moindre mesure, pour 88 % des transitions entre chômage BIT et chômage BIT et pour 90 % des transitions entre inactivité et inactivité (au sens du BIT), les enquêtés déclarent la même transition.

En revanche, les taux de concordance diminuent assez nettement lorsqu'il y a changement de statut, en particulier depuis et vers le chômage. Ainsi, seule la moitié des transitions BIT d'emploi à inactivité ou d'inactivité à chômage sont déclarées telles quelles par les enquêtés. Dans le cas des transitions d'emploi à inactivité, près d'un quart des enquêtés déclarent plutôt une transition entre emploi et chômage. Dans celui des transitions d'inactivité à chômage, un quart des enquêtés déclarent une transition de chômage-chômage et un cinquième une transition inactivité-inactivité. Le plus faible taux de concordance est observé pour les transitions chômage-inactivité. Moins d'un tiers des enquêtés ayant une telle transition la déclarent telle quelle. Ils sont plus nombreux à déclarer une transition chômage-chômage.

Ces multiples illustrations tendent à confirmer le fait que le concept d'activité BIT n'est pas spontané pour les enquêtés, en particulier concernant la frontière entre chômage et inactivité⁸. Mesurer des transitions déclaratives ou au sens du BIT n'a donc pas le même sens. C'est pourquoi, si l'on veut fournir des transitions annuelles cohérentes avec celles publiées par ailleurs par l'Insee (taux d'emploi, taux de chômage, etc.), on ne peut se contenter d'étudier les transitions « déclarées », et il s'avère important de raisonner en concept BIT.

Utilisation de l'enquête Emploi « en panel »

L'utilisation de l'enquête Emploi en panel sur un an consiste à s'intéresser aux personnes en 1^{ère} ou en 2^{ème} interrogation l'année n, qui sont donc en 5^{ème} ou 6^{ème} interrogation l'année n+1, puisqu'une personne, ou plus exactement un logement, est interrogée au maximum 6 trimestres de suite. Dans cette étude, on se restreint en outre aux logements en 1^{ère} interrogation puisque certaines variables intéressantes ne sont posées qu'en 1^{er} interrogation : salaire pour les personnes en emploi, situation déclarée un an auparavant et calendrier mensuel rétrospectif concernant la situation d'activité déclarée depuis un an. On verra ensuite que l'étude de la mobilité « antérieure » (c'est-à-dire entre l'année n-1 et l'année n) peut être mobilisée pour établir la mobilité « postérieure » (c'est-à-dire entre l'année n et l'année n+1).

⁸ On peut se référer aux travaux sur le halo du chômage, et notamment à Coudin E., Thélot H., 2009.

L'utilisation de l'enquête Emploi « en panel sur un an » est donc ici définie de la façon suivante :

- On part de l'ensemble des personnes répondantes présentes dans des logements en 1^{ère} interrogation (représentatives de la population, grâce à la variable EXTR1109⁹),
- Ces personnes sont soit répondantes un an plus tard en 5^e interrogation, soit non répondantes (pour plusieurs raisons : elles ont déménagé, elles ont refusé de répondre, elles ne sont plus joignables, etc.). On ne s'intéressera pas ici au motif de non réponse.

Le fait de ne s'intéresser qu'aux seules personnes répondantes en 5^e interrogation induit évidemment un biais dans la population sélectionnée. En effet, tout d'abord, toutes les personnes répondantes en 1^{ère} interrogation et ayant déménagé l'année suivante ne sont plus interrogées : même si un nouveau ménage entre dans le logement et répond à l'enquête, il ne sera pas ici pris en compte dans les calculs car deux années d'observation sont nécessaires pour le calcul des transitions. Or, comme cela avait été montré en comparant l'enquête Emploi et le panel européen des ménages (panel d'individus), les personnes ayant déménagé n'ont pas le même profil que celles ne déménageant pas (Breuil P., Valdelièvre H., 2002). Leur probabilité de changement d'activité est plus importante, notamment parce qu'ils sont plus jeunes, mais pas seulement. Un examen du même type sur des données plus récentes (panel SRCV) confirme ce résultat : parmi les personnes ayant déménagé entre 2005 et 2006, 19 % ont eu un changement d'activité contre 9 % pour celles n'ayant pas déménagé. En outre, leur profil en termes de transition n'est pas le même : par exemple, 13 % des personnes ayant déménagé ont connu au moins une situation de chômage en 2005 ou en 2006, contre 8 % pour celles n'ayant pas déménagé. Au final, le fait de ne pas prendre en compte les personnes ayant déménagé (le taux de déménagement est d'environ 10 % sur un an tel qu'il est mesuré dans SRCV), produit un biais de 1 point (à la baisse) pour le taux de changement d'activité par exemple.

Tableau 4 : transition d'activité (statut déclaré) selon l'existence ou non d'un déménagement entre 2005 et 2006

en %

	Existence d'un déménagement entre 2005 et 2006		
	Non	Oui	Ensemble
Transition d'activité entre 2005 et 2006			
EE	46.6	65.8	48.2
EC	1.3	3.0	1.4
EI	1.9	3.2	2.0
CE	1.7	3.4	1.8
CC	2.5	1.9	2.4
CI	1.1	2.5	1.2
IE	1.7	5.2	1.9
IC	1.0	1.7	1.1
II	42.3	13.3	39.9
Total	100.0	100.0	100.0

% de personnes n'ayant pas le même statut en 2005 et en 2006

8.6

19.0

9.5

% de personnes au chômage en 2005 ou en 2006

7.6

12.5

7.9

Lecture : parmi les personnes ayant 16 ans ou plus en 2005, et n'ayant pas déménagé entre 2005 et 2006, 46,6 % ont une transition de type emploi->emploi entre 2005 et 2006.

Champ : France métropolitaine, population des ménages, personnes âgées de 16 ans ou plus (âge au moment de l'enquête).

Source : Insee, statistiques sur les ressources et les conditions de vie (SRCV).

Enfin, même sans déménagement, il est possible qu'un ménage ayant répondu en 1^{ère} interrogation à l'enquête Emploi de l'année n ne soit plus répondant l'année n+1. Au final, en moyenne annuelle entre 2007 et 2008, le taux de non-réponse entre 1^e et 5^e interrogation est de 14 %. Nous allons maintenant nous intéresser aux déterminants de cette non-réponse des répondants de 1^{ère} interrogation.

La non-réponse à l'enquête Emploi entre les 1^{ère} et 5^{ème} vagues

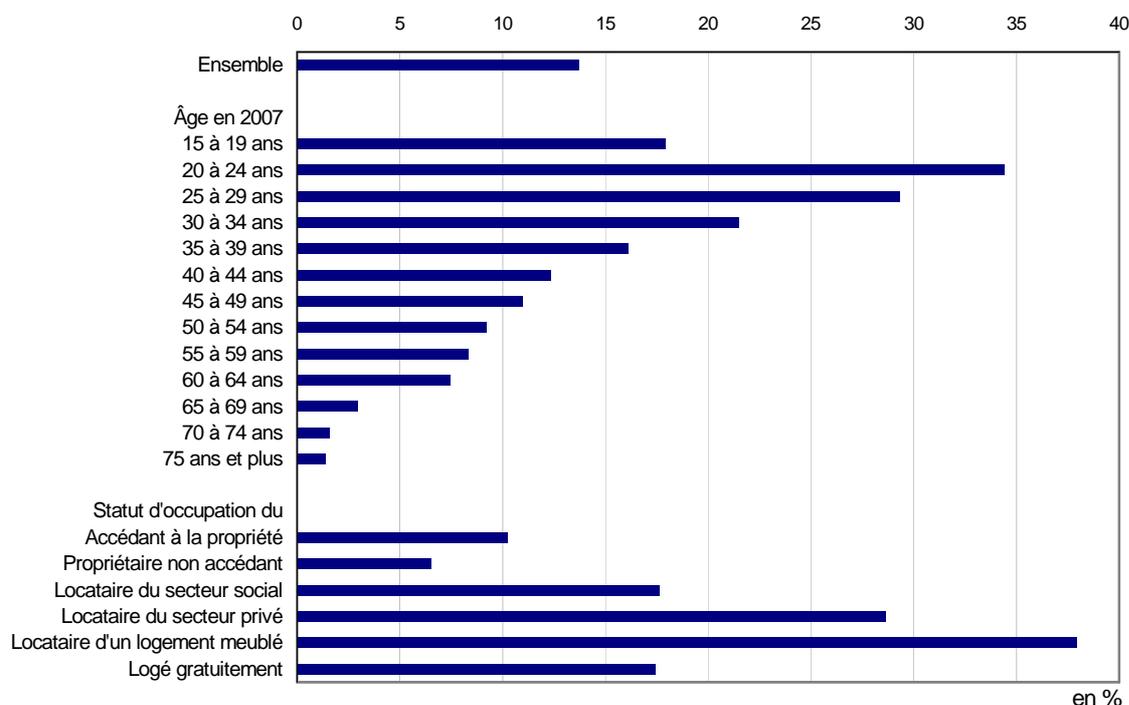
⁹ Pour être plus précis, chacune des interrogations n'est pas totalement représentative de la population. Il existe en effet un « biais de rotation », c'est-à-dire que, à une date donnée, les personnes interrogées pour chacune des 6 interrogations n'ont pas exactement le même profil, notamment en termes de situation d'activité. Par exemple, le taux de chômage calculé pour les seules personnes en 1^{ère} interrogation est en général plus élevé que pour les autres (Breuil P., 2009). Sur l'utilisation de l'enquête Emploi en panel, on peut par exemple supposer, même si ceci ne sera pas étudié ici, que le fait de travailler en panel en gardant les personnes en 1^{ère} et 2^e interrogation l'année n (au lieu des seules personnes en 1^{ère} interrogation) modifie un peu les résultats du calcul des transitions. Toutefois, la pondération longitudinale proposée dans ce document pallie, au moins en partie, à ce biais en recalant toutes les marges d'activité sur celles des personnes « toutes interrogations ».

L'utilisation de l'enquête Emploi en panel ayant été précisée, on définit ici la non-réponse comme le fait d'être interrogé et répondant en 1^{ère} vague mais de ne plus être répondant en 5^{ème} vague, quelle qu'en soit la raison (déménagement, départ du ménage, refus, impossibilité à joindre, etc.). On se place ici dans l'optique suivante : on part de l'échantillon des répondants à la première vague, dans lequel certaines personnes répondent un an après (les répondants) et d'autres ne répondent pas (les non-répondants).

La non-réponse est très élevée chez les jeunes adultes ou les locataires du secteur privé

Entre 2007 et 2008, le taux de non-réponse entre la 1^{ère} vague et la 5^{ème} vague est de 13,7 % en moyenne annuelle (*graphique 1*). Le taux de non-réponse est maximal chez les jeunes adultes de 20-24 ans (33 %), il diminue ensuite très fortement avec l'âge, s'établissant à moins de 3 % pour les 65 ans ou plus¹⁰. Le taux de non-réponse est par ailleurs beaucoup plus élevé chez les locataires du privé (28 %) ou de meublés (38 %), contre au contraire 10 % des accédants à la propriété et 7 % des propriétaires. Évidemment, ce fort impact du statut d'occupation s'explique par le fait que les locataires du secteur privé ont une probabilité beaucoup plus élevée que les autres de déménager, et donc de ne pas être répondant l'année suivante. De même, les locataires du secteur social présentent un taux de non-réponse supérieur à la moyenne (18 %) mais inférieur à ceux du secteur privé, les ménages y habitant étant probablement plus fréquemment stables dans leur logement, du fait du risque de ne pas retrouver un logement en secteur social.

Graphique 1 : Taux de non-réponse à l'enquête Emploi, entre les 1^{ère} et 5^{ème} vagues, en moyenne annuelle entre 2007 et 2008, selon l'âge et le statut d'occupation du logement en 2007



Note : données non pondérées.

Lecture : en moyenne annuelle, parmi les personnes ayant répondu à l'enquête Emploi en 2007 en 1^{ère} vague d'interrogation, 14 % n'ont pas répondu en 2008 (au moment donc de leur 5^{ème} interrogation).

Champ : France métropolitaine, population des ménages, personnes âgées de 15 ans ou plus en 2007 (âge au moment de l'enquête), ayant répondu en 1^{ère} vague à l'enquête Emploi en 2007.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

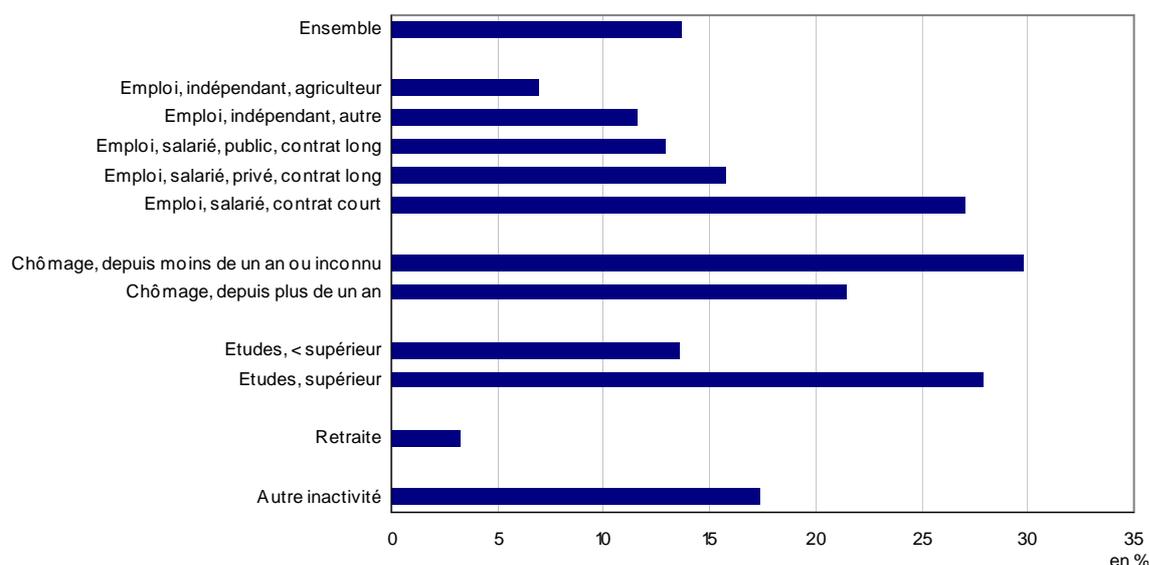
¹⁰ Par construction, le taux de non-réponse des personnes âgées de 65 ans et plus est faible. En effet, les ménages composés de personnes inactives de plus de 65 ans ne sont pas réinterrogés lors des vagues 2 à 5, leurs réponses étant supposées identiques à celles de la vague 1. Elles sont donc considérées d'office comme répondantes.

D'autres facteurs sont liés à la probabilité de ne pas répondre entre la 1^{ère} vague et la 5^{ème} vague (*tableau A1, en annexe*). Ainsi, le taux de non-réponse entre 2007 et 2008 dépasse 20 % chez les personnes célibataires, de nationalité étrangère, ou chez celles vivant dans un ménage « complexe »¹¹. En outre, certaines caractéristiques du logement en 2007 sont corrélées avec la non-réponse entre 2007 et 2008 : celle-ci est trois fois plus fréquente dans les logements surpeuplés¹² (24 %) que dans les logements sous-peuplés (8 %), deux fois plus importante dans les logements collectifs (21 %) que dans les maisons individuelles (10 %).

Une non-réponse plus fréquente chez les chômeurs, les étudiants du supérieur et les salariés en contrat court

La non-réponse est plus élevée chez les chômeurs depuis moins d'un an (30 %), les étudiants du supérieur (28 %), les salariés en contrat court (27 %) et au contraire plus faible chez les retraités (3 %), les agriculteurs (7 %) ou les travailleurs indépendants (12 %). Parmi les salariés, le fait de travailler dans le secteur public semble légèrement réduire la probabilité de non-réponse. Or fonctionnaires, agriculteurs et indépendants ont certainement une probabilité plus forte de rester en emploi que les salariés en contrat court. Ceci semble donc indiquer que, si l'on veut mesurer une transition d'activité entre 2007 et 2008, on est en présence d'une non-réponse « non ignorable » : la probabilité de non-réponse entre 2007 et 2008 est corrélée à la transition d'activité entre 2007 et 2008. Nous verrons plus loin que, en imputant la situation d'activité 2008 aux non-répondants en 2008, il est possible de reconstituer de façon qualitative des taux de non-réponse par transition, confirmant ce caractère non-ignorable, mais le nuanciant aussi une fois pris en compte les effets des caractéristiques des personnes, leur âge notamment. Concernant le statut d'activité en 2007, certaines des différences observées ci-dessous s'estompent fortement, comme celle entre étudiants du supérieur et autres étudiants (plus âgés), celle entre chômeurs de courte durée (plus jeunes) et autres chômeurs et, évidemment, entre celle des retraités et des autres.

Graphique 2 : Taux de non-réponse à l'enquête Emploi, entre les 1^{ère} et 5^{ème} vagues, en moyenne annuelle entre 2007 et 2008, selon le statut d'activité en 2007



Note : données non pondérées. Le statut d'activité est mesuré au sens du BIT pour le partage entre emploi, chômage et inactivité. D'autres variables complémentaires permettent ensuite de décomposer ce statut de façon plus fine.

Lecture : en moyenne annuelle, parmi les personnes ayant répondu à l'enquête Emploi en 2007 en 1^{ère} vague d'interrogation, 14 % n'ont pas répondu en 2008 (au moment donc de leur 5^{ème} interrogation).

Champ : France métropolitaine, population des ménages, personnes âgées de 15 ans ou plus en 2007 (âge au moment de l'enquête), ayant répondu en 1^{ère} vague à l'enquête Emploi en 2007.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

¹¹ Il s'agit ici de la cinquième modalité de la variable TYPMEN5 de l'enquête Emploi (variable construite). Il s'agit des configurations familiales que l'on ne peut pas classer dans les types suivants : personne seule, famille monoparentale, couple avec enfant, couple sans enfant. Il peut s'agir par exemple de jeunes vivant en colocation, d'adultes vivant avec un parent à l'âge élevé, etc.

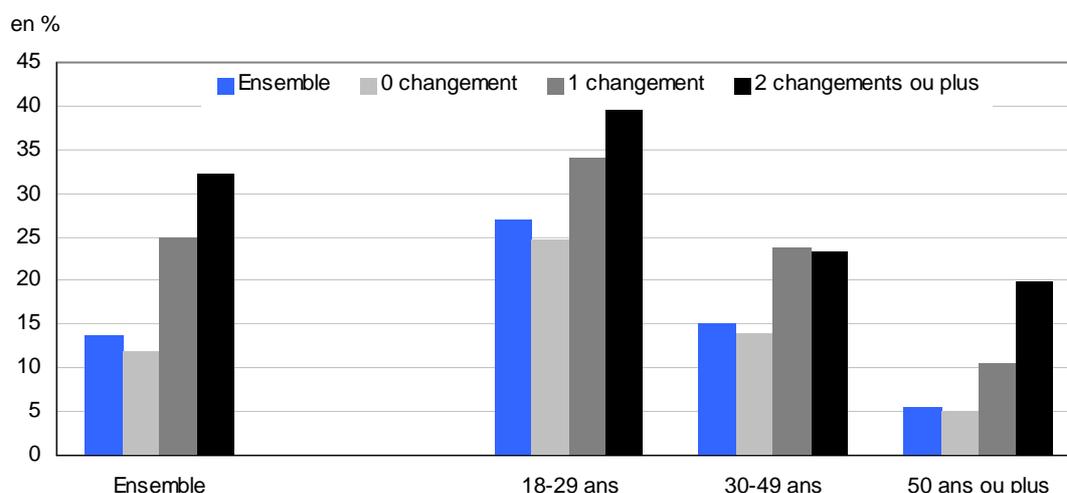
¹² Le caractère de surpeuplement a été approché ici à partir du nombre de personnes vivant dans le logement et le nombre de pièces. La part des ménages surpeuplés doit être considérée avec prudence car d'autres définitions existent, ainsi que des sources statistiques plus adaptées à sa mesure (enquête Logement de l'Insee par exemple).

Avoir changé de situation d'activité entre 2006 et 2007 est corrélé à la probabilité de ne pas répondre entre 2007 et 2008

S'intéresser aux personnes ayant répondu en 1^{ère} vague d'interrogation à l'enquête Emploi permet de disposer d'informations précieuses sur la situation un an avant l'interrogation, et notamment sur le calendrier rétrospectif d'activité sur les 12 mois précédents. Il s'agit ici de la situation déclarée, aucun statut BIT mensuel n'est reconstituable. Mais ces informations permettent de construire une variable de mobilité d'activité entre 2006 et 2007. Plus précisément, la variable qu'on appellera « mobilité d'activité » est construite de la façon suivante : on comptabilise, pour chaque personne, le nombre d'occurrences différentes (parmi les 9 modalités possibles) sur les 12 mois possibles. Les personnes sont ensuite classées de la façon suivante : 0 changement (c'est-à-dire par construction que la personne a gardé la même situation déclarée d'activité pendant un an avant son interrogation à l'enquête Emploi, ce qui est le cas de 89 % des personnes répondantes en 1^{ère} interrogation), 1 changement (8 %), 2 changements ou plus (3 %). Notons ici que le concept de changement diffère de celui de « transition » telle qu'on va l'étudier sur 2007-2008, puisque d'une part, on le rappelle, le statut d'activité n'est pas construit au sens du BIT et, d'autre part, les modalités de la variable d'activité sont plus détaillées que celle en 3 classes du statut BIT ; enfin on mesure des changements mensuels et non pas d'une année sur l'autre.

Avec cette construction, il apparaît que la non-réponse entre 2007 et 2008 est fortement corrélée à la mobilité sur l'année précédente : elle atteint 12 % s'il n'y a eu aucun changement d'activité, 25 % en cas d'un seul changement et 32 % pour deux changements ou plus. Bien évidemment, ces écarts sont en partie liés à l'âge, le nombre antérieur de changements d'activité étant plus important chez les jeunes. Mais à tranche d'âge donnée, le résultat se vérifie aussi : par exemple, chez les 18-29 ans, le taux de non-réponse atteint 40 % chez ceux ayant connu au moins deux changements d'activité entre 2006 et 2007, contre 25 % chez ceux n'ayant pas changé d'activité un an avant leur interrogation à l'enquête Emploi en 2007.

Graphique 2 : Taux de non-réponse à l'enquête Emploi, entre les 1^{ère} et 5^{ème} vagues, en moyenne annuelle entre 2007 et 2008, selon le nombre de changements mensuels d'activité entre 2006 et 2007



Note : données non pondérées.

La variable concernant le nombre de changements d'activité entre 2006 et 2007 est décrite ci-dessus.

Lecture : en moyenne annuelle, parmi les personnes ayant répondu à l'enquête Emploi en 2007 en 1^{ère} vague d'interrogation, 14 % n'ont pas répondu en 2008 (au moment donc de leur 5^{ème} interrogation), cette proportion étant de 12 % pour les personnes n'ayant aucun changement mensuel d'activité entre 2006 et 2007.

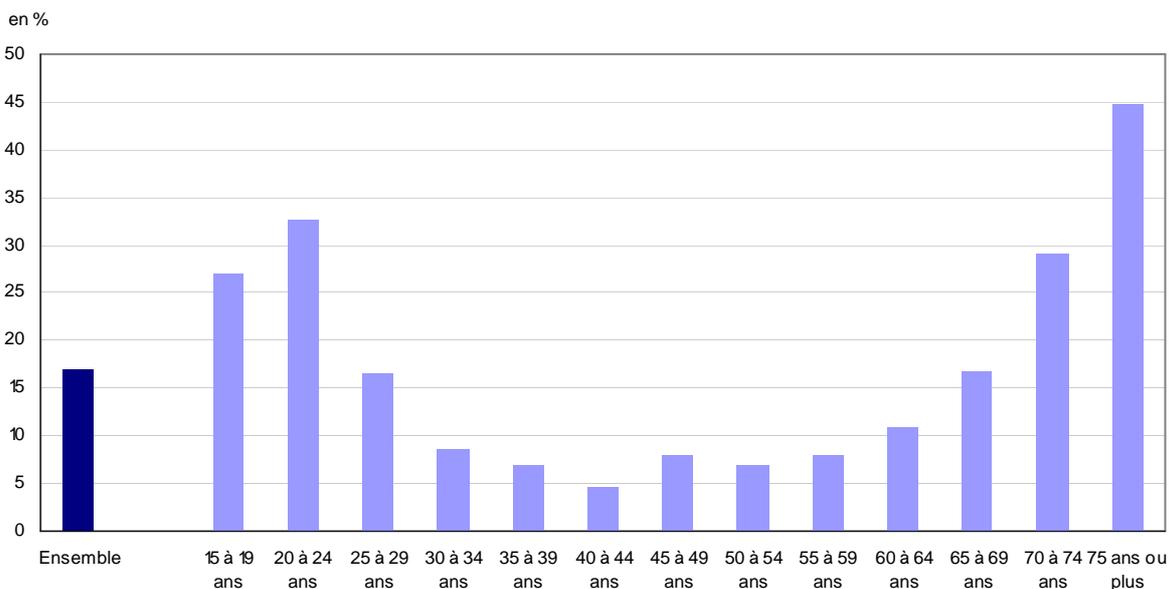
Champ : France métropolitaine, population des ménages, personnes âgées de 15 ans ou plus en 2007 (âge au moment de l'enquête), ayant répondu en 1^{ère} vague à l'enquête Emploi en 2007.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

La non-réponse « individuelle » : plus fréquente chez les jeunes et les seniors

De façon plus précise, la non-réponse se répartit de la façon suivante : 11,4 % de non-réponse globale du ménage, c'est-à-dire que le ménage « entier » n'a pas répondu en 2008 et 2,3 % de non-réponse « individuelle ». La non-réponse individuelle correspond ici aux cas où le ménage est bien répondant les deux années, mais au moins une personne n'est plus retrouvée en 2008, car elle a quitté le ménage (cette personne étant alors non-répondante). Elle pèse donc pour 17 % de la non-réponse globale (graphique 3). L'âge est un facteur fortement explicatif de cette non-réponse individuelle. Ainsi, le poids des non-réponses individuelles décroît avec l'âge jusqu'à 40-44 ans pour ensuite remonter, et de façon très sensible après 65 ans. Chez les plus âgés il s'agit probablement de décès ou de départs pour des maisons de retraite et, pour les jeunes, de départs du foyer parental.

Graphique 3 : Part de la non-réponse « individuelle » parmi la non-réponse à l'enquête Emploi, entre les 1^{ère} et 5^{ème} vagues, en moyenne annuelle entre 2007 et 2008, selon l'âge en 2007



Note : données non pondérées.

Lecture : en moyenne annuelle, parmi les personnes ayant répondu à l'enquête Emploi en 2007 en 1^{ère} vague d'interrogation mais n'étant plus répondants en 5^{ème} interrogation, 17 % sont des répondants « individuels » c'est-à-dire que d'autres personnes de leur ménage ont répondu à nouveau en 5^{ème} interrogation.

Champ : France métropolitaine, population des ménages, personnes âgées de 15 ans ou plus en 2007 (âge au moment de l'enquête), ayant répondu en 1^{ère} vague à l'enquête Emploi en 2007 et n'ayant pas répondu en 5^{ème} vague en 2008.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

L'âge et le statut d'occupation du logement sont de loin les caractéristiques les plus liées à la non-réponse

Cependant, certaines des caractéristiques vues précédemment sont liées (les jeunes sont plus fréquemment locataires, etc.), et par un modèle qualitatif (régression logistique), il apparaît finalement que, toutes choses égales par ailleurs, l'âge et le statut d'occupation sont de loin les variables les plus corrélées avec la non-réponse, toutes les autres sélectionnées ici ayant un poids bien moindre (tableau 4). Chez les seuls 15-64 ans, le statut d'occupation apparaît comme l'élément le plus explicatif, devant l'âge.

Tableau 4 : résultats issus d'un modèle testant le lien entre la non-réponse à l'enquête Emploi entre les 1^{ère} et 5^{ème} vagues (entre 2007 et 2008) et un ensemble de variables qualitatives (mesurées en 2007)

	Poids dans le modèle ¹	
	15 ans et plus	15-64 ans
Âge en 2007	982	408
Statut d'occupation du logement en 2007	592	572
Déménagement entre 2006 et 2007	69	52
Type de ménage en 2007	69	39
Nombre de changements mensuels d'activité entre 2006 et 2007	44	34
Logement collectif ou individuel en 2007	34	41
Surpeuplement du logement en 2007	29	23
Statut marital en 2007	20	27
Activité en 2007	14	15
Diplôme en 2007	13	15
Sexe	9	6
Logement en ZUS en 2007	4	4
Nationalité en 2007	4	1
Perception d'un minimum social en 2007	3	2

Note : ces indicateurs sont issus d'un modèle qualitatif (régression logistique) mesurant le lien entre la probabilité de non réponse entre la 1^{ère} vague et la 5^{ème} vague de l'enquête Emploi et un ensemble de variables qualitatives. L'ensemble des coefficients des modalités des différentes variables est donné dans le tableau A2 en annexe.

1. Cet indicateur est égal à la statistique « Chi-deux » issu du test de nullité de l'ensemble des coefficients relatifs aux modalités de la variable en question.

Champ : France métropolitaine, population des ménages, personnes âgées de 15 ans ou plus en 2007 (âge au moment de l'enquête), ayant répondu en 1^{ère} vague à l'enquête Emploi en 2007.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

Travailler sur l'enquête Emploi en panel sur un an induit une déformation importante de la population en termes de classe d'âge et de statut d'occupation du logement. Par exemple, en ne gardant que les répondants communs à 2007 et 2008, la part des locataires passe de 33 % à 29 %, celle des moins de 30 ans de 23 % à 20 %, proportions qui n'ont *a priori* aucune raison de varier si rapidement en un an. En outre, ces deux caractéristiques sont plus souvent liées avec une mobilité future sur le marché du travail. Ajouté à cela le fait que la panélisation de l'enquête Emploi déforme la structure par activité (les chômeurs répondant moins, ils ont un poids moins important l'année n+1, etc.), il apparaît nécessaire de corriger au mieux l'ensemble de ces biais, si l'on veut produire des transitions sur le marché du travail en utilisant l'enquête Emploi en panel.

La méthode de pondération proposée

On se propose de mettre en place une pondération :

- sur les personnes répondantes en 1^{ère} interrogation,
- permettant une utilisation cohérente avec les données publiées de façon annuelle (taux de chômage, taux d'emploi) sur les personnes toutes interrogations,
- assez simple à mettre en œuvre (recalage sur marge, avec variables « classiques »).

Une pondération par calage mise en place au Royaume-Uni

L'institut de statistique anglais (Office for National Statistics) a été le premier à travailler sur l'utilisation de l'enquête Emploi (Labour Force Survey) en panel, en produisant une pondération longitudinale utilisable en pas en trimestriel. Clarke et Tate (1998) ont fourni les bases du calcul de cette pondération dans un article qui, en outre, compare l'utilisation de cette pondération avec les statistiques de transition obtenues à l'aide de modèles calculant conjointement des taux de non-réponse et les huit probabilités de transitions (EE, EC, etc ; la somme des neuf états possible devant faire 1), ceci pour prendre en compte le caractère non ignorable de la non-réponse.

Dans leur article, Clarke et Tate obtiennent leur pondération longitudinale en recalant tout d'abord les répartitions des personnes panélisées sur la répartition par statut d'occupation du logement du trimestre t (sur l'ensemble de la population) ; puis sur les répartitions par statut d'activité aux trimestres t et t+1 ; puis enfin sur les répartitions par âge, sexe et région en t. Pour le modèle de non-réponse, plusieurs hypothèses sont faites : de l'hypothèse naïve de non-réponse constante (et indépendante de la situation d'activité) à des modèles plus complexes faisant dépendre la non-réponse (et le type de non-réponse) des situations d'activité en t et t+1¹³. Sur un modèle particulier (faisant dépendre la non-réponse de la situation d'activité de l'année n de départ), ils évaluent au final l'effet de la pondération longitudinale par calage en comparant les estimations par modèle ou par pondération longitudinale à une répartition des « vraies » transitions, obtenue par simulation. Ils procèdent par simulations répétées pour finalement conclure que l'estimation par pondération longitudinale se rapproche de façon satisfaisante de la « vraie » répartition (tableau 5), plus encore que celle issue du modèle (qui pourtant prend *a priori* en compte le caractère non-ignorable, ce que ne fait le recalage que de façon indirecte). Les auteurs concluent en outre que si le caractère non-ignorable de la non-réponse de l'enquête Emploi anglaise existe, celui-ci a finalement peu d'effet, résultat que nous retrouverons nous aussi¹⁴.

(...) it appears that the flow estimates from the trial weighting, which incorporates age, sex, region, tenure and economic activity, are adequately corrected for non-response in longitudinal LFS samples. Ultimately, the model-based approach did not provide evidence that non-ignorable non-response due to labour force flows has a significant effect in the LFS.

Tableau 5 : répartitions des transitions sur le marché du travail issues de 3 méthodes différentes (Clarke, Tate, 1998)

	Estimation par modèle ¹	Estimation par pondération longitudinale (calage) ¹	Répartition « vraie »
Transition d'activité entre t et t+1			
EE	67.5	68.3	68.2
EC	1.3	1.2	1.3
EI	1.6	1.6	1.6
CE	2.1	1.9	1.9
CC	5.6	5.1	5.2
CI	1.4	1.3	1.3
IE	1.4	1.4	1.4
IC	1.5	1.4	1.4
II	17.6	17.8	17.7
Total	100.0	100.0	100.0

1. Moyenne sur les différents échantillons simulés.

Source : Clarke PS, Tate PF, 1998.

Depuis, cette pondération longitudinale est utilisée par l'ONS de façon régulière, donnant lieu à des publications (Tate P., 2009 ; Barham C., Brook K., 2006 ; Barham C., Begum N., 2007).

¹³ Outre le fait que le pas de transition utilisé est le trimestre (contre l'année dans ce document), le concept de panel utilisé dans par Clarke et Tate diffère de celui de ce document. En effet, les auteurs utilisent en outre l'information des personnes « entrant » l'année n+1.

¹⁴ Dans notre cas, le faible effet « non-ignorable » est un peu moins marqué, probablement du fait que l'on raisonne sur un pas annuel, qui induit une non-réponse plus importante que sur un trimestre, et un risque plus important que cette non-réponse soit corrélée avec les transitions.

Une variante : l'utilisation des informations sur la mobilité d'activité entre n-1 et n, pour mesurer la mobilité d'activité entre n et n+1

Comme décrit précédemment, pour les personnes répondantes en 1^{ère} interrogation de l'enquête Emploi, on dispose d'informations sur la situation mensuelle d'activité (statut déclaré) au cours de l'année précédant l'enquête. Outre la variable de mobilité d'activité utilisée dans le modèle de non-réponse (nombre de changements d'activité pendant l'année précédente), on construit également une variable identifiant le type de transition d'activité entre l'année n-1 et l'année n (la transition à estimer étant celle entre l'année n et l'année n+1), à partir du statut déclaré le mois en cours et celui du 12^{ème} mois avant l'enquête.

L'examen de ces deux variables montre leur intérêt pour le calcul des transitions entre n et n+1. En effet, on note une corrélation importante entre, d'une part, la transition d'activité BIT entre 2007 et 2008 (transition « postérieure ») et, d'autre part, les deux variables relatives à la mobilité entre 2006 et 2007 (transition « antérieure » et stabilité de l'activité). Ainsi, alors que, parmi les personnes de 15 à 64 ans n'ayant aucun changement mensuel d'activité entre 2006 et 2007, seules 9 % ont alors un changement de statut BIT entre 2007 et 2008, cette proportion passe à 28 % pour celles ayant un mois de changement entre 2006 et 2007 et à 35 % pour celles ayant deux mois ou plus de changement entre 2006 et 2007. De même, la proportion de changements futurs (i.e. entre 2007 et 2008) dépend fortement du type de transition : elle passe de 6 % lorsque la transition déclarée 2006-2007 est emploi->emploi à plus de 60 % lorsque la transition déclarée est du type chômage->emploi ou chômage->inactivité.

Par ailleurs, la répartition des transitions antérieures est fortement corrélée à celle des transitions postérieures. Ceci montre dans certains cas une forme de stabilité de la situation sur le marché du travail : ainsi, 93 % des transitions emploi->emploi en 2006-2007 sont suivies d'une transition emploi->emploi en 2007->2008 cette proportion étant de 86 % pour les transitions inactivité->inactivité. Mais pour les autres types de transitions antérieures, les transitions postérieures sont plus uniformément réparties, notamment dans le cas où les transitions portaient du chômage en 2006.

Tableau 6 : transition d'activité entre 2007 et 2008 (statut BIT), selon le nombre de mois de changements d'activité et la transition d'activité entre 2006 et 2007 (statut déclaré)

	Stabilité de l'activité entre 2006 et 2007 (nombre de mois de changements)			Transition 2006-2007 (statut déclaré)								
	0	1	2	EE	EC	EI	CE	CC	CI	IE	IC	II
Transition 2007-2008 (statut BIT)												
EE	61,0	42,5	46,1	93,2	3,7	3,4	80,9	2	2,8	80,2	2,8	1,5
EC	1,0	3,2	6,4	1,7	0,5	0,2	11,2	0,7	-	5,7	-	0,2
EI	2,7	4,3	4,0	3,8	0,6	2,3	4,5	0,5	1,8	11,5	1,1	0,9
CE	0,8	10,1	14,7	0,1	38,8	2,1	1,7	19,6	0,9	0,8	36,7	0,6
CC	1,3	6,3	10,4	0,1	23,9	0,8	0,7	31	2,8	0,6	27,2	0,3
CI	0,7	3,6	4,1	0	10,6	1,7	0,2	13,2	3,7	0,2	16,7	0,7
IE	2,5	4,9	3,8	0,4	8,4	8,1	0,5	4,9	12,8	1,1	5	6,8
IC	1,2	2,0	2,0	0,1	4,8	1,7	0,2	4,8	8,3	-	2,8	2,9
II	28,9	23,2	8,5	0,6	8,7	79,7	0,2	23,3	67	-	7,8	86,2
Total	100,0	100,0	100,0	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Personnes ayant changé de statut BIT entre 2007 et 2008	8,9	28,1	35,0	6,1	63,7	16,1	18,3	43,7	27,5	19,2	62,2	12
Personnes au chômage BIT en 2007 ou en 2008	5,0	25,2	37,6	2	78,6	6,4	14	69,3	15,6	7,2	83,3	4,7

Lecture : 80,9% des individus ayant déclaré une transition de chômage à emploi entre 2006 et 2007 ont eu une transition en statut BIT emploi-emploi entre 2007 et 2008.

Note : données non pondérées.

Champ : France métropolitaine, population des ménages, personnes âgées de 15 à 64 ans en 2007 (âge au moment de l'enquête), ayant répondu en 1^{ère} vague et en 5^{ème} vague à l'enquête Emploi en 2007.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

On peut bien sûr imaginer que sous cette influence de la mobilité antérieure sur la mobilité postérieure se cache un fort effet d'âge, voire des autres caractéristiques des personnes. On met ainsi en œuvre deux modèles qualitatifs permettant de démêler les effets de la mobilité antérieure des autres pour expliquer la mobilité

postérieure¹⁵. Il apparaît alors que, non seulement les variables de mobilité antérieure gardent un impact toutes choses égales par ailleurs, mais encore que leur impact est prépondérant (*tableau A3 et A4 en annexe*). Par exemple, le fait d'introduire les variables de mobilité antérieure dans le modèle explicatif du changement futur de statut BIT augmente fortement la précision du modèle (le pourcentage de paires concordantes augmente de 10 points). Autrement dit, l'utilisation de ces deux variables peut apparaître comme précieuse pour estimer les transitions d'activité. Il faut noter toutefois que ces modèles ont été estimés sans la variable d'activité 2007 qui est trop corrélée aux variables de transition d'activité 2006-2007 ; ils ne permettent donc pas de montrer que les variables de transition apportent une information plus riche que la seule variable d'activité en coupe.

Pondération finale proposée

Au final, on procède en une seule étape de calage, en utilisant les variables suivantes :

- classes d'âge en 2007 (réparties en tranches de 5 ans), statuts d'activité détaillés au sens du BIT en 2007 et 2008, statut d'occupation en 2007, statut marital en 2007. Pour ces variables, les marges de calage sont obtenues en se basant sur les répartitions en 2007 (15 ans et plus) et en 2008 (16 ans et plus) de l'ensemble des répondants, toutes interrogations comprises.

- nombre de changements d'activité déclarés *via* le calendrier rétrospectif entre 2006 et 2007 (en trois classes : 0, 1, 2 et plus), et transition d'activité en statut déclaré entre 2006 et 2007 (neuf états possibles donc). Pour ces deux variables, les marges de calage ne sont calculées que sur les répondants en première interrogation en 2007 (y compris les non-répondants en 2008), faute de disposer du calendrier rétrospectif sur toutes les interrogations de l'enquête Emploi avant le deuxième trimestre 2008.

On utilise alors la procédure CALMAR. Les résultats du calage sur l'exemple des fichiers 2007 et 2008 sont fournis en fin de document (*annexe A5*). Ils montrent notamment la déformation de la population qui a lieu en ne gardant que les seuls répondants en 2007 et 2008. Dans le cas des 5 variables calées sur l'ensemble de la population (âge, statut d'occupation, 2 marges d'activité et statut marital), le calage permet en outre de prendre en compte la déformation due au biais de sélection induit par l'utilisation des seules personnes répondantes en 1^e interrogation.

L'effet de la pondération longitudinale

Le tableau 7 compare la répartition des transitions sur le marché du travail entre 2007 et 2008, calculées avec les personnes panélisées (répondants 1^e interrogation en 2007 et toujours répondants en 5^e interrogation en 2008) avec quatre pondérations : aucune pondération, pondération transversale (extri109), pondération longitudinale construite et pondération longitudinale « méthode anglaise ». Dans ce dernier cas, il s'agit du résultat qui serait obtenu en choisissant les variables de calage de l'ONS (âge, sexe, statut d'activité non détaillé, statut d'occupation). En revanche, la région n'a pas été gardée pour cette estimation, l'enquête Emploi française n'étant pas représentative à ce niveau de détail.

Le principal effet de la pondération longitudinale est de revoir à la baisse la part des transitions inactivité->inactivité, leur poids passant de 28,2 % à 25,6 %, soit une diminution d'effectifs d'un million de personnes (de 11,1 millions à 10,1 millions). La pondération « à l'anglaise » donnerait très sensiblement le même résultat, alors que le fait de ne pondérer que de façon transversale ferait moins diminuer la proportion des transitions inactivité->inactivité (à 26,9 % et 10,5 millions de personnes).

Cette diminution se fait au profit de presque tous les autres types de transitions, y compris celles emploi->emploi (et à l'exception de emploi->inactivité). Notons que, dans le cas d'emploi->emploi, l'utilisation de la seule pondération transversale ou de la pondération à l'anglaise donnerait sensiblement le même résultat.

En revanche, l'impact de la pondération longitudinale apparaît plus important sur les transitions depuis ou vers le chômage. En effet, cette pondération fait augmenter de plus de 15 % les effectifs concernés (qui passent de 2,9 millions à 3,4 millions), et la proportion de 10,7 % à 11,3 %. Notons que l'utilisation de la pondération anglaise aurait un impact encore plus important à ce niveau-là.

¹⁵ On met ici en œuvre deux modèles qualitatifs mesurant le lien entre les caractéristiques des personnes (y compris la mobilité antérieure entre 2006 et 2007) et 1. la probabilité d'avoir changé de statut BIT entre 2007 et 2008, 2. la probabilité d'avoir chacune des 9 types de transitions possibles entre 2007 et 2008. Le premier cas correspond à une régression logistique simple et le deuxième à une régression logistique multinomiale. Dans ce dernier cas, le nombre de coefficients à estimer étant très important - le modèle n'est pas ordonné - on se limite à l'âge (en 3 classes), le statut d'occupation (en 2 classes) et le statut marital (marié ou non) comme variables explicatives et les transitions antérieures et postérieures sont regroupées en 4 classes : emploi->emploi, emploi->non emploi, non emploi->emploi et non emploi-> non emploi.

Tableau 7 : répartition des transitions et indicateurs sur le marché du travail entre 2007 et 2008 selon la méthode utilisée (en moyenne annuelle)

	Aucune pondération	Pondération transversale	Pondération longitudinale (méthode anglaise)	Pondération longitudinale (ici proposée)	Écart si utilisation de la pondération longitudinale plutôt que la pondération transversale (en %)
Remarques					
Transition BIT-BIT entre 2007 et 2008 (en %)					
EE	58,6	60,5	60,6	60,8	0
EC	1,4	1,4	1,6	1,6	14
EI	2,7	2,7	2,3	2,1	-22
CE	2,1	2,1	2,4	2,4	14
CC	2,0	1,9	2,3	2,3	21
CI	1,0	1,0	1,0	1,0	0
IE	2,8	2,5	3,1	2,9	16
IC	1,2	1,1	1,5	1,4	27
II	28,2	26,9	25,4	25,6	-5
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	0
Transition BIT-BIT entre 2007 et 2008 (en milliers de personnes)					
EE	23 092	23 837	23 884	23 967	1
EC	544	552	619	643	16
EI	1 076	1 049	911	816	-22
CE	824	836	946	930	11
CC	804	757	895	895	18
CI	406	386	378	394	2
IE	1 084	978	1 202	1 128	15
IC	485	449	572	552	23
II	11 114	10 586	10 018	10 105	-5
Total	39 430	39 430	39 430	39 430	0
Taux de chômage (en %)					
2007	7,6	7,2	8,0	8,0	11
2008	6,8	6,4	7,4	7,4	16
Taux d'emploi (en %)					
2007	62,7	64,5	64,5	64,5	0
2008	63,4	65,1	66,0	66,0	1
Personnes ayant changé de statut BIT					
En %	11,2	10,7	11,7	11,3	6
En milliers	4 420	4 250	4 633	4 463	5
Personnes au chômage BIT en 2007 ou en 2008					
En %	7,7	7,5	8,8	8,7	16
En milliers	3063	2980	3410	3414	15

Champ : France métropolitaine, population des ménages, personnes âgées de 15 à 64 ans en 2007 (âge au moment de l'enquête), ayant répondu en 1^e vague et en 5^e vague à l'enquête Emploi en 2007.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

Deux tests de qualité de la pondération

Il est difficile d'évaluer *a posteriori* la qualité de cette pondération, mais on se propose ici, au moins à titre qualitatif, d'en examiner certains effets sur la répartition des transitions sur le marché du travail. Pour ceci, on met en œuvre deux méthodes différentes :

- la première consiste à imputer un statut d'activité BIT aux personnes non-répondantes en 5^e interrogation à l'aide d'une méthode d'imputation par « hot-deck pondéré », utilisant l'ensemble des informations disponibles recueillies en 1^e interrogation ;
- la deuxième consiste à comparer d'une part des transitions (en statut déclaré) observées entre 2007 et 2008 en se basant sur les personnes répondantes en 2008 et sur leur situation rétrospective (données « en coupe » sans problème de pondération longitudinale, mais avec un biais lié à d'éventuelles erreurs de mémoire) et, d'autre part, l'estimation des transitions (toujours en statut déclaré), mais cette fois estimée en panel avec un statut déclaré les deux années et l'utilisation de la pondération longitudinale ici construite.

Comparaison avec une estimation par imputation des valeurs manquantes

Une imputation par « hot-deck pondéré »

Dans cette partie, on se propose d'imputer aux personnes non répondantes en 2008 (et déjà répondantes en 2007 en 1^e interrogation), un statut d'activité BIT, afin de reconstituer une table complète en pas annuel entre 2007 et 2008. Pour ceci, on utilise une méthode de hot-deck, avec une distance pondérée, à partir de la méthode mise en œuvre par M. Vanderschelden (2005). Ceci revient à attribuer à chaque non-répondant 2008 le statut d'activité 2008 de la personne répondante dont il est le plus « proche » en 2007. La notion de proximité est ici évaluée par une distance « pondérée », utilisant un ensemble de variables dont le poids dans la distance reflète l'influence de la variable sur le statut BIT 2008. De façon plus précise, on met en œuvre 5 distances différentes, correspondant à 5 classes d'individus selon leur situation BIT en 2007 : emploi, chômage, études, retraite, inactivité hors retraite.

On fonctionne en deux étapes :

- pour chacune des populations, on essaye d'identifier, à partir de modèles qualitatifs multinomiaux, les caractéristiques 2007 des répondants qui sont le plus corrélées avec le statut d'activité BIT de 2008. Ceci permet de définir 5 distances ;
- une macro SAS (Vanderschelden M., 2005) permet ensuite de calculer la distance de chaque non répondant avec tous les répondants de son groupe et, une fois le répondant le plus proche identifié, lui attribuer son statut d'activité 2008 au sens du BIT.

Dans la première étape, les variables utilisées pour établir la distance sont les suivantes (elles se rapportent évidemment toutes à l'année 2007, puisqu'elles doivent être disponibles pour les non-répondants en 2008)

- emploi en 2007 : classe d'âge (16 %), ancienneté dans l'emploi (14 %), statut d'activité (12 %), temps partiel (11 %), bas salaire (10 %), activité déclarée un an avant (10 %), souhait de changer d'emploi (10 %), suivi d'une formation depuis un an (3 %), catégorie socioprofessionnelle (3 %), multiactivité (3 %), taille de l'entreprise (3 %), diplôme (4 %) ;
- chômage en 2007 : stabilité de la situation d'activité depuis un an (19 %), activité déclarée un an avant (15 %), ancienneté du chômage (13 %), classe d'âge (12 %), a trouvé un emploi qui commence ultérieurement (12 %), catégorie socioprofessionnelle (10 %), inscription à l'ANPE (9 %), nombre de méthodes de recherche d'emploi (6 %), conjoint au chômage (4 %) ;
- études en 2007 : âge détaillé (32 %), niveau et type de la formation suivie (27 %), vit chez ses parents (11 %), sexe (10 %), catégorie socioprofessionnelle des parents (9 %), nationalité (2 %), activité déclarée un an avant (9 %),
- retraite en 2007 : classe d'âge (80 %), ancien indépendant ou non (20 %),
- autre inactivité en 2007 : classe d'âge (25 %), catégorie socioprofessionnelle du ménage (18 %), perception de minima sociaux dans le ménage (17 %), conjoint en emploi (13 %), diplôme (10 %), sexe (8 %).

Les pondérations de chaque variable sont établies à partir du coefficient du « V de Cramer »¹⁶ entre le statut BIT 2008 et chacune des variables en question.

¹⁶ Cf. Vanderschelden M., 2005

Les résultats de l'imputation groupe par groupe

De façon générale, sur les non-répondants, l'imputation fait apparaître une plus forte proportion de personnes actives : chômeurs (7 % contre 4 % sur les répondants, *tableau 8*) et en emploi (61 % contre 49 %) à l'inverse des inactifs (31 % contre 48 %). Ceci est en partie lié à l'âge, il y a moins de personnes âgées chez les non-répondants. Mais à âge donné, cette observation reste vérifiée.

Selon le groupe d'activité en 2007, on voit aussi que le profil d'activité 2008 imputé diffère de celui des répondants, ce qui laisse sous-entendre que la non-réponse ne dépend pas seulement du statut d'activité de départ mais aussi de celui d'arrivée et de la combinaison des deux (donc des transitions). Parmi les personnes en emploi en 2007, le statut imputé en 2008 fait apparaître une plus forte proportion de chômeurs (4 % contre 2 %). Parmi ceux au chômage, le même phénomène inverse apparaît.

Tableau 8 : répartition des répondants et des non-répondants, selon le statut d'activité BIT 2007 et le statut d'activité BIT 2008 (imputé pour les non-répondants)

Statut d'activité en 2007	Statut BIT en 2008								
	Ensemble			Non-répondants en 5 ^e vague (données imputées)			Répondants en 5 ^e vague		
	Emploi	Chômage	Inactivité	Emploi	Chômage	Inactivité	Emploi	Chômage	Inactivité
Emploi BIT	92,7	2,5	4,8	91,2	4,0	4,8	93,0	2,2	4,8
Chômage BIT	40,7	37,3	22,1	42,5	32,5	25,0	40,0	39,0	21,0
Études	12,5	3,9	83,5	14,3	4,4	81,3	12,1	3,8	84,1
Retraite	0,2	0,0	99,8	0,0	0,0	100,0	0,2	0,0	99,8
Inactivité	11,5	7,1	81,4	16,2	10,1	73,7	10,4	6,5	83,1
Total	50,3	4,1	45,6	61,4	7,2	31,4	48,6	3,6	47,9

Note : données non pondérées

Champ : France métropolitaine, population des ménages, personnes âgées de 15 ans ou plus en 2007 (âge au moment de l'enquête), ayant répondu en 1^e vague à l'enquête Emploi en 2007.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

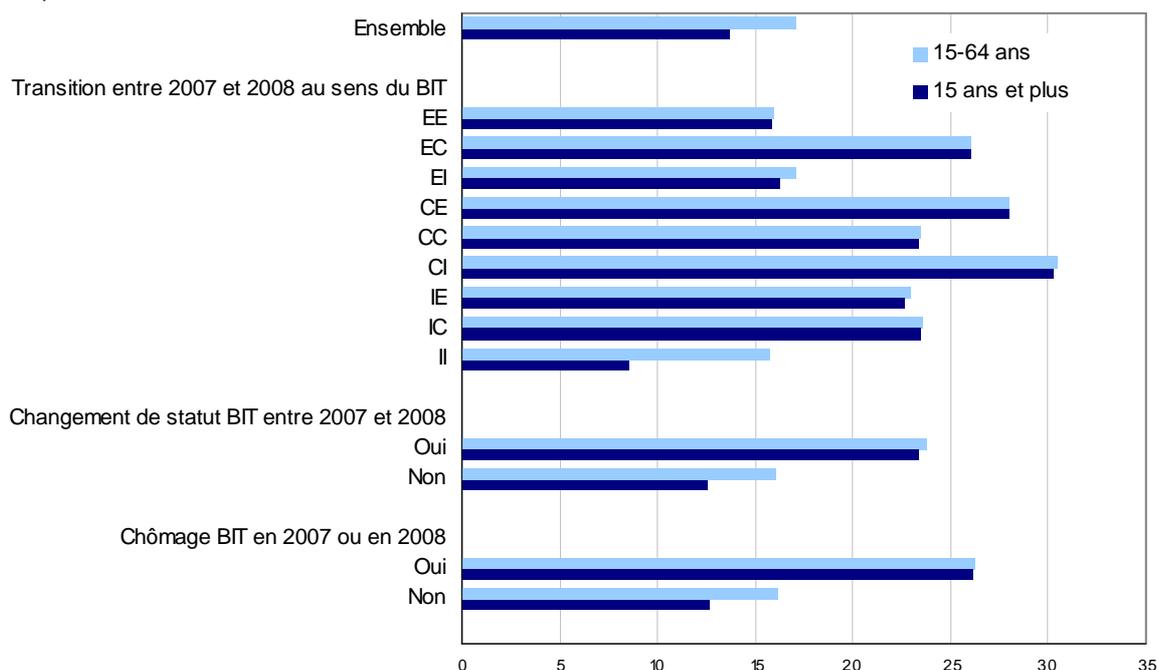
Une confirmation qualitative *a posteriori* du caractère « non-ignorable » de la non-réponse

Cette estimation du statut d'activité 2008 pour les non-répondants permet de reconstruire *a posteriori* un taux de non-réponse selon la transition d'activité 2007-2008 au sens du BIT. Notons que cette estimation ne peut rester que qualitative : en effet, pour estimer le statut d'activité 2008, on s'est basé sur des variables disponibles en 2007, il est fortement probable que certaines variables inobservées ou inobservables influencent aussi la non-réponse.

Néanmoins, cette estimation fournit des résultats intéressants (*graphique 4*). Sans surprise, la non-réponse entre deux vagues est minimale pour la transition inactivité->inactivité, même si l'on raisonne sur les seuls 15-64 ans. Par ailleurs, de façon globale, le fait d'être au chômage l'une des deux années augmente fortement la probabilité de non-réponse, comme le fait d'avoir changé de statut d'activité de façon générale. Pour le chômage, la probabilité de non-réponse n'est cependant pas la même selon l'arrivée ou l'origine de la transition. Enfin, la transition de l'emploi vers l'inactivité - qui correspond dans certains cas à des transitions de type emploi->retraite est plutôt associé à un taux de réponse inférieur à la moyenne.

Ces résultats confirment donc bien le caractère non-ignorable de la non-réponse quand on s'intéresse aux transitions sur le marché du travail. La non-réponse ne dépend pas seulement du statut d'activité d'origine ou de départ, mais bien de la transition, comme le montre par exemple les probabilités différentes entre emploi->inactivité et inactivité->emploi ou encore entre chômage->inactivité et inactivité->chômage.

Graphique 4 : Taux de non-réponse à l'enquête Emploi, entre les 1^{ère} et 5^{ème} vagues, en moyenne annuelle entre 2007 et 2008, selon la transition d'activité BIT entre 2007 et 2008



Note : données non pondérées. Le statut d'activité 2008 est imputé pour les non-répondants en 2008.

Lecture : en moyenne annuelle, parmi les personnes ayant répondu à l'enquête Emploi en 2007 en 1^{ère} vague d'interrogation, 14 % n'ont pas répondu en 2008 (au moment donc de leur 5^{ème} interrogation).

Champ : France métropolitaine, population des ménages, personnes âgées de 15 ans ou plus en 2007 (âge au moment de l'enquête), ayant répondu en 1^{ère} vague à l'enquête Emploi en 2007.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

Notons néanmoins que si l'on introduit cette variable de transition dans le modèle de non-réponse proposé précédemment (2^e partie), l'impact des transitions d'activité sur la non-réponse apparaît fortement réduit. Les seules modalités ayant un impact sur la non-réponse toutes choses égales par ailleurs sont les transitions de type chômage->inactivité et, dans une moindre mesure, de type chômage->emploi (tableau 9). Il existe donc bien une non-réponse non-ignorable (i.e. qui dépend de la transition d'activité entre 2007 et 2008), mais dont l'effet est au final modéré, comme cela avait déjà été montré sur la Labour Force Survey anglaise (Clarke PS, Tate PF, 1999).

Tableau 9 : Probabilités comparées de non-réponse selon la transition d'activité entre 2007 et 2008 (odds ratio)

	1. Brut	2. Âge, statut d'occupation contrôlés	3. Modèle complet ¹
Transition d'activité 2007-2008 au sens du BIT			
EE	1,0	1,0	1,0
EC	1,8 ***	1,2 *	1,1
EI	1,1	1,1	1,0
CE	2,0 ***	1,3***	1,1*
CC	1,6 ***	1,0	0,9
CI	2,3 ***	1,6 ***	1,4**
IE	1,6 **	1,0	1,0
IC	1,6 **	1,0	0,9
II	0,9 *	1,2	1,0

Coefficients significatifs au seuil de 1 % (***), 5 % (**), 10 % (*) et non significatifs au seuil de 10 % si aucune indication.

Ces indicateurs sont issus des trois modèles qualitatifs (régressions logistiques) mesurant le lien entre la probabilité de non-réponse à l'enquête Emploi en 5^{ème} vague (en étant répondant en 1^{ère} vague) et des variables explicatives. Dans le modèle 1, seule la variable de transition 2007-2008 est prise comme variable explicative ; dans le modèle 2, on y ajoute l'âge et le statut d'occupation du logement en 2007 et dans le modèle 3 l'ensemble des variables explicatives du modèle du tableau A2 en annexe (sauf l'activité BIT en 2007).

Champ : France métropolitaine, population des ménages, personnes âgées de 15 à 64 ans en 2007 (âge au moment de l'enquête), ayant répondu en 1^{ère} vague à l'enquête Emploi en 2007.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

Estimation finale et comparaison avec la pondération longitudinale

Au final, une fois les données imputées, on recalcule légèrement celles-ci sur les marges globales d'emploi 2007 et 2008 pour une comparaison possible avec la méthode par pondération longitudinale (qui est en fait un recalage sur toutes les interrogations, la méthode par imputation ne se basant que sur les personnes en 1^e interrogation, dont les marges sont légèrement différentes, du fait du biais de rotation).

Par rapport à la méthode par pondération, l'imputation surestime la proportion de changements de statut BIT au détriment de la transition inactivité->inactivité. Pour les autres types de transition, notamment la proportion de personnes ayant connu le chômage BIT les deux années, l'imputation (après recalage) et la pondération longitudinale donnent des résultats très voisins.

Tableau 10 : répartition des transitions BIT sur le marché du travail (statut déclaré) chez les 15-64 ans entre 2007 et 2008 selon deux méthodes

	Méthode a (données imputées)		Méthode b (en panel)	
	Non recalées sur marges globales	Recalées sur marges	Pondération transversale	Pondération longitudinale
Transition 2007-2008 au sens du BIT				
EE	60,6	60,8	60,5	60,8
EC	1,6	1,7	1,4	1,6
EI	2,8	2,3	2,7	2,1
CE	2,4	2,5	2,1	2,4
CC	2,1	2,2	1,9	2,3
CI	1,3	1,0	1,0	1,0
IE	2,6	3,1	2,5	2,9
IC	1,2	1,5	1,1	1,4
II	25,4	25,0	26,9	25,6
Total	100,0	60,8	100,0	100,0
% de personnes ayant changé de statut BIT entre 2007 et 2008	12,0	12,0	10,7	11,3
% de personnes au chômage BIT en 2007 ou en 2008	8,1	8,8	7,5	8,7

Note : données pondérées

Champ : France métropolitaine, population des ménages, personnes âgées de 15 à 64 ans en 2007 (âge au moment de l'enquête), ayant répondu en 1^e vague à l'enquête Emploi en 2007 (méthode a) et ayant répondu en 1^e vague et en 5^e vague (méthode b).

Source : Insee, enquêtes Emploi.

Une comparaison avec les données déclarées « en coupe »

La méthode utilisée

On se propose maintenant d'étudier l'effet de la pondération longitudinale mise en œuvre en comparant les deux estimations portant sur les transitions 2007-2008 en statut « déclaré »¹⁷ (tableau 11). On ne peut pas faire cet essai en statut BIT, car aucun statut « BIT » rétrospectif un an avant n'est disponible dans l'enquête Emploi. Notons tout de suite que les résultats de cette comparaison doivent être analysés avec prudence. Le statut rétrospectif ici utilisé dans la méthode a (c'est-à-dire le statut en 2007) est en effet entaché d'erreurs de mémoire possible.

Tableau 11 : méthode de comparaison en coupe et en panel des transitions déclarées entre 2007 et 2008

	Méthode a	Méthode b
Type	Coupe	Panel
Rang d'interrogation	1 en 2008	1 en 2007, 5 en 2008
Statut en 2007	Déclaré - Rétrospective (variable EOCCUA)	Déclaré - Actuel (variable SP00)
Statut en 2008	Déclaré - Actuel (variable SP00)	Déclaré - Actuel (variable SP00)
Pondération	Transversale 1 ^e interrogation (variable EXTR109)	Longitudinale (variable construite dans cette étude)

¹⁷ On ne travaille en fait ici que sur les trimestres 2, 3 et 4 de chaque année. En effet, la variable de statut déclaré au moment de l'enquête n'est disponible pour l'ensemble des rangs d'interrogation que depuis le 2^e trimestre 2008. Auparavant, cette variable n'était disponible qu'en 1^e interrogation, rendant impossible toute exploitation en panel sur le statut déclaré.

Estimation finale et comparaison avec la pondération longitudinale

Moyennant ces hypothèses, le tableau ci-dessous semble montrer que l'utilisation de la pondération longitudinale ici construite rapproche globalement l'estimation en panel de celle en coupe, ce qui indiquerait que cette pondération longitudinale corrige « dans le bon sens » le biais induit par la non-réponse entre 1^e et 5^e vague.

En effet, le poids de la transition inactivité->inactivité passe de 26,2 % à 25,2 % (pour 25,4 % en coupe). De façon plus globale, trois indicateurs donnent des estimations voisines en coupe et avec l'utilisation de la pondération longitudinale construite : la part des personnes ayant changé de statut d'activité déclaré entre 2007 et 2008 (10,7 % dans les deux cas), la part des personnes en chômage déclaré l'année 2007 ou l'année 2008 (9,3 % dans les deux cas) et la part des personnes en transition autre que emploi->emploi ou inactivité->inactivité (13,9 % en pondérant longitudinalement et 13,4 % en coupe).

Quand on regarde les transitions autres que emploi->emploi ou inactivité->inactivité, on voit néanmoins que la nouvelle pondération longitudinale donne deux types de résultats. Elle semble améliorer l'estimation des transitions emploi->chômage, chômage->chômage, inactivité->emploi mais en revanche détériorer celle des transitions de type emploi->inactivité (qui devient trop faible), chômage->emploi et chômage->inactivité (trop élevée) et ne pas avoir d'effet véritable pour inactivité->chômage. Il est difficile de savoir ce qui provient effectivement de la pondération, des erreurs de mémoire, ou encore des relativement faibles effectifs en jeu.

Tableau 12 : répartition des transitions sur le marché du travail (statut déclaré) chez les 15-64 ans entre 2007 et 2008 (moyenne sur les trimestres 2, 3 et 4)

	Méthode a (données en coupe)	Méthode b (en panel)	
		Pondération transversale	Pondération longitudinale
Transition 2007-2008 en statut déclaré			
EE	60,5	60,4	60,6
EC	2,3	1,8	2,0
EI	2,3	2,2	1,6
CE	2,1	2,2	2,6
CC	3,5	3,0	3,5
CI	0,4	0,8	0,8
IE	2,6	2,3	2,6
IC	1,0	1,1	1,2
II	25,4	26,2	25,2
Total	100,0	100,0	100,0
% de personnes ayant changé de statut déclaré entre 2007 et 2008	10,7	10,7	10,7
% de personnes se déclarant au chômage en 2007 ou en 2008	9,3	10,1	9,3
% de personnes en transition autre que EE ou II	13,4	14,2	13,9

Note : les données n'incluent pas celles du 1^e trimestre.

Champ : France métropolitaine, population des ménages, personnes âgées de 16 à 65 ans en 2008.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

Exemples d'utilisation

La méthode de pondération longitudinale décrite précédemment peut être appliquée aux différents fichiers de l'enquête Emploi depuis son passage « en continu » (à partir de 2002). Ils ont été calculés ici sur la période 2004-2008 pour le calcul de deux types d'indicateurs :

- les matrices de transition sur le marché du travail au sens du BIT ;
- les indicateurs d'inégalités sociales (relatifs aux transitions) préconisés par le rapport du CNIS sur le sujet.

Matrices de transitions annuelles au sens du BIT de 2004 à 2008

Entre 2004 et 2008, la proportion de personnes de 15 à 64 ans changeant de statut BIT a diminué, passant de 12,8 % entre 2004 et 2005 à 11,2 % entre 2007 et 2008.

Ceci résulte notamment de la baisse progressive du chômage au cours de la période : en moyenne annuelle le taux de chômage des 15-64 ans est passé de 9,0 % à 7,4 % (malgré une remontée au 4^e trimestre 2008). Aussi, les transitions depuis et vers le chômage ont diminué au cours de la période. De façon corrélative, la proportion de personnes restant en emploi entre l'année n et l'année n+1 est passée de 59,7 % à 60,8 % entre 2004-2005 et 2007-2008.

Tableau 13 : matrices de transitions annuelles au sens du BIT entre 2004 et 2008, pour les 15-64 ans

	Pondération transversale (en %)				Pondération longitudinale (en %)				Pondération longitudinale (en milliers)			
	2004-2005	2005-2006	2006-2007	2007-2008	2004-2005	2005-2006	2006-2007	2007-2008	2004-2005	2005-2006	2006-2007	2007-2008
Transition BIT-BIT												
EE	60,2	59,5	59,9	60,5	59,7	59,8	59,9	60,8	23 006	23 271	23 467	23 967
EC	1,6	1,6	1,5	1,4	1,8	1,9	1,7	1,6	700	722	659	643
EI	3,0	2,6	2,8	2,7	2,5	2,3	2,3	2,1	975	877	889	816
CE	2,1	2,1	2,4	2,1	2,4	2,4	2,6	2,4	916	917	1 010	930
CC	2,5	2,6	2,6	1,9	2,8	2,8	2,6	2,3	1 082	1 102	1 023	895
CI	1,1	1,1	1,0	1,0	1,1	1,1	1,0	1,0	409	409	399	394
IE	2,3	2,2	2,5	2,5	2,9	2,7	3,1	2,9	1 117	1 034	1 203	1 128
IC	1,3	1,3	1,2	1,1	1,7	1,6	1,4	1,4	659	625	552	552
II	25,9	26,7	26,2	26,9	25,2	25,6	25,5	25,6	9 698	9 949	9 985	10 105
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	38 562	38 906	39 186	39 430
Taux de chômage (en %)												
Année n	8,1	8,3	8,5	7,2	9,0	<u>9,0</u>	8,8	8,1				
Année n+1	7,7	7,9	7,6	6,3	<u>8,8</u>	8,8	8,0	7,4				
Personnes ayant changé de statut BIT entre l'année n et l'année n+1	11,5	11,2	11,4	10,8	12,4	11,8	12,0	11,3	4 774	4 587	4 710	4 463
Personnes au chômage BIT l'année n ou l'année n+1	8,7	8,7	8,7	7,6	9,8	9,7	9,3	8,7	3 771	3 778	3 644	3 414

Notes : pondération transversale : pondération utilisée « en coupe » pour l'exploitation de l'enquête Emploi pour les personnes en 1^e interrogation (EXTRI109) ; pondération longitudinale : pondération mise en place dans cette étude pour l'exploitation longitudinale de l'enquête Emploi sur un an. Même avec la pondération longitudinale (qui recale les marges d'activité sur celles observées sur l'ensemble de la population), il n'est pas anormal que le taux de chômage de l'année 2005 mesuré par la transition 2004-2005 ne corresponde pas exactement à celui mesuré pour la transition 2005-2006 (données soulignées). En effet dans le premier cas, il est calculé sur les personnes de 16-65 ans (car ayant 15-64 ans en 2004), dans le deuxième cas sur les 15-64 ans en 2005. On retrouve ce léger écart pour 2007.

Lecture : en moyenne annuelle, en utilisant la pondération longitudinale, parmi les personnes de 15 ans ou plus en emploi BIT en 2004, 60,2 % sont toujours en emploi au sens du BIT en 2005.

Champ : France métropolitaine, population des ménages, personnes âgées de 15 à 64 ans ou plus l'année n (âge au moment de l'enquête).
Source : Insee, enquêtes Emploi.

Calcul des indicateurs d'inégalités sociales préconisés par le CNIS

En calculant des probabilités « conditionnelles » de transitions annuelles, on retrouve de façon indirecte les résultats précédemment commentés sur les matrices de transition. La décroissance progressive du chômage entre

2004 et 2008 est à mettre en parallèle à la fois d'une légère baisse de la probabilité annuelle de passer d'emploi à chômage l'année n, de 2,5 % en 2004-2005 à 2,2 % en 2007-2008 et, en même temps, d'une augmentation de la probabilité de passer du chômage à l'emploi, de 37,4 % en 2004-2005 à 42,3 % en 2007-2008. La probabilité de rester au chômage diminue elle aussi sur la période, marquant un recul progressif de la durée moyenne de chômage entre 2004 et 2008.

On note cependant des disparités par catégorie socioprofessionnelle, que ce soit en niveau ou en évolution. Ainsi les probabilités annuelles de passer d'emploi au chômage sont en moyenne 4 fois plus importantes chez les ouvriers non qualifiés que chez les cadres. Pour le passage annuel du chômage à l'emploi, les écarts entre catégories socioprofessionnelles ont augmenté entre 2004 et 2008 : en 2007-2008, la probabilité pour un chômeur ouvrier non qualifié de retrouver un emploi est 0,7 fois supérieure (donc 1,4 fois inférieure) à celle d'un cadre, contre 0,8 fois supérieure (1,2 fois inférieure) en 2006-2007 et 2005-2006 et 1,1 fois supérieure (0,9 fois inférieure) en 2004-2005. On retrouve ce résultat pour la transition chômage->chômage : alors que cette probabilité a très nettement diminué pour les cadres, passant de 50 % en 2004-2005 à 31 % en 2007-2008, on ne note pas de recul aussi net sur la période pour les ouvriers dans leur ensemble.

Tableau 14 : probabilités conditionnelles de transition annuelle (statut au sens du BIT), selon la catégorie socioprofessionnelle et la méthode de pondération

	Pondération transversale				Pondération longitudinale			
	2004-2005	2005-2006	2006-2007	2007-2008	2004-2005	2005-2006	2006-2007	2007-2008
Emploi -> Chômage								
Total, dont :	2,8	2,9	2,6	2,5	2,5	2,6	2,4	2,2
Cadres	1,6	1,5	1,9	1,3	1,4	1,4	1,8	1,2
Professions intermédiaires	1,8	1,5	1,9	1,8	1,5	1,3	1,7	1,6
Employés	3,4	3,8	2,9	2,6	3,0	3,4	2,7	2,2
Ouvriers	4,7	4,8	4,1	4,3	4,1	4,2	3,8	3,7
<i>Ouvriers qualifiés</i>	3,5	3,4	2,8	3,3	3,1	3,0	2,6	2,7
<i>Ouvriers non qualifiés (ONQ)</i>	6,7	7,6	6,5	6,2	6,1	6,8	6,1	5,5
Rapport ONQ / Cadres (indicateur CNIS)	4,3	4,9	3,4	4,7	4,3	5,0	3,5	4,7
Chômage -> Emploi								
Total, dont :	38,1	37,8	41,5	42,0	37,4	38,0	41,2	42,3
Cadres	32,9	42,7	48,7	50,8	32,4	43,2	48,5	51,6
Professions intermédiaires	44,3	46,8	41,6	54,1	42,9	46,1	41,3	53,8
Employés	37,0	37,5	41,4	39,3	36,6	37,7	40,4	39,8
Ouvriers	38,1	36,8	41,4	39,1	37,6	36,8	41,2	39,3
<i>Ouvriers qualifiés</i>	40,1	40,4	43,9	41,4	39,9	40,5	43,3	41,8
<i>Ouvriers non qualifiés (ONQ)</i>	36,2	34,0	39,0	37,3	35,5	33,9	39,0	37,4
Rapport ONQ / Cadres (indicateur CNIS)	1,1	0,8	0,8	0,7	1,1	0,8	0,8	0,7
Chômage -> Chômage								
Total, dont :	44,9	45,4	42,1	40,3	43,3	43,4	42,4	38,0
Cadres	51,4	43,6	37,8	34,1	50,3	41,2	38,7	31,1
Professions intermédiaires	39,0	40,4	37,6	31,2	38,3	39,9	38,0	29,5
Employés	46,3	45,6	43,9	41,1	44,4	43,7	44,5	38,8
Ouvriers	47,0	47,0	46,3	46,4	45,6	45,0	46,5	44,3
<i>Ouvriers qualifiés</i>	45,2	45,1	41,6	47,5	43,7	43,4	42,1	44,8
<i>Ouvriers non qualifiés (ONQ)</i>	48,6	48,5	51,0	45,6	47,3	46,3	50,9	43,9
Rapport ONQ / Cadres (indicateur CNIS)	0,9	1,1	1,3	1,3	0,9	1,1	1,3	1,4

Notes : pondération transversale : pondération utilisée « en coupe » pour l'exploitation de l'enquête Emploi pour les personnes en 1^e interrogation (EXTR109) ; pondération longitudinale : pondération mise en place dans cette étude pour l'exploitation longitudinale de l'enquête Emploi sur un an. La catégorie socioprofessionnelle est celle de l'année n (pour 2004-2005 c'est donc celle de 2004). Pour les chômeurs, il s'agit de la catégorie socioprofessionnelle du dernier emploi occupé. Les chômeurs n'ayant jamais travaillé sont inclus dans le calcul de la probabilité d'ensemble mais ne sont pas répartis par catégorie socioprofessionnelle.

Lecture : en moyenne annuelle, en utilisant la pondération longitudinale, parmi les personnes de 15 ans ou plus en emploi BIT en 2004, 2,5 % sont au chômage au sens du BIT en 2005.

Champ : France métropolitaine, population des ménages, personnes âgées de 15 à 64 ans ou plus l'année n (âge au moment de l'enquête).

Source : Insee, enquêtes Emploi.

Conclusion

Ce travail, s'inspirant de ce qui peut être fait à l'étranger, notamment par l'institut britannique de statistiques, permet de faire des premières propositions pour une pondération longitudinale adaptée à l'étude des transitions sur le marché du travail. Bien qu'il soit difficile de tester la qualité de la pondération proposée, les comparaisons effectuées avec les résultats provenant de deux méthodes laissent penser que la pondération corrige « dans le bon sens » les principaux biais dus à la non-réponse touchant les proportions des transitions les plus répandues.

Des travaux à venir pourront se concentrer sur plusieurs aspects : l'extension de la pondération aux personnes appartenant à la deuxième vague de l'enquête et une meilleure prise en compte des déménagements.

En effet, la pondération proposée n'est applicable qu'aux logements en première interrogation jusqu'au deuxième trimestre 2008. D'autres travaux pourraient étudier une méthode utilisable pour étudier les transitions sur un an des personnes appartenant à la deuxième vague de l'enquête Emploi.

Par ailleurs, la pondération proposée ne distingue pas les motifs de non-réponse à la cinquième vague. En particulier, un traitement spécifique pourrait être étudié pour les déménagements, dont le profil des transitions sur le marché du travail est *a priori* particulier. Toutefois, une difficulté apparaît dans l'identification des personnes ayant déménagé entre deux interrogations de l'enquête Emploi, du fait notamment que les interrogations intermédiaires de l'enquête Emploi se font par téléphone. En toute rigueur, l'application de la pondération aux seules personnes n'ayant pas déménagé requerrait que soient à disposition des marges démographiques spécifiques, hors déménagement, et prenant en compte les migrations et les décès.

Bibliographie

- Abowd J.M., Zellner A., « Estimating Gross Labor-Force Flows », *Journal of Business & Economic Statistics* Vol 3 N°3, juillet 1985.
- Barham C., Begum N., « Time serie analysis of the Labour Force Survey longitudinal data sets », *Economic & Labour Market Review* Vol 1 No 1, Office for National Statistics, janvier 2007.
- Barham C., Brook K., « Labour market gross flows data from the Labour Force Survey », *Technical report*, Office for National Statistics, juillet 2006.
- Breuil P., « Biais de rotation dans l'enquête Emploi en continu », Présentation aux 10^e journées de méthodologie statistique, Insee, 2009.
- Breuil P., Valdelièvre H., « Le Panel européen : l'intérêt d'un panel d'individus », *Économie et Statistique* n°349-350, mai 2002.
- Clarke P.S., Chambers R.L., « Estimation des flux bruts de la population active provenant d'enquêtes donnant lieu à une non-réponse dont il faut tenir compte au niveau du ménage », *Techniques d'enquête* Vol 24 n°2, Statistique Canada, décembre 1998.
- Clarke P.S., Tate P.F., « Methodological issues in the production and analysis of longitudinal data from the Labour Force Survey », *Methodological Series* N°17, Government Statistical Service, 1999.
- Coudin E., Thélot H., « Le 'halo' du chômage : entre chômage BIT et inactivité », *Insee Première* n°1260, octobre 2009.
- Flaim P.O., Hogue C.R., « Measuring labor force flows : a special conference examines the problem », *Monthly Labor Review*, juillet 1985.
- de Foucauld J.-B., Reynaud M., Cézard M., « Emploi, chômage et précarité », CNIS, novembre 2008.
- Gad N., Eideh A., « Model-Based Analysis of Labour Force Survey Gross Flow Data Under Informative nonresponse », XXXX.
- Naesheim H.N., Ronningen D., Sletten P., « Where does the growth in employment come from? », XXX.
- Rosati S., « Longitudinal imputation for the quarterly Labour Force Survey », Istituto nazionale di statistica, XXX.
- Stasny E.A., « Estimating gross flows using panel data with nonresponse : an example from the Canadian Labour Force Survey », *Journal of the American Statistical Association* Vol 81 N°393, mars 1986.
- Tate P., « Longitudinal data from the Labour Force Survey », *Labour Market Trends*, Office for National Statistics, juillet 2009.
- Vanderschelden M., « Homogamie et choix du conjoint - Traitement de la non-réponse - Imputation de variables qualitatives corrélées », *Document de travail* n°F0505, Insee, mai 2005.

Annexes

Tableau A1 : Taux de non-réponse à l'enquête Emploi, entre 1^{ère} vague et 5^{ème} vague, en moyenne annuelle entre 2007 et 2008

	Taux de non-réponse entre 2007 et 2008	Part de la non-réponse individuelle parmi la non-réponse entre 2007 et 2008	Répartition des répondants en 1 ^e vague en 2007	Répartition des répondants en 1 ^e vague en 2007 et en 5 ^e vague en 2008
				en %
Ensemble	13,7	17	100,0	100,0
Âge				
15 à 19 ans	18	27	7,7	7,4
20 à 24 ans	34	33	7,6	5,8
25 à 29 ans	29	17	7,7	6,4
30 à 34 ans	21	9	8,0	7,3
35 à 39 ans	16	7	8,7	8,5
40 à 44 ans	12	5	8,9	9,0
45 à 49 ans	11	8	8,6	8,8
50 à 54 ans	9	7	8,3	8,7
55 à 59 ans	8	8	8,3	8,8
60 à 64 ans	7	11	6,4	6,8
65 à 69 ans	3	17	5,0	5,6
70 à 74 ans	2	29	4,9	5,6
75 ans ou plus	1	45	9,8	11,1
Sexe				
Homme	14	18	47,7	47,3
Femme	13	16	52,3	52,7
Nationalité en 2007				
Français de naissance ou par naturalisation	13	18	94,2	94,6
Étranger	20	8	5,8	5,4
Statut matrimonial en 2007				
Célibataire	23	23	35,8	32,1
Marié	8	7	49,3	52,2
Veuf	4	21	7,5	8,3
Divorcé	14	7	7,4	7,4
Type de ménage en 2007				
Personne seule	14	0	17,7	17,5
Famille monoparentale	21	23	7,8	7,2
Couple sans enfant	10	7	29,7	31,0
Couple avec enfants	14	23	40,7	40,6
Ménage complexe	24	33	4,1	3,6
Plus haut diplôme en 2007				
Diplôme supérieur	19	17	11,4	10,9
Baccalauréat + 2 ans	16	15	9,3	8,9
Baccalauréat	17	20	16,6	16,1
CAP, BEP	13	16	21,3	21,3
Brevet des collèges	13	19	11,1	11,2
Aucun diplôme ou CEP	10	15	30,3	31,6
Perception d'un minimum social dans le ménage en 2007				
Non	14	17	97,2	97,3
Oui	19	14	2,8	2,7
Activité au sens du BIT en 2007 (3 groupes)				
Emploi	16	14	51,9	50,3
Chômage	27	20	4,53	3,9
Inactivité	10	22	43,5	45,8
Activité au sens du BIT en 2007 (5 groupes)				
Emploi	16	14	51,9	50,3
Chômage	27	20	4,6	3,9
Études (y compris collège, lycée)	19	29	8,7	8,2
Retraite	3	20	25,7	28,7
Autre inactivité	17	15	9,1	8,9

(suite)

	Taux de non-réponse entre 2007 et 2008	Part de la non-réponse partielle parmi la non-réponse entre 2007 et 2008 ¹	Répartition des répondants en 1 ^e vague en 2007	en % Répartition des répondants en 1 ^e vague en 2007 et en 5 ^e vague en 2008
Activité détaillée au sens du BIT en 2007				
Emploi, indépendant, agriculteurs	7	20	1,0	1,0
Emploi, indépendant, autre	12	6	4,6	4,6
Emploi, salarié, public, contrat long	13	8	9,7	9,8
Emploi, salarié, privé, contrat long	16	11	30,2	29,3
Emploi, salarié, contrat court	27	25	6,4	5,5
Chômage, depuis moins d'un an	30	22	3,0	2,5
Chômage, depuis plus d'un an	21	17	1,6	1,4
Études (autre)	14	25	5,3	5,3
Études (supérieur)	28	32	3,4	2,8
Retraite	3	20	25,7	28,7
Autre inactivité	17	15	9,1	8,9
Stabilité de l'activité entre 2006 et 2007				
Aucun mois de changement	12	16	88,7	90,5
1 mois de changement	25	19	7,6	6,6
2 mois ou plus de changement	32	22	3,7	2,9
Statut d'occupation du logement en 2007				
Accédant à la propriété	10	22	21,1	22,0
Propriétaire non accédant	7	33	41,8	45,3
Locataire dans le secteur social	18	18	13,5	13,0
Locataire dans le secteur privé	29	8	19,6	16,3
Locataire d'un meublé	38	5	1,3	1,0
Logé gratuitement	17	10	2,5	2,4
A déménagé entre 2006 et 2007				
Non	12	18	89,4	91,2
Oui	31	14	10,6	8,7
Type de logement en 2007				
Individuel	10	25	63,2	66,1
Collectif	21	10	36,8	33,9
Peuplement du logement en 2007				
Sous-peuplement	8	20	39,7	42,3
Peuplement normal	16	16	46,3	45,2
Surpeuplement	24	16	14,0	12,4
Logement en zone urbain sensible en 2007				
Non	13	16	93,6	93,7
Oui	17	24	6,4	6,3

Note : données non pondérées pour le taux de non-réponse et pondérées par la variable extri109 pour les répartitions des répondants. Le statut d'activité est mesuré au sens du BIT pour le partage entre emploi, chômage et inactivité. D'autres variables complémentaires permettent ensuite de décomposer ce statut de façon plus fine.

Lecture : en moyenne annuelle, parmi les personnes ayant répondu à l'enquête Emploi en 2007 en 1^e vague d'interrogation, 14 % n'ont pas répondu en 2008 (au moment donc de leur 5^e interrogation).

Champ : France métropolitaine, population des ménages, personnes âgées de 15 ans ou plus en 2007 (âge au moment de l'enquête), ayant répondu en 1^e vague à l'enquête Emploi en 2007.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

Tableau A2 : Probabilité de non-réponse entre les 1^{ère} et 5^{ème} vagues, entre 2007 et 2008 (modèle qualitatif)

Coefficients	Modèle 1 : 15 ans et plus	Modèle 1 : 15-64 ans
Constante	- 2,01***	- 2,01***
Âge		
15 à 19 ans	0,35***	0,71***
20 à 24 ans	0,91***	0,96***
25 à 29 ans	0,69***	0,70***
30 à 34 ans	0,48***	0,48***
35 à 39 ans	0,28***	0,28***
40 à 44 ans	0,07	0,07***
45 à 49 ans	Réf.	Réf.
50 à 54 ans	- 0,12**	- 0,14***
55 à 59 ans	- 0,15*	- 0,21***
60 à 64 ans	- 0,25***	- 0,19***
65 à 69 ans	- 1,19***	
70 à 74 ans	- 1,82***	
75 ans ou plus	- 2,01***	
Statut d'occupation du logement en 2007		
Accédant à la propriété	- 0,93***	- 0,95***
Propriétaire non accédant	- 0,86***	- 0,86***
Locataire dans le secteur social	- 0,48***	- 0,48***
<i>Locataire dans le secteur privé</i>	Réf.	Réf.
Locataire d'un meublé	0,25***	0,26
Logé gratuitement	- 0,21***	- 0,18
Activité au sens du BIT en 2007		
Emploi, indépendant, agriculteurs	- 0,35*	- 0,37*
Emploi, indépendant, autre	- 0,09	- 0,08
Emploi, salarié, public, contrat long	- 0,07	- 0,09
<i>Emploi, salarié, privé, contrat long</i>	Réf.	Réf.
Emploi, salarié, contrat court	0,04	0,05**
Chômage, depuis moins d'un an	0,11*	0,12*
Chômage, depuis plus d'un an	- 0,03	- 0,02
Études (autre)	- 0,62***	- 0,61***
Études (supérieur)	- 0,13*	- 0,12*
Retraite		0,13
Autre inactivité	0,08	0,10*
Stabilité de l'activité entre 2006 et 2007		
<i>Pas de changement d'activité déclaré entre 2006 et 2007</i>	Réf.	Réf.
1 changement d'activité déclaré entre 2006 et 2007	0,23***	0,19***
2 plus changement d'activité déclaré entre 2006 et 2007	0,36***	0,33***
Autres caractéristiques en 2007		
Ménage complexe	0,46***	0,36***
Famille monoparentale	0,21***	0,14***
Marié	- 0,17***	- 0,20***
Femme	- 0,09***	- 0,07***
Nationalité étrangère	0,11*	0,06
Possède un diplôme du supérieur	0,16***	0,17***
Sous-peuplement du logement	- 0,06*	- 0,03
Surpeuplement du logement	0,18***	0,17***
Logement collectif	0,21***	0,24***
Logement en ZUS	- 0,10*	- 0,11**
A déménagé entre 2006 et 2007	0,33***	0,29***
Perception d'un minimum social dans le ménage	0,14*	0,13

Coefficients significatifs au seuil de 1 % (***), 5 % (**), 10 % (*) et non significatifs au seuil de 10 % si aucune indication.

Ces indicateurs sont issus d'un modèle qualitatif (régression logistique) mesurant le lien entre la probabilité de ne pas répondre entre la 1^{ère} vague et la 5^{ème} vague de l'enquête Emploi et un ensemble de variables qualitatives.

Champ : France métropolitaine, population des ménages, personnes âgées de 15 ans ou plus en 2007 (âge au moment de l'enquête), ayant répondu en 1^{ère} vague à l'enquête Emploi en 2007.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

Tableau A3 : Probabilité de changer de statut BIT entre 2007 et 2008 (modèle qualitatif)

	Sans les variables de mobilité 2006-2007	Avec les variables de mobilité 2006-2007
% de « paires concordantes »	66%	76 %
Constante	-2,58	-3,13
Âge en 2007		
15 à 19 ans	0,90***	0,74***
20 à 24 ans	1,55***	1,27***
25 à 29 ans	0,93***	0,70***
30 à 34 ans	0,66***	0,53***
35 à 39 ans	0,55***	0,46***
40 à 44 ans	0,15**	0,13
45 à 49 ans	Réf.	Réf.
50 à 54 ans	0,07	0,08
55 à 59 ans	0,65***	0,54***
60 à 64 ans	0,04*	-0,20**
Statut d'occupation du logement en 2007		
Accédant à la propriété	-0,34***	-0,13**
Propriétaire non accédant	-0,17**	-0,04
Locataire dans le secteur social	0,06	0,01
Locataire dans le secteur privé	Réf.	Réf.
Locataire d'un meublé	-0,04	-0,03
Logé gratuitement	-0,32**	-0,30**
Transition d'activité entre 2006 et 2007 (statut déclaré)		
EE		Réf.
EC		2,52**
EI		0,55
CE		0,36***
CC		2,24***
CI		1,12***
IE		0,14
IC		2,22***
II		0,54***
Stabilité de l'activité entre 2006 et 2007		
Pas de changement d'activité déclaré entre 2006 et 2007		Réf.
1 changement d'activité déclaré entre 2006 et 2007		0,62***
2 plus changement d'activité déclaré entre 2006 et 2007		0,83***
Autres caractéristiques en 2007		
Ménage complexe	0,04	-0,03
Famille monoparentale	0,13**	0,10*
Femme	0,12**	0,07*
Marié	-0,09*	-0,06
Possède un diplôme du supérieur	-0,15**	0,00
Nationalité étrangère	0,29***	0,15*
Sous-peuplement du logement	-0,08*	-0,05
Surpeuplement du logement	0,10**	0,06
Logement collectif	-0,08*	-0,06
Logement en ZUS	0,13**	0,01
A déménagé entre 2006 et 2007	0,17***	0,14**
Perception d'un minimum social dans le ménage	0,87***	0,14

Coefficients significatifs au seuil de 1 % (***), 5 % (**), 10 % (*) et non significatifs au seuil de 10 % si aucune indication.

Ces indicateurs sont issus d'un modèle qualitatif (régression logistique) mesurant le lien entre la probabilité d'avoir un statut BIT 2007 différent du statut BIT 2008 et un ensemble de variables qualitatives.

Champ : France métropolitaine, population des ménages, personnes âgées de 15 à 64 ans en 2007 (âge au moment de l'enquête), ayant répondu en 1^e vague et en 5^e vague à l'enquête Emploi en 2007.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

Tableau A4 : Probabilité de transition BIT entre 2007 et 2008 (modèle qualitatif)

	Transition 2007-2008 au sens du BIT		
	emploi -> non emploi (E->NE)	non emploi -> emploi (NE->E) vs emploi -> emploi (E->E)	non emploi -> non emploi (NE->NE)
Constante	- 3,24 ***	-5,08 ***	- 5,26 ***
Âge en 2007			
15-29 ans	0,67 ***	0,08	0,13
30-49 ans	Réf.	Réf.	Réf.
50-64 ans	1,19 ***	-0,78 ***	1,23 ***
Statut marital en 2007			
Non marié	Réf.	Réf.	Réf.
Marié	-0,05	- 0,05	0,15 *
Statut d'occupation du logement en 2007			
Propriétaire ou logé gratuitement	- 0,26 ***	- 0,11	-0,18 **
Locataire	Réf.	Réf.	Réf.
Transition d'activité entre 2006 et 2007 (statut déclaré)			
Emploi -> Emploi	Réf.	Réf.	Réf.
Emploi -> Non emploi	1,30 ***	6,50 ***	8,03 ***
Non emploi -> Emploi	0,53 ***	0,54 **	1,08 ***
Non emploi -> Non emploi	2,24 ***	6,89 ***	8,92 ***
Stabilité de l'activité entre 2006 et 2007			
Aucun	Réf.	Réf.	Réf.
1 mois	0,67 ***	0,88 ***	- 0,41 **
2 mois ou plus	1,08 ***	1,18 ***	-0,37 ***

Lecture : toutes choses égales par ailleurs, entre 2007 et 2008, les personnes de 15-29 ans ont une probabilité plus importante, que celles de 30-49 ans d'avoir une transition BIT emploi->non emploi plutôt qu'une transition BIT emploi->emploi.

Coefficients significatifs au seuil de 1 % (***), 5 % (**), 10 % (*) et non significatifs au seuil de 10 % si aucune indication.

Ces indicateurs sont issus d'un modèle qualitatif multinomial (de type logistique non ordonné) mesurant le lien entre la probabilité d'avoir une transition BIT entre 2007 et 2008 de type E->NE, NE->E ou NE->NE par rapport à une situation de référence qui est celle d'avoir une transition BIT de type E->E et un ensemble de variables qualitatives.

Champ : France métropolitaine, population des ménages, personnes âgées de 15 à 64 ans en 2007 (âge au moment de l'enquête), ayant répondu en 1^e vague et en 5^e vague à l'enquête Emploi en 2007.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

A5 : Extrait de sortie de la procédure CALMAR permettant le calage et le calcul de la pondération longitudinale proposée dans ce document

Comparaison entre les marges tirées de l'échantillon (avec la pondération initiale)
et les marges dans la population (marges du calage)

Variable	Modalité ou variable	Marge échantillon	Marge population	Pourcentage échantillon	Pourcentage population
AGE	01	2111531.28	15191560.17	7.68	7.72
	02	1748886.72	14982923.28	6.36	7.61
	03	1895691.51	15184215.45	6.90	7.71
	04	2160114.80	15798057.75	7.86	8.03
	05	2361129.53	17143651.75	8.59	8.71
	06	2546050.00	17422500.75	9.26	8.85
	07	2490339.23	16908085.47	9.06	8.59
	08	2377403.89	16436746.74	8.65	8.35
	09	2400486.47	16472093.19	8.73	8.37
	10	1825557.58	12572682.75	6.64	6.39
	11	1474617.07	9340242.29	5.37	4.75
	12	1392577.62	9640305.86	5.07	4.90
	13	2700380.99	19727215.40	9.83	10.02
MATRI	1	9122062.72	70841621.45	33.19	35.99
	2	14139203.08	96732539.97	51.44	49.15
	3	2180478.72	14621035.50	7.93	7.43
	4	2043022.18	14625083.93	7.43	7.43
SO	1	6381208.62	43422058.12	23.22	22.06
	2	12017000.63	79829534.56	43.72	40.56
	3	3601094.78	26388699.52	13.10	13.41
	4	4550175.51	39029938.21	16.56	19.83
	5	277355.27	3039435.82	1.01	1.54
	6	657931.88	5110614.64	2.39	2.60
ACT07	1	1577026.13	11181145.59	5.74	5.68
	2	1566108.10	12610724.81	5.70	6.41
	3	8284354.71	59390104.55	30.14	30.17
	4	2739590.60	19074349.33	9.97	9.69
	5	1120235.79	8881935.80	4.08	4.51
	6	2338832.56	17254076.27	8.51	8.77
	7	7302215.05	51044112.26	26.57	25.93
ACT08	8	2556403.74	17383832.24	9.30	8.83
	1	1590412.01	11026654.97	5.79	5.60
	2	1635273.35	12600306.89	5.95	6.40
	3	8376600.30	61212105.93	30.48	31.10
	4	2726038.73	19751374.24	9.92	10.04
	5	992791.61	8355051.20	3.61	4.25
	6	1977126.60	14440123.35	7.19	7.34
	7	7799228.51	52565160.54	28.38	26.71
TRANS0607	8	2387295.57	16869503.72	8.69	8.57
	1	13317230.83	94663870.24	48.45	48.10
	2	410342.76	3477462.79	1.49	1.77
	3	383179.34	3243238.92	1.39	1.65
	4	450307.25	3727073.06	1.64	1.89
	5	836769.57	6528651.14	3.04	3.32
	6	116122.52	983230.54	0.42	0.50
	7	382563.77	2762964.36	1.39	1.40
	8	85171.86	605092.43	0.31	0.31
CHG0607	9	11503078.78	80828697.37	41.85	41.07
	1	24778979.77	174581810.63	90.16	88.70
	2	1870231.76	14958336.06	6.80	7.60
	3	835555.16	7280134.16	3.04	3.70