



**HAL**  
open science

## Flux de travailleurs au cours du cycle conjoncturel

Yves Dubois, Jean-Olivier Hairault, Thomas Le Barbanchon, Thepthida Sopraseuth

► **To cite this version:**

Yves Dubois, Jean-Olivier Hairault, Thomas Le Barbanchon, Thepthida Sopraseuth. Flux de travailleurs au cours du cycle conjoncturel. 2011. <hal-00651968>

**HAL Id: hal-00651968**

**<https://hal.science/hal-00651968v1>**

Submitted on 14 Dec 2011

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



HAL Authorization

# Flux de travailleurs au cours du cycle conjoncturel

Yves Dubois\*, Jean-Olivier Hairault<sup>†</sup>  
Thomas Le Barbanchon<sup>‡</sup> et Thepthida Sopraseuth<sup>§</sup>

Août 2011

## Résumé

Cette étude analyse la dynamique des flux de travailleurs au cours du cycle conjoncturel à partir de deux types de données : l'enquête Emploi de l'Insee et les listes de demandeurs d'emploi inscrits à Pôle emploi. Des transitions mensuelles sur le marché du travail sont ainsi contruites pour ces deux types de données. Les contributions du taux de perte et du taux de retour à l'emploi aux fluctuations du chômage sont ensuite quantifiées afin d'analyser leurs importances relatives. La mise en correspondance de ces séries de flux de travailleurs avec l'évolution cyclique du chômage permet une analyse de leur importance relative. A cet égard, les années 1990, marquées par une contribution assez équilibrée des taux de perte et de retour, apparaissent assez différentes des années 2000 au cours desquelles le taux de retour en emploi contribue davantage aux fluctuations du chômage. La comparaison des épisodes de recession fait apparaître que la récession du début de la décennie 1990 a été plus marquée par des ajustements passant par le taux de perte d'emploi. En revanche, la récession de 2008 avec la montée concomitante du taux de chômage résulte plus d'un fort ralentissement dans les reprises d'emploi.

---

\*Dares

<sup>†</sup>PSE, Paris 1

<sup>‡</sup>Dares et Crest

<sup>§</sup>Gains, Le Mans

# Table des matières

<b>1</b>	<b>Introduction</b>	<b>3</b>
<b>2</b>	<b>Mesures des flux de travailleurs</b>	<b>4</b>
2.1	Cadre théorique . . . . .	4
2.2	A partir de l'enquête Emploi . . . . .	6
2.3	A partir des listes de Pôle emploi . . . . .	8
<b>3</b>	<b>Cyclicalité des flux de travailleurs</b>	<b>12</b>
3.1	Méthode . . . . .	12
3.2	Graphiques . . . . .	15
3.3	Résultats de calcul des "beta" . . . . .	15
<b>4</b>	<b>Le marché du travail français lors des crises de 1993 et de 2008</b>	<b>20</b>
4.1	Méthode . . . . .	20
4.2	Résultats . . . . .	20
<b>5</b>	<b>Conclusion</b>	<b>22</b>
<b>A</b>	<b>Correction du biais de mémoire dans l'enquête Emploi</b>	<b>24</b>
<b>B</b>	<b>Prise en compte des délais de convergence</b>	<b>29</b>

# 1 Introduction

Depuis le milieu des années 2000, de nombreux auteurs (Shimer (2005), Hall (2005), Fujita and Ramey (2009)) analysent l'évolution des flux de travailleurs au cours du cycle conjoncturel sans atteindre pour autant un consensus. Ces études portent sur l'économie américaine. Seuls Petrongolo and Pissarides (2008) et Elsby, Michaels, and Solon (2009) ont proposé une analyse sur plusieurs pays élargissant le spectre de pays analysés, dont la France. Cependant, ces travaux utiles par la comparaison internationale qu'ils permettent restent en-deçà des travaux réalisés sur le marché du travail américain, du fait des données utilisées et du défaut d'attention portée à chaque pays. Récemment, Smith (2011) a proposé une étude spécifique de l'économie anglaise qui s'écarte des premiers résultats obtenus par Petrongolo and Pissarides (2008) et Elsby, Michaels, and Solon (2009) dans leur travail comparatif. Dans cet article, nous analysons de façon approfondie sur données françaises le comportement cyclique des flux entre emploi et chômage.

En analysant en première approche l'évolution des volumes d'inscriptions et de sorties des listes de demandeurs d'emploi (cf. Abdouni, Defresne, Deroyon, Dubois, and Le Barbanchon (2011)), le déroulement de la dernière crise sur le marché du travail français semble mettre en avant le rôle moteur des sorties du chômage. C'est d'abord le ralentissement des sorties de listes qui a contribué à l'augmentation du stock de demandeurs d'emploi en 2008, l'afflux de nouvelles inscriptions ne contribuant que dans un second temps à la montée du chômage. Cette description du marché du travail français concorde avec les premiers résultats obtenus par Petrongolo and Pissarides (2008). Cependant, les entrées et sorties des listes de Pôle emploi, données qui ont également été utilisées par Petrongolo and Pissarides (2008), n'évoluent pas uniquement en fonction de la conjoncture, mais peuvent aussi être affectées par la gestion administrative des listes. Ainsi, dans ce papier, nous mobilisons l'enquête Emploi, qui nous permet d'ancrer notre analyse sur de véritables transitions entre emploi et chômage.

Le principal objectif de notre étude est de tester l'importance relative des taux de sortie et d'entrée au chômage pour expliquer les fluctuations du chômage en France sur longue période et avec différentes sources de données. La profondeur temporelle de notre analyse et la mobilisation jointe de l'enquête Emploi et des données de Pôle emploi sont inédites dans le cadre français. En mobilisant des séries incluant plusieurs épisodes conjoncturels, nous pouvons comparer le déroulement de la crise actuelle à la crise du début des années 1990. Plus généralement, notre analyse évalue les contributions relatives des sorties et entrées au chômage sur une période longue comprenant plusieurs épisodes cycliques. Plus que les volumes des flux, ce sont les taux de sortie et d'entrée du chômage qui sont des indicateurs pertinents des conditions économiques dans le cycle économique. En effet, en récession, la montée du chômage peut créer de façon automatique plus de sorties du chômage en volume, malgré un taux (ou une probabilité) de sortie plus faible qu'en moyenne.

Notre analyse passe d'abord par un important travail de traitement statistique des trois sources statistiques retenues (enquête Emploi, Statistiques Mensuelles du Marché du Travail de Pôle emploi et Fichier Historique des demandeurs d'emploi). Dans la lignée de Shimer (2005) et Fujita and Ramey (2009), nous calculons les probabilités de transition mensuelle entre emploi et chômage. Pour l'enquête Emploi, nous utilisons le calendrier rétrospectif, ce qui nous contraint à corriger des biais de mémoire. En outre, une rupture du mode de collecte en 2002 et des erreurs de mesure dans le calendrier rétrospectif au cours des années 2003 et 2004 créent une discontinuité dans

les séries. Nous sommes ainsi contraints de présenter une analyse par sous périodes, entre 1990 et 2002, puis entre 2004 et 2010. L'utilisation du Fichier Historique de Pole Emploi permet en revanche de proposer une série continue, mais sur une période plus courte, entre 1994 et 2010. La mise en correspondance des séries de flux avec l'évolution cyclique du chômage permet une analyse de leur importance relative. A cet égard, les années 1990, marquées par une contribution assez équilibrée des taux d'entrées et de sorties, apparaissent assez différentes des années 2000 qui offrent deux derniers épisodes cycliques dominés par les fluctuations du taux de sortie du chômage. La source STMT (Statistiques mensuelles du marché du travail), assez proche des séries utilisées par Petrongolo and Pissarides (2008), permet une analyse sur une période beaucoup plus longue (depuis 1983), mais tend en revanche à surestimer l'importance relative des taux de sortie. En effet, cette source ne permet pas de tenir compte des reprises ou pertes d'emploi de demandeurs d'emploi qui restent continûment inscrits sur les listes<sup>1</sup> et qui contribuent de manière différenciée au cycle.

Dans un premier temps, nous présentons le cadre théorique adopté pour mesurer les flux sur le marché du travail, puis nous expliquons la construction des taux de perte d'emploi et des taux de retour à l'emploi à partir de l'enquête Emploi et à partir des données de Pôle emploi (Section 2). Ensuite, nous présentons nos calculs de contribution des retours à l'emploi et des pertes d'emploi à l'évolution du chômage selon l'enquête Emploi et les données de Pôle emploi (Section 3). Finalement, nous examinons en détail le déroulement des crises de 1993 et de 2008 (Section 4).

## 2 Mesures des flux de travailleurs

### 2.1 Cadre théorique

Pour construire les séries de flux de travailleurs, nous nous référons au cadre théorique proposé par Shimer (2005). Ce cadre repose sur deux hypothèses. Premièrement, nous ne considérons pas les transitions des personnes inactives (de ou vers l'inactivité), ni les transitions d'emploi à emploi. Notre analyse est centrée sur les transitions mensuelles de l'emploi vers le chômage (une perte d'emploi/une séparation/une entrée au chômage) et du chômage vers l'emploi (une reprise d'emploi/une sortie du chômage). De plus, nous supposons que, pendant une période donnée, tous les chômeurs ont les mêmes chances de reprendre un emploi et tous les travailleurs les mêmes risques de perdre le leur. La prise en compte de l'hétérogénéité des travailleurs qui influence les pertes et les reprises d'emploi est au-delà de notre étude.

Dans le cadre théorique de Shimer, le temps est continu, mais la situation des actifs n'est observable que de manière discrète.  $t \in \{0, 1, 2, \dots\}$  correspond à la date où la situation est observée, tandis que  $\tau \in [0, 1]$  est la durée depuis la dernière date d'observation. L'enquête Emploi permet de mesurer directement la probabilité de reprise d'emploi (probabilité qu'un actif chômeur à la date  $t$  soit en emploi à la date  $t+1$ ) et la probabilité de perte d'emploi. Néanmoins, de telles probabilités peuvent sous estimer l'ampleur des flux de travailleurs dans la mesure où plusieurs transitions de et vers l'emploi peuvent avoir lieu entre  $t$  et  $t+1$ . Plusieurs solutions ont été proposées pour corriger ce biais d'agrégation temporel. La plus simple est de réduire la durée entre deux mesures comme Elsby, Michaels, and Solon (2009) qui considèrent des transitions hebdomadaires. Mais cela n'est pas toujours possible. Ainsi Shimer (2005) déduit des

---

1. Entrées et sorties de l'activité réduite

transitions mensuelles les taux *instantanés* de perte d'emploi (séparation) et de reprise d'emploi. Nous suivons son approche pour corriger les données de l'enquête Emploi et du fichier historique<sup>2</sup>. En revanche, les données STMT comptabilisent directement les entrées et sorties infra-mensuelles.

Soit  $e_{t+\tau}$  le nombre de personnes en emploi à la date  $t + \tau$ ,  $u_{t+\tau}$  le nombre de chômeurs à la même date  $t + \tau$ . Soit  $\lambda_t^{EU}$  le taux instantané de perte d'emploi,  $\lambda_t^{UE}$  le taux instantané de reprise d'emploi. Pour  $t \in \{0, 1, 2, \dots\}$  et  $\tau \in [0, 1]$ , le nombre de chômeurs évoluent selon la loi suivante<sup>3</sup>

$$\dot{u}_{t+\tau} = e_{t+\tau}\lambda_t^{EU} - u_{t+\tau}\lambda_t^{UE} \quad (1)$$

Le chômage croît quand les travailleurs perdent leur emploi et décroît lorsque les chômeurs reprennent un emploi. Les grandeurs permettant de comprendre la dynamique du chômage sont bien les taux de perte d'emploi et de reprise d'emploi ( $\lambda_t^{EU}$  et  $\lambda_t^{UE}$  dans l'équation (1)). Pour les calculer, nous considérons d'abord les flux  $N_t^{AB}(\tau)$  d'actifs qui sont en l'état  $A$  à la date  $t$  et en l'état  $B$  à la date  $t + \tau$ , avec  $A \in \{E, U\}$  et  $B \in \{E, U\}$ . Les proportions de travailleurs correspondantes sont

$$n_t^{AB}(\tau) = \frac{N_t^{AB}(\tau)}{\sum_C N_t^{AC}(\tau)}$$

avec  $C \in \{E, U, I\}$ .<sup>4</sup> Soulignons ici que nous rapportons les flux entre l'emploi et le chômage à la somme de toutes les transitions possibles, y compris l'inactivité. Une alternative aurait été de ne considérer au dénominateur que les flux entre les 2 états emploi et chômage.<sup>5</sup> Au-delà d'une exagération des taux de sortie et d'entrée au chômage, cette approche aurait conduit à créer une différence artificielle avec les séries de Pôle Emploi. Pour ces dernières, nous connaissons les entrées au chômage, mais nous n'avons aucune information sur les individus restant en l'emploi. Nous sommes alors obligés pour obtenir les taux de pertes d'emploi de prendre un dénominateur égal à l'ensemble du stock d'emploi passé, ce qui équivaut à considérer la somme de toutes les transitions possibles à partir de ce stock d'emploi passé.

Comme  $N_t^{AB}(0) = n_t^{AB}(0) = 0$  pour tout  $A \neq B$ , l'équation différentielle qui décrit l'évolution de  $n_t^{AB}(\tau)$  dans un environnement à deux états s'écrit :

$$\dot{n}_t^{AB}(\tau) = n_t^{AA}(\tau)\lambda_t^{AB} - n_t^{AB}(\tau)\lambda_t^{BA} \quad \forall A \neq B \quad (2)$$

où  $\lambda_t^{AB}$  est le taux d'arrivée des chocs qui provoquent une transition de l'état  $A \in \{E, U\}$  vers l'état  $B \neq A$  entre les dates  $t$  et  $t + 1$ . La solution  $n_t^{AB}(1)$  de l'équation (2) est :

---

2. Dans ces données, nous observons l'activité au cours du mois, et même l'activité principale pour l'enquête Emploi, et non l'activité en fin de mois qui est la notion originale du cadre discret de Shimer. Néanmoins, cette différence n'apporte pas d'information complémentaire sur le nombre de transitions. La correction proposée par Shimer est donc toujours bien appropriée.

3. La dérivation temporelle est notée par un point :  $dx/dt = \dot{x}_t$

4. E : emploi, U : chômage, I : inactivité

5. Shimer (2005) adopte cette approche à 2 états stricts, à la différence de Fujita and Ramey (2009) dont nous partageons la démarche.

$$n_t^{AB}(1) = \lambda_t^{AB} \left( \frac{1 - e^{-\lambda_t^{AB} - \lambda_t^{BA}}}{\lambda_t^{AB} + \lambda_t^{BA}} \right) \quad (3)$$

$$n_t^{BA}(1) = \frac{\lambda_t^{BA}}{\lambda_t^{AB}} n_t^{AB}(1) \quad (4)$$

Les taux instantanés  $\lambda_t^{AB}$  et  $\lambda_t^{BA}$  affectent les deux flux  $n_t^{AB}(1)$  et  $n_t^{BA}(1)$ . Les équations (3) et (4) permettent alors d'obtenir les taux instantanés d'entrée et sortie du chômage :

$$\lambda_t^{AB} = n_t^{AB}(1) \frac{-\log(1 - n_t^{AB}(1) - n_t^{BA}(1))}{n_t^{AB}(1) + n_t^{BA}(1)} \quad (5)$$

$$\lambda_t^{BA} = \frac{n_t^{BA}(1)}{n_t^{AB}(1)} \lambda_t^{AB} \quad (6)$$

La probabilité de connaître au moins une transition pendant la période  $t$  s'écrit alors  $\Lambda_t^{AB} \equiv 1 - e^{-\lambda_t^{AB}}$ .

## 2.2 A partir de l'enquête Emploi

Nous exploitons l'enquête Emploi de 1990 à 2010. En 2003, l'enquête emploi a été modifiée. La fréquence des interrogations a augmenté : annuelle jusqu'à 2002 (interrogation en mars), elle devient trimestrielle en 2003. Les transitions mensuelles sont calculées à partir d'un calendrier rétrospectif d'activité qui est posé en fin d'interrogation et porte sur l'année écoulée. De 2003 à 2004, les personnes qui étaient en emploi au début de l'année civile de leur interrogation n'ont pas été interrogées sur leur calendrier rétrospectif. Les réponses des personnes interrogées sur ces deux années sont donc écartées de l'analyse. Du fait du recul du calendrier nous observons tout de même des transitions en 2004. Au final, nos séries de transitions s'étendent d'avril 1990 jusqu'à février 2002 et de janvier 2004 à décembre 2010.

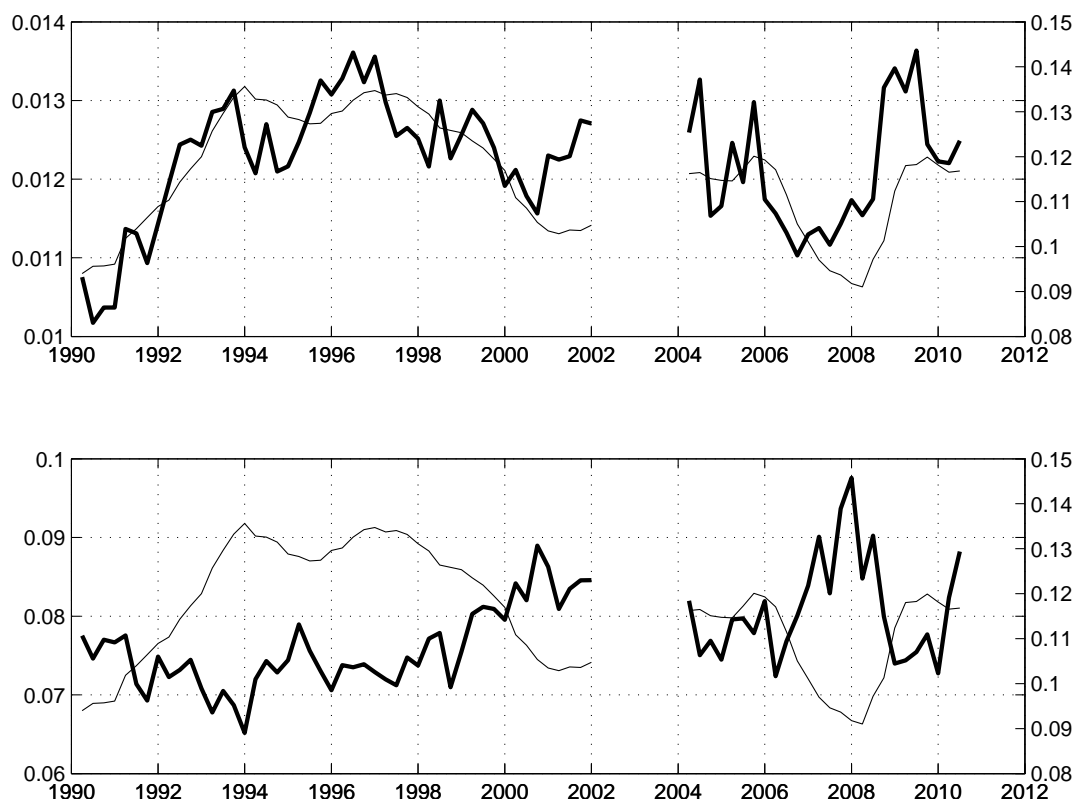
L'utilisation du calendrier rétrospectif d'activité permet d'avoir une périodicité mensuelle ( $t$  correspond à un mois particulier). Les transitions obtenues sont donc moins sensibles au biais d'agrégation temporel que celles qui peuvent être calculées à partir des vagues successives de l'enquête Emploi continue qui sont trimestrielles<sup>6</sup>. En revanche, l'information rétrospective a l'inconvénient majeur d'être sensible au biais de mémoire. Les individus déclarent moins souvent leurs épisodes de chômage passés. Nous proposons donc une correction du biais de mémoire (cf. annexe A).

De l'enquête Emploi, nous calculons les transitions  $N^{AB}(1)$ , et donc les fréquences  $n_t^{AB}(1)$ . Ces dernières sont ensuite corrigées des variations saisonnières avec la procédure x12. A l'aide des équations (5) et (6), nous corrigeons du biais d'agrégation temporel et obtenons les taux instantanés  $\lambda_t^{AB}$ . Ces taux mensuels sont ensuite moyennés sur le trimestre. Le graphique 1 retrace l'évolution des probabilités de reprise d'emploi  $\Lambda_t^{UE}$  et de perte d'emploi  $\Lambda_t^{EU}$  du deuxième trimestre 1990 au premier trimestre 2002 et du premier trimestre 2004 au quatrième trimestre 2010. Ces évolutions sont mises en regard de celle du taux de chômage calculé à partir du calendrier rétrospectif. Ce taux

---

6. Le biais d'agrégation temporelle est d'autant plus important que les taux de transitions sont calculés à partir de situations espacées dans le temps.

FIGURE 1 – Probabilité de transition (trait gras, échelle de gauche) et taux de chômage (trait fin, échelle de droite) dans l'enquête emploi - perte d'emploi (en haut) et reprise d'emploi (en bas)



Source : enquête Emploi (Insee).

de chômage, que nous qualifions d'implicite, peut être différent du taux de chômage officiel mesuré à partir du module BIT de l'enquête emploi. Il repose notamment sur une déclaration spontanée de l'état de chômage.

La probabilité moyenne de reprise d'emploi s'élève à  $\bar{\Lambda}^{UE} = 7.8\%$  et ne varie que légèrement entre les deux sous-périodes (7.6% entre 1990T2 et 2002T1 et 8.1% entre 2004T1 et 2010T4). Cette mesure implique une durée moyenne au chômage de 14 mois et demi, cohérente avec l'estimation de l'OCDE disponible à une fréquence annuelle (en moyenne 14 mois entre 1990 et 2009). La probabilité moyenne de perte d'emploi est  $\bar{\Lambda}^{EU} = 1.2\%$  (1.23% entre 1990T2 et 2002T1 et 1.21% entre 2004T1 et 2010T4). A titre de comparaison, et de façon attendue, les transitions sont plus fréquentes aux États-Unis : la probabilité de reprise d'emploi est de 46%, celle de perte d'emploi de 3.5% entre 1948 et 2004 (Shimer (2005)). Les évolutions des probabilités de perte d'emploi et de reprise d'emploi sont cohérentes avec celle du chômage implicite (chômage déclaré dans le calendrier rétrospectif) : les augmentations (diminutions) du chômage coïncident avec des montées (baisse) du taux de perte d'emploi et des baisses (montées) du taux de reprise d'emploi.

## 2.3 A partir des listes de Pôle emploi

Pôle emploi<sup>7</sup> enregistre, tous les mois, les entrées et sorties des demandeurs d'emploi, y compris leurs mouvements infra mensuels. Ainsi, contrairement à l'enquête Emploi, toutes les transitions d'un individu au cours d'un même mois sont enregistrées. Ces flux de demandeurs d'emploi ainsi que leur stock en fin de mois sont disponibles de manière cohérente<sup>8</sup> depuis le début des années 1990<sup>9</sup> dans un fichier, nommé ci-après STMT<sup>10</sup>. Cette profondeur temporelle, ainsi que l'absence de rupture dans les séries, est le principal avantage de la source STMT.

En rapportant les flux de sorties mesurés entre  $t$  et  $t + 1$  au stock de demandeurs d'emploi à la date  $t$ , nous obtenons directement le taux instantané de sortie des listes (une approximation de  $\lambda_t^{UE}$ ) sans qu'une correction d'agrégation temporelle ne soit nécessaire. En rapportant les flux d'entrées entre  $t$  et  $t + 1$  au stock d'emploi à la date  $t$ , nous obtenons de même  $\lambda_t^{EU}$ . La série d'emploi utilisée est une interpolation mensuelle de la série d'emploi intérieur des comptes trimestriels de l'Insee. Tous les flux et stocks sont corrigés des variations saisonnières et des jours ouvrables à l'aide de la méthode X12 avant le calcul des taux. Les taux mensuels sont ensuite moyennés sur un trimestre.

Le graphique 2 retrace l'évolution des probabilités de reprise d'emploi  $\Lambda_t^{UE}$  et de perte d'emploi  $\Lambda_t^{EU}$  du deuxième trimestre 1990 au quatrième trimestre 2010. Ces évolutions sont mises en regard de celle d'un taux de chômage implicite calculé à partir des inscriptions à Pôle emploi et des données d'emploi de l'Insee<sup>11</sup>. Là encore, ce taux de chômage implicite peut être différent du taux de chômage officiel mesuré à partir du module BIT de l'enquête Emploi. Il est notamment affecté par les règles de gestion des listes de Pôle emploi. La probabilité de sortir des listes de Pôle emploi (plus précisément des catégorie ABC) est en moyenne de 11.4% (entre 1983T2 et 2010T4). La probabilité de perte d'emploi est de 1.7%.

Les données STMT souffrent cependant de plusieurs problèmes. Elles ne permettent pas de mesurer les pertes et les reprises d'emploi des demandeurs d'emploi qui restent inscrits sur les listes. Or, ce phénomène est important : une proportion non négligeable (30%) des personnes inscrites sur les listes de demandeurs d'emploi exercent une activité réduite. Les données STMT ne permettent pas non plus de bien caractériser la provenance des personnes s'inscrivant à Pôle emploi ou la destination des personnes

---

7. l'ANPE avant 2009

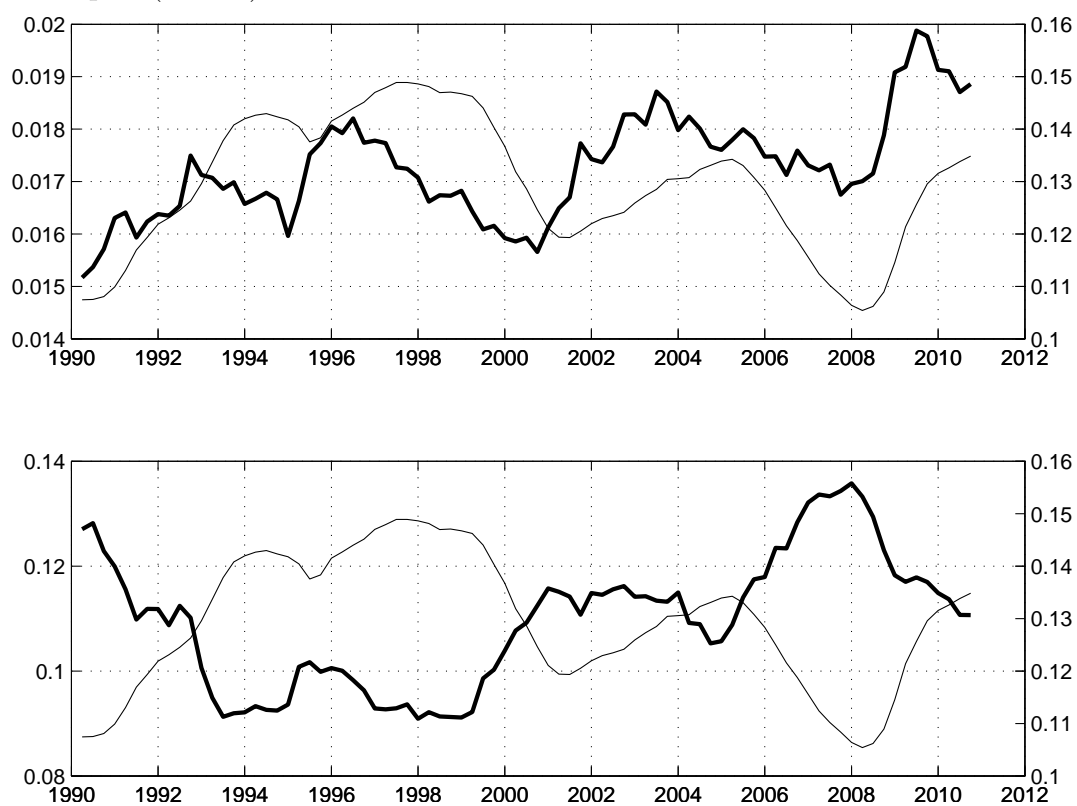
8. Ils sont disponibles de manière cohérente pour l'ensemble formé par les catégories A, B et C de demandeurs d'emploi, c'est-à-dire l'ensemble des demandeurs d'emploi tenus d'exercer des actes positifs de recherche d'emploi qu'ils soient sans emploi (catégorie A) ou exercent une activité réduite de courte ou de longue durée (catégories B et C). Les demandeurs d'emploi peuvent aussi être inscrits en catégorie D, lorsqu'ils sont en formation, ou en catégorie E, lorsqu'ils ont déjà un emploi régulier comme un contrat aidé.

9. Les données STMT sont en réalité disponibles à partir de 1983. Les résultats présentés dans cette étude sont robustes lorsque les années 1980 sont incluses dans l'analyse. Par souci de cohérence temporelle avec les données de l'enquête Emploi, les années 1980 ne sont pas présentées.

10. Cette source de données a déjà été utilisée par Petrongolo and Pissarides (2008) sur la période 1991-2007. Les séries de flux et de stock qui étaient disponibles à l'époque de leur étude n'étaient pas cohérentes entre elles. Dans les flux d'entrées, sont comptées des inscriptions de demandeurs d'emploi qui ne sont pas dans le stock considéré par les auteurs : il s'agit des demandeurs d'emploi qui exercent une activité d'une durée supérieure à un mi-temps (catégorie C). Les flux d'entrées ne sont pas non plus complets, puisqu'il y manque des pertes d'emploi de personnes déjà inscrites sur les listes. Lors de la construction des taux de transition, ces écarts sont artificiellement reportés dans la série de sorties des listes.

11. Le taux de chômage implicite est calculé comme le rapport des demandeurs d'emploi inscrits à Pôle emploi sur la somme des inscrits à Pôle emploi et de l'emploi mesuré par l'Insee.

FIGURE 2 – Probabilité de transition (trait gras, échelle de gauche) et taux de chômage (trait fin, échelle de droite) selon les données STMT de Pôle emploi - perte d'emploi (en haut) et reprise d'emploi (en bas)



Source : données STMT (Pôle emploi - Dares).

quittant les listes de demandeurs d'emploi<sup>12</sup>. Or d'après des données d'enquête<sup>13</sup>, de l'ordre d'une sortie sur deux correspond à un retour à l'emploi et trois entrées sur quatre relèvent d'une transition emploi-chômage. De ce fait, les taux de perte et de reprise d'emploi mesurés dans la STMT sont supérieurs à ceux mesurés dans l'enquête Emploi.

C'est pourquoi nous analysons, en plus des données STMT, les transitions mesurées dans un dispositif de suivi longitudinal des demandeurs d'emploi : le fichier historique (FH) disponible à partir de 1994<sup>14</sup>. Ces données permettent de mesurer l'activité des demandeurs d'emploi au cours du mois. Nous construisons alors un stock de demandeurs d'emploi sans aucune activité au cours du mois (catégorie A). Sur ce stock, nous évaluons le nombre d'individus qui étaient en emploi au cours du mois précédent<sup>15</sup>, et le nombre d'individus qui sont en emploi au cours du mois suivant<sup>16</sup>. Ces séries de transition sont désaisonnalisées. En utilisant la série d'emploi de l'Insee déjà citée ci-dessus, nous calculons  $N^{AB}(1)$ , et donc  $n_t^{AB}(1)$  pour nos deux états. Après correction du biais d'agrégation temporel, les séries sont moyennées sur le trimestre.

Le graphique 3 retrace l'évolution des probabilités de perte d'emploi  $\Lambda_t^{EU}$  et de reprise d'emploi  $\Lambda_t^{UE}$  du premier trimestre 1994 au quatrième trimestre 2010. Ces évolutions sont mises en regard de celle d'un taux de chômage implicite calculé à partir des inscriptions à Pôle emploi en catégorie A et des données d'emploi de l'Insee<sup>17</sup>. Comme pour les autres séries présentées ci-dessus, ce taux de chômage implicite peut être différent du taux de chômage officiel. Il repose notamment sur les règles de gestion des listes de Pôle emploi. Néanmoins sa corrélation avec le chômage officiel reste de 0.95. Le taux de perte d'emploi est en moyenne de 1.7%, le taux de reprise d'emploi s'élève à 13.5%.

---

12. Les motifs d'inscription et de sortie de listes sont disponibles dans les données STMT à partir de 1997.

13. Enquête Sortants et Panel des entrants

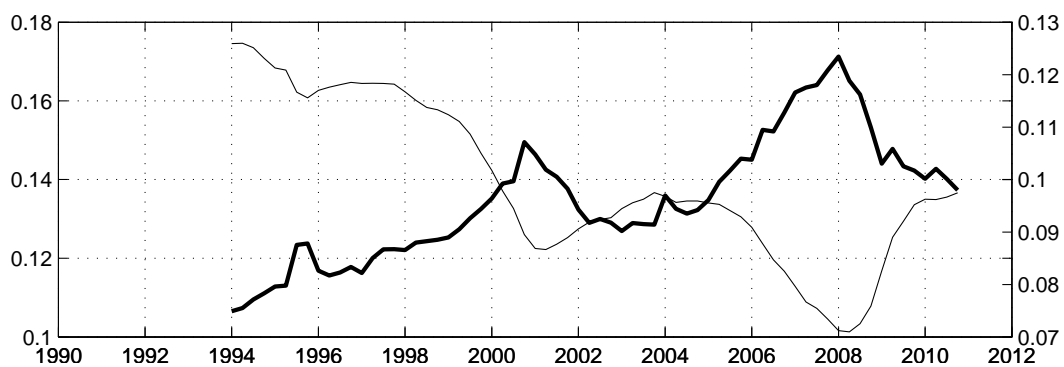
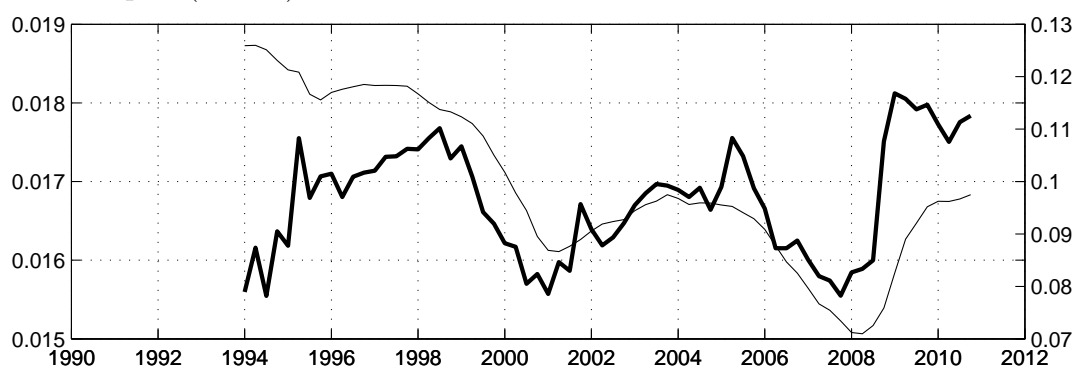
14. Le caractère longitudinal du suivi dans le FH permet de ne pas compter comme transition les sorties des listes de Pôle emploi suivies d'une réinscription dans les trois jours. Ces transitions sont davantage le fait d'oubli ou d'erreur d'actualisation de la situation du demandeur d'emploi et ne sont pas des transitions effectives sur le marché du travail.

15. Lorsque l'individu est inscrit sur les listes le mois précédent, il déclare son activité à Pôle emploi. Lorsqu'il n'est pas inscrit le mois précédent, il déclare lors de son inscription s'il était en emploi ou non avant de s'inscrire.

16. L'emploi le mois suivant est observé selon la même méthode que pour le mois précédent. Lorsque l'individu n'est plus inscrit le mois suivant, il peut déclarer son motif de sortie.

17. Le taux de chômage implicite est calculé comme le rapport des demandeurs d'emploi inscrits à Pôle emploi en catégorie A sur la somme des inscrits à Pôle emploi en catégorie A et de l'emploi mesuré par l'Insee.

FIGURE 3 – Probabilité de transition (trait gras, échelle de gauche) et taux de chômage (trait fin, échelle de droite) selon les données FH de Pôle emploi - perte d'emploi (en haut) et reprise d'emploi (en bas)



Source : données FH (Pôle emploi - Dares).

### 3 Cyclicalité des flux de travailleurs

Dans cette partie, nous calculons les contributions des pertes et des reprises d’emploi aux fluctuations du chômage. Nous présentons tout d’abord la méthode de calcul et ses hypothèses. Puis, nous présentons les résultats obtenus sous forme de graphiques et de contributions relatives.

#### 3.1 Méthode

Pour examiner la cyclicalité des pertes d’emploi et reprises d’emploi, nous calculons comme Shimer (2005) le taux de chômage d’équilibre à partir de l’équation (1). Lorsque le chômage est constant, l’équation (1) implique  $e_{t+\tau}\lambda_t^{EU} - u_{t+\tau}\lambda_t^{UE} = 0$ . Sous l’hypothèse d’absence de transitions de ou vers l’inactivité<sup>18</sup>, on a  $e_{t+\tau} = 1 - u_{t+\tau}$  ce qui permet d’écrire le taux de chômage d’équilibre, ou *steady state* :

$$u_t^{SS} = \frac{\lambda_t^{EU}}{\lambda_t^{EU} + \lambda_t^{UE}} \quad (7)$$

Le taux de chômage d’équilibre est la cible vers laquelle tend le chômage réalisé. Il existe donc un écart entre les taux de chômage d’équilibre et réalisé qui est lié à l’inertie des stocks. Plus les flux sont structurellement faibles, plus le temps de convergence est grand. Prenons l’exemple de la convergence du taux de chômage depuis un état initial  $u_0$  vers l’état d’équilibre  $u_{ss}$ . Cette dynamique est caractéristique d’une transition entre deux équilibres de l’économie. L’équation d’évolution du chômage peut alors être réécrite :

$$\dot{u}_t = -(u_t - u^{SS})(\lambda^{EU} + \lambda^{UE}) \quad (8)$$

La solution de cette équation est :

$$u_t - u^{SS} = (u_0 - u^{SS}) \exp(-(\lambda^{EU} + \lambda^{UE})t)$$

Le temps de demi-vie de la transition, c’est-à-dire le temps nécessaire pour que le taux de chômage ait comblé la moitié de son écart à la cible d’équilibre est inversement proportionnelle à la somme des taux de transition ( $= \log 2 / (\lambda^{EU} + \lambda^{UE})$ ). Le temps de demi-vie est de l’ordre de 3 mois dans l’enquête emploi et de 2 mois à partir des données de Pôle emploi.

Sur le graphique 4, nous comparons l’évolution du taux de chômage d’équilibre et du chômage réalisé calculés à l’aide de l’enquête Emploi. Pour le chômage réalisé nous retenons le taux de chômage simulé de manière dynamique à partir de l’équation d’évolution (1). Ce choix permet d’assurer la cohérence entre les flux et stock sur nos données corrigées du biais d’agrégation, des variations saisonnières et des effets mémoires<sup>19</sup>. D’après le graphique 4, le taux de chômage d’équilibre est plus volatile que le taux de chômage réalisé. Le chômage d’équilibre est en avance : la corrélation à 3 mois est de 0.95 alors que la corrélation instantanée est de 0.87. Ce décalage de phases est logique car la dynamique du taux de chômage d’équilibre ne prend pas en compte les délais d’ajustement. Nous pouvons faire les mêmes constats sur les graphiques 5 et 6 des données de Pôle emploi. Le taux de chômage d’équilibre est plus volatile et il est en avance de 3 mois.

18. Dans notre perspective d’étude des fluctuations du chômage, nous pourrions nous contenter d’une hypothèse de constance du taux d’activité.

19. Les flux et les stocks des données brutes sont cohérents. Mais les diverses corrections qui sont appliquées de manière indépendante sur chacun des flux et sur le stock peuvent induire des incohérences.

FIGURE 4 – Écart entre le taux de chômage d'équilibre des flux (trait gras) et le taux de chômage simulé (trait fin) dans l'enquête Emploi



Source : enquête Emploi (Insee).

FIGURE 5 – Écart entre le taux de chômage d'équilibre des flux (trait gras) et le taux de chômage simulé (trait fin) dans la STMT



Source : données STMT (Pôle emploi - Dares).

FIGURE 6 – Écart entre le taux de chômage d'équilibre des flux (trait gras) et le taux de chômage simulé (trait fin) dans le FH



Source : données FH (Pôle emploi - Dares).

Malgré le déphasage entre le chômage d'équilibre et le chômage réalisé, leurs corrélations restent fortes (0.87 pour l'enquête emploi, 0.92 pour la STMT et 0.91 pour le FH)<sup>20</sup>. Nous pouvons donc approcher les variations du chômage réalisé par celle du chômage d'équilibre. Ainsi nous décomposons les fluctuations du taux de chômage d'équilibre selon les variations du taux de perte d'emploi  $\lambda_t^{EU}$  et du taux de reprise d'emploi  $\lambda_t^{UE}$ . Plus précisément, à la suite de Shimer (2005), nous définissons deux contrefactuels pour mesurer les contributions relatives des taux d'entrées et de sorties au chômage : le premier  $u_t^{SS-UE}$  est le taux de chômage d'équilibre engendré uniquement par les variations du taux de sortie du chômage, le taux de perte d'emploi étant fixé pour les besoins de l'expérience à son niveau moyen  $\bar{\lambda}^{EU}$  :

$$u_t^{SS-UE} = \frac{\bar{\lambda}^{EU}}{\bar{\lambda}^{EU} + \lambda_t^{UE}}$$

Le second contrefactuel  $u_t^{SS-EU}$  est le taux de chômage d'équilibre engendré uniquement par les variations du taux de perte d'emploi, le taux de sortie du chômage étant fixé à sa valeur moyenne  $\bar{\lambda}^{UE}$  :

$$u_t^{SS-EU} = \frac{\lambda_t^{EU}}{\lambda_t^{EU} + \bar{\lambda}^{UE}}.$$

Dans les sections suivantes, nous présentons les graphiques d'évolution de ces deux contrefactuels et le calcul de leur covariance avec le taux de chômage d'équilibre qui permet de mesurer les contributions relatives des taux d'entrée et de sortie dans les fluctuations du chômage d'équilibre.

20. Sur données américaines, le taux de chômage d'équilibre est une très bonne approximation du taux de chômage réalisé à la fin du mois, leur corrélation est de 0.99

## 3.2 Graphiques

Les graphiques 7, 8 et 9 retracent les évolutions des composantes cycliques des contrefactuels  $u_t^{SS-UE}$  et  $u_t^{SS-EU}$  et du taux de chômage d'équilibre mesurées à partir de l'enquête Emploi et des données de Pôle emploi (STMT puis FH). Les composantes cycliques sont extraites à l'aide d'un filtre Hodrick Prescott dont le paramètre de lissage est fixé<sup>21</sup> à  $10^5$ . Les deux contrefactuels, quelle que soit la source des données, apparaissent assez volatiles.

Sur la première sous-période (1990T2-2002T1), les taux de sortie et d'entrée mesurés à partir de l'enquête Emploi semblent contribuer de façon similaire à la fois à la forte augmentation du taux de chômage du début des années 1990 et à sa diminution à la fin de la décennie. Sur la seconde sous-période (2004T1-2010T4), les fluctuations des pertes d'emploi apparaissent engendrer une évolution du chômage assez proche de la dynamique observée, sauf entre 2007 et 2008, lorsque le chômage baisse avant la crise de 2008, et en 2010. Sur la dernière année d'observation, le taux de chômage baisse graduellement, alors que le taux de perte d'emploi reste stable. Ce découplage peut provenir d'une moindre fiabilité des données sur la fin de la période d'observation (nous disposons de moins de vagues d'enquêtes pour calculer les transitions de fin de période). En ce qui concerne le taux de reprise d'emploi, sa contribution prédit bien les variations du chômage sur la seconde sous-période. Le Fichier Historique conduit un constat assez similaire à celui dressé pour l'enquête Emploi (Figure 9). D'après les graphiques de contributions des données STMT (Figure 8), les mouvements du taux de chômage sont mieux expliqués par le taux de sortie des listes dès le début des années 1990.

## 3.3 Résultats de calcul des "beta"

Nous résumons les contributions de chaque composante comme Fujita and Ramey (2009) en calculant leur covariance avec le chômage :

$$\begin{aligned}\beta^{EU} &= \frac{\text{cov}(du_t^{SS}, du_t^{SS-EU})}{\text{var}(du_t^{SS})} \\ \beta^{UE} &= \frac{\text{cov}(du_t^{SS}, du_t^{SS-UE})}{\text{var}(du_t^{SS})}\end{aligned}$$

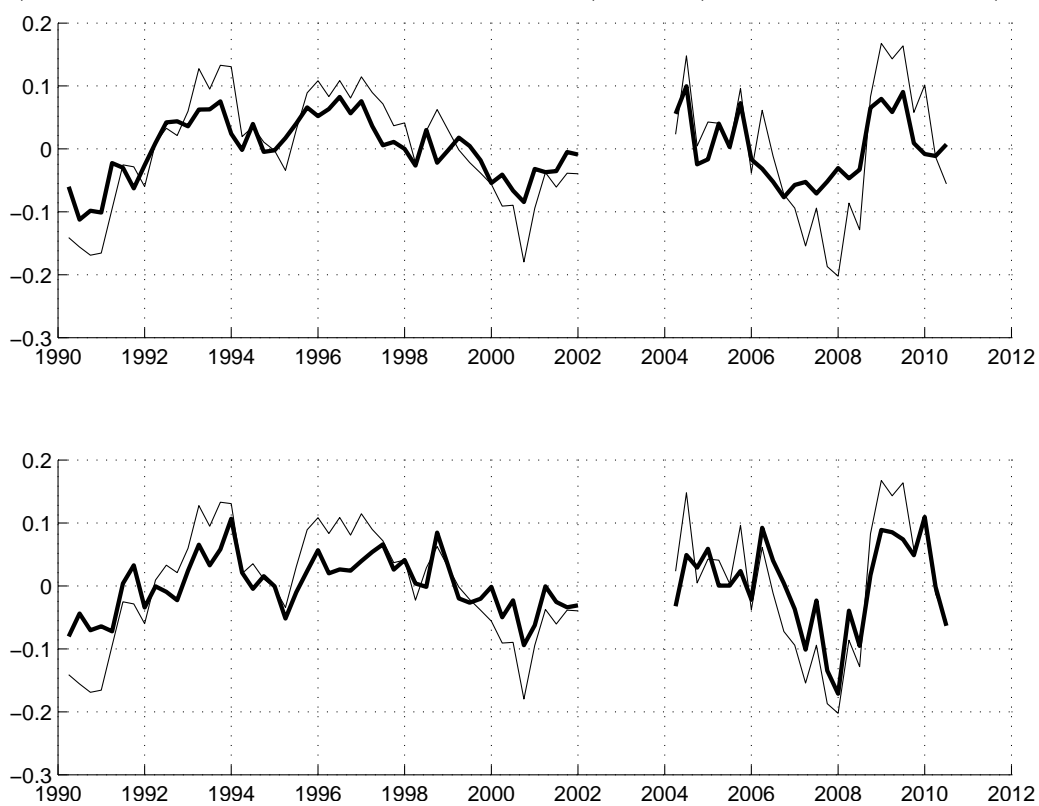
où  $du_t^{SS}$  est la composante cyclique du taux de chômage d'équilibre obtenue avec le filtre HP. Nous adoptons des notations similaires pour  $du_t^{SS-UE}$  et  $du_t^{SS-EU}$ .<sup>22</sup>

---

21. Le paramètre de lissage doit être assez grand afin de retirer les mouvements à basses fréquences. Shimer (2005) préfère le fixer à  $10^5$ , le paramètre standard égal à 1600 semble retirer trop de variabilité des variables d'intérêt.

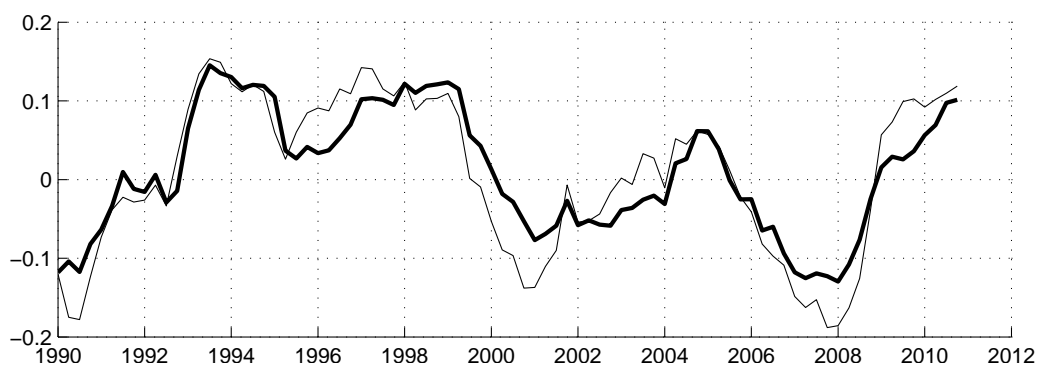
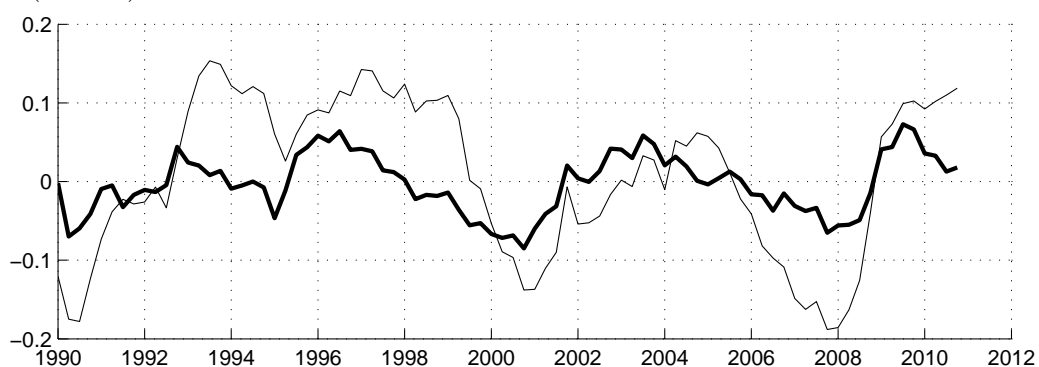
22. Ces covariances sont équivalentes au concept de "beta" en finance.

FIGURE 7 – Fluctuations des contrefactuels (trait gras) et du taux de chômage d'équilibre (trait fin) dans l'enquête Emploi - perte d'emploi (en haut) et reprise d'emploi (en bas)



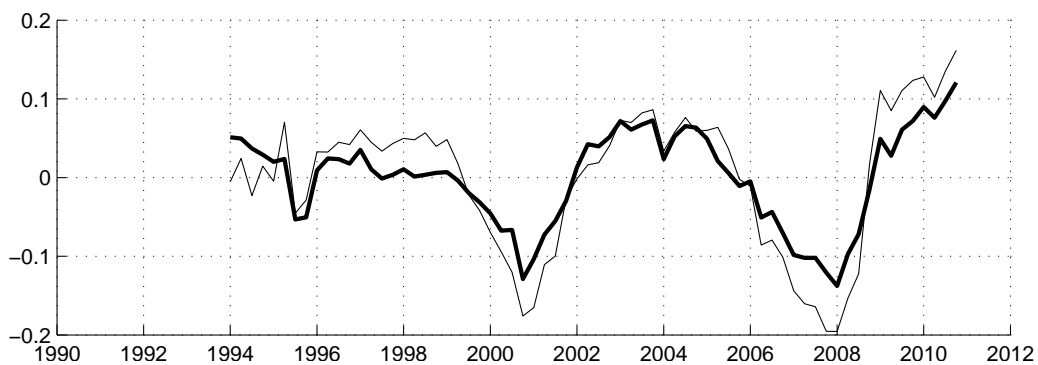
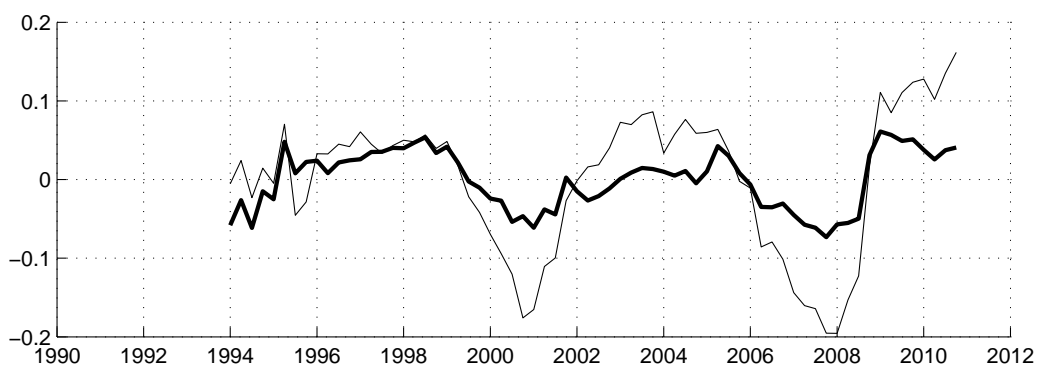
Source : enquête Emploi (Insee).

FIGURE 8 – Fluctuations des contrefactuels (trait gras) et du taux de chômage d'équilibre (trait fin) d'après les données STMT de Pôle emploi - perte d'emploi (en haut) et reprise d'emploi (en bas)



Source : données STMT (Pôle emploi - Dares).

FIGURE 9 – Fluctuations des contrefactuels (trait gras) et du taux de chômage d'équilibre (trait fin) d'après les données FH de Pôle emploi - perte d'emploi (en haut) et reprise d'emploi (en bas)



Source : données FH (Pôle emploi - Dares).

TABLE 1 – Contribution du taux de perte d’emploi aux fluctuations du chômage

période	1990-2002	1994-2002	2004-2010
enquête Emploi	53.2	44.8	40
FH		52.4	34.8
STMT	23.6	28.7	31.9

La contribution du taux de reprise d’emploi n’est pas reportée dans la mesure où leur somme est égale à 100.

Dans le tableau 1, sont présentés les calculs des  $\beta$  pour chaque sous-échantillon. L’enquête Emploi délivre un message assez équilibré des contributions relatives des taux d’entrée et de sortie du chômage, en particulier sur 1990-2002. Sur 2004-2010, les fluctuations du taux de retour à l’emploi prennent plus d’importance, comme les sections précédentes semblaient le prédire. Mais au total les fluctuations des taux d’entrées et de sorties semblent toutes les deux dignes d’intérêt pour comprendre l’évolution du chômage en France. Les résultats obtenus sur le Fichier Historique délivrent un message relativement similaire. La dernière sous-période donne encore plus d’importance au taux de sortie du chômage si l’on considère ces données, tandis que les années 1990 sont aussi équilibrées. En revanche, les données STMT apparaissent en rupture avec ce message, en particulier sur les années 1990 où les fluctuations du taux de sortie sont très dominantes : on retrouve ainsi le message délivré par Petrongolo and Pissarides (2008) sur des données similaires. Le manque d’information sur la pratique d’activité des demandeurs d’emploi dans ces données nous poussent à privilégier les résultats obtenus sur les autres sources d’information qui remettent donc en cause, au moins partiellement, les conclusions de Petrongolo and Pissarides (2008). La France semble donc marquée par des fluctuations des taux d’entrées et de sorties qui expliquent de façon assez équilibrée les fluctuations du taux de chômage. Si les résultats obtenus sur les deux derniers épisodes cycliques se prolongeaient dans le futur, le taux de sortie du chômage devrait être considéré comme le principal facteur de fluctuations du taux de chômage. Toutefois, cette évolution récente reste à confirmer.

On peut légitimement se demander si ces résultats sont robustes à la prise en compte de la dynamique d’ajustement vers le niveau d’équilibre (d’état stationnaire). Dans l’annexe B, nous présentons la méthode permettant cette prise en compte et les résultats ainsi obtenus. Pour les données de l’enquête Emploi, la contribution des séparations est légèrement diminuée, quelle que soit la sous-période considérée, mais donne toujours la même lecture des fluctuations du chômage : une contribution équilibrée sur les années 1990 et dominée par le taux de sortie du chômage sur les années plus récentes. Les séries issues du Fichier Historique sont plus sensibles à la prise en compte des délais d’ajustement du stock de chômage : la première sous-période est plus marquée par les fluctuations du taux de sortie du chômage qu’elle ne l’était en considérant uniquement le niveau du chômage d’équilibre.

Au total, nos résultats sur données françaises remettent partiellement en question les premières conclusions de Petrongolo and Pissarides (2008) : les fluctuations du chômage ne sont pas fortement dominées par les variations cycliques de son taux de sortie. Les contributions du taux de perte d’emploi sont proches de celles du taux de reprise d’emploi dans les années 1990, et un peu plus faibles dans les années 2000. Ce résultat n’est finalement pas très différent de celui obtenu par Fujita and Ramey (2009) sur données américaines<sup>23</sup> avec une méthodologie comparable, même si

23. Nous avons calculé les contributions relatives sur 1990-2002 et sur 2004-2010 sur données américaines

les pertes d'emplois semblent jouer un rôle plus important en France, au moins sur la première sous-période. D'une certaine façon, une certaine flexibilisation du marché du travail en France, en particulier avec la montée en puissance des contrats de travail à durée déterminée et d'intérim, pourrait avoir entraîné une plus forte ressemblance des contributions respectives des entrées et sorties du chômage par rapport à l'économie américaine.

## 4 Le marché du travail français lors des crises de 1993 et de 2008

Dans cette section, nous nous polarisons sur les épisodes de crises majeures qui ont touché la France depuis le début des années 1990. Nous nous concentrons sur des épisodes historiques de forts retournements du taux de chômage. A cette fin, nous privilégions l'enquête Emploi qui nous permet de prendre en compte la récession du début des années 1990 que nous comparons avec la crise de 2008.

### 4.1 Méthode

Tout d'abord, nous identifions les dates de début et de fin de chaque montée du chômage des crises depuis le début des années 1990. Nous appliquons la convention de Elsby, Michaels, and Solon (2009) qui s'appuient sur la datation des récessions du NBER. Le début de l'épisode de montée du chômage est alors le point bas avant le début de la récession (au sens du NBER). La fin de l'épisode historique est le point haut après le début de la récession. Afin de dater les récessions en France, nous observons les variations trimestrielles du PIB. Une récession est définie comme deux trimestres consécutifs de croissance négative. Nous obtenons ainsi deux dates de début de récession : 1992T4, 2008T2. Ainsi, d'après la méthode de Elsby, Michaels, and Solon (2009), nous obtenons deux périodes de montée du chômage : 1990T2-1994T1 et 2008T1-2009T4 (cf. graphique 10).

Nous proposons ensuite une adaptation de la méthodologie de Elsby, Hobijn, and Sahin (2010) qui permet de calculer des contributions dynamiques des pertes et reprises d'emploi (cf. annexe B). Alors que, pour le calcul des "beta", nous avons privilégié la décomposition statique du chômage d'équilibre, sur des épisodes historiques, il nous semble important de bien capturer les évolutions du chômage réalisé. Nous préférons donc prendre en compte les délais de convergence du chômage vers sa cible pour le calcul des contributions.<sup>24</sup> Nous appliquons donc les formules présentés en Annexe B à partir des dates de début de récession.

### 4.2 Résultats

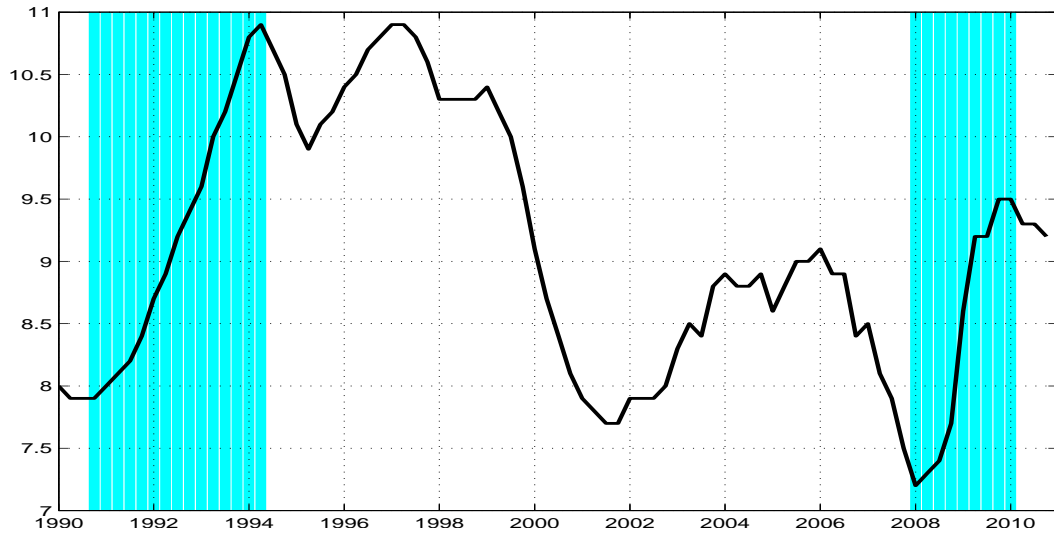
Sur le graphique 11 sont tracées les variations cumulées des contributions des pertes d'emploi et des reprises d'emploi. D'après notre décomposition, le flux d'entrée au chômage est prépondérant dans les années 1990. Notre décomposition est cohérente

---

pour pouvoir comparer directement avec nos résultats : la contribution des pertes d'emploi est de 41% et de 38% respectivement.

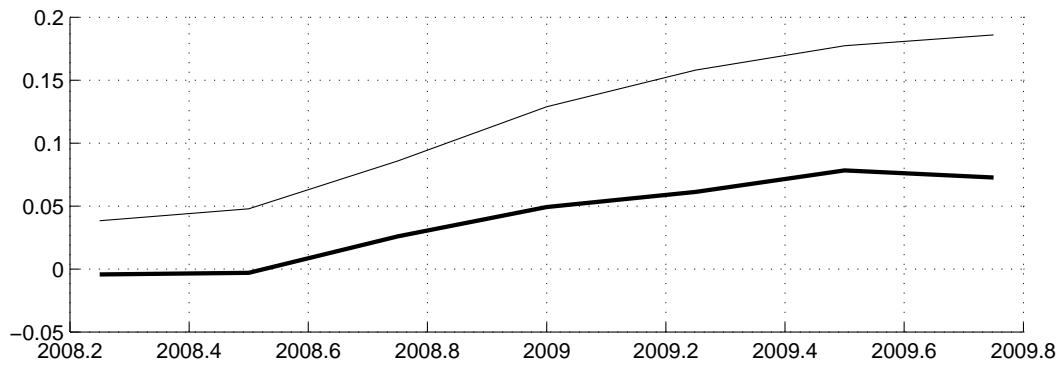
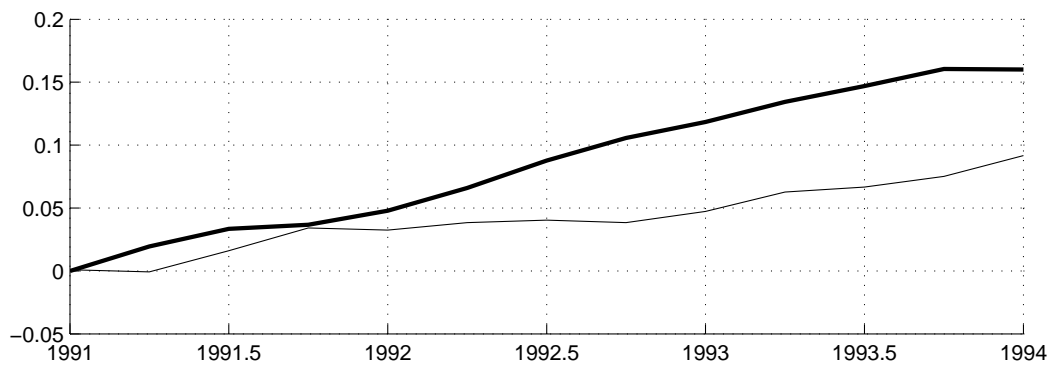
24. Toutefois, nous avons vérifié que la même analyse des récessions sur la base du chômage stationnaire conduit à des conclusions identiques.

FIGURE 10 – Datation des épisodes de hausse du chômage de l’Insee



Source : enquête Emploi (Insee).

FIGURE 11 – Variations cumulées des contributions des taux de perte (trait gras) et de reprise d’emploi (trait fin) - récession de 1990 (en haut) et de 2008 (en bas)



Source : enquête Emploi (Insee).

avec les résultats de Elsby, Michaels, and Solon (2009) et Elsby, Hobijn, and Sahin (2010) sur données américaines. La montée du chômage à partir de 1990 est initiée sous l'effet d'une augmentation des pertes d'emploi. Ces résultats sont cohérents avec les enseignements de notre analyse précédente en Section 3. En revanche, contrairement à Elsby, Michaels, and Solon (2009), les variations du taux de perte d'emploi dominent celles des reprises d'emploi tout au long de la récession. D'après Elsby, Michaels, and Solon (2009), quelle que soit la récession, les séparations expliquent une grande partie de la montée du chômage au début de la crise, mais diminuent en importance dans un second temps.

Sur la période 2004T1-2010T4, le taux de reprise d'emploi joue en revanche un rôle prépondérant pour expliquer le taux de chômage. La récession de 2008 est exactement le symétrique de celle de 1992 : le taux de reprise d'emploi joue un rôle prépondérant du début à la fin de la récession.

## 5 Conclusion

Les fluctuations du chômage en France sont le résultat de variations dans les taux de perte d'emploi et dans les taux de retour en emploi. Il est toutefois possible d'avancer que la récession du début de la décennie 1990 a été plus marquée par des ajustements passant par le taux de perte d'emploi. En revanche, la récession de 2008 avec la montée concomitante du taux de chômage résulte plus d'un fort ralentissement dans les reprises d'emploi. On assiste de ce point de vue à une certaine convergence avec les modes d'ajustement de l'économie américaine.

L'étude des contributions des reprises et pertes d'emploi nous renseigne sur l'évolution des inégalités entre travailleurs et chômeurs. Lorsque la montée du chômage est davantage tirée par une baisse des reprises d'emploi, la situation des chômeurs se dégrade par rapport à celles déjà plus confortables des travailleurs : les inégalités ont tendance à augmenter. Pour traiter de manière plus générale la question de l'évolution des inégalités, il pourrait être intéressant de traiter séparément les flux de travailleurs jeunes ou de seniors. Ainsi nous pourrions tester si les épisodes conjoncturels concernent plus les jeunes et les seniors, ainsi que certains types de qualifications. Enfin, les flux concernant l'inactivité ont été ignorés dans notre étude. Là encore, un approfondissement de cette question serait certainement riche d'enseignements.

## Références

- ABDOUNI, S., M. DEFRESNE, T. DERUYON, Y. DUBOIS, AND T. LE BARBANCHON (2011) : “Les inscriptions à Pole emploi : une analyse rétrospective des évolutions en 2009,” *Dares analyses*.
- ELSBY, M., B. HOBIJN, AND A. SAHIN (2010) : “The Labor Market in the Great Recession,” *Brookings Papers on Economic Activity*, (Spring), 1–48.
- ELSBY, M. W. L., R. MICHAELS, AND G. SOLON (2009) : “The Ins and Outs of Cyclical Unemployment,” *American Economic Journal : Macroeconomics*, 1(1), 84–110.
- FUJITA, S., AND G. RAMEY (2009) : “The Cyclicalities of Separation and Job Finding Rates,” *International Economic Review*, 50(2), 415–430.
- HALL, R. (2005) : “Employment Efficiency and Sticky Wages : Evidence from Flows in the Labor Market,” *Review of Economics and Statistics*, 87(3), 397–407.
- PETRONGOLO, B., AND C. PISSARIDES (2008) : “The Ins and Outs of European Unemployment,” *American Economic Review*, 98(2), 256–262.
- SHIMER, R. (2005) : “Reassessing the Ins and Outs of Unemployment,” Unpublished manuscript, University of Chicago.
- SMITH, J. (2011) : “The Ins and Outs of UK Unemployment,” *Economic Journal*, 121, 402–444.

## A Correction du biais de mémoire dans l'enquête Emploi

Nous explorons d'abord l'ampleur de l'erreur de mesure dans l'enquête Emploi en continu. Nous estimons alors un modèle permettant de redresser le biais de mémoire dans l'enquête Emploi continu. Après avoir vérifié que l'erreur de mesure est du même ordre dans l'enquête Emploi annuelle, nous y appliquons notre méthode de redressement.

Pour chaque vague d'interrogation  $v = m$  du mois  $m$  de l'enquête Emploi en continu, un échantillon d'individus  $i$  renseigne sa situation actuelle  $Y_{i,v=m,t=m}$  et un calendrier rétrospectif sur les 11 derniers mois  $Y_{i,v=m,t=m-p}$  où  $p$  varie de 1 à 11 (10 pour les transitions). Le troisième indice  $t$  de  $Y$  correspond donc au mois où la situation s'applique. La moyenne (en pondérant) des réponses pour chaque vague d'individu est notée :  $Y_{v=m,t=m-p}$  où  $p$  varie de 0 à 11.

L'erreur de mesure liée à l'oubli par les enquêtés des épisodes de courte durée ou des événements désagréables peut être mesurée de deux manières : en comparant pour une même vague d'enquête les situations à différentes dates ou en comparant pour une même date les réponses de différentes vagues.

Pour chaque vague  $v$ , le biais de mémoire est l'écart entre les situations moyennes passées et la situation moyenne du mois d'enquête :

$$B_{v=m,p} = Y_{v=m,t=m-p} - Y_{v=m,t=m}$$

où  $p$  varie de 1 à 11.

Pour chaque mois  $m$ , l'effet mémoire est l'écart entre la situation moyenne mesurée par la première vague et les situations moyennes observées par les vagues d'enquête suivantes :

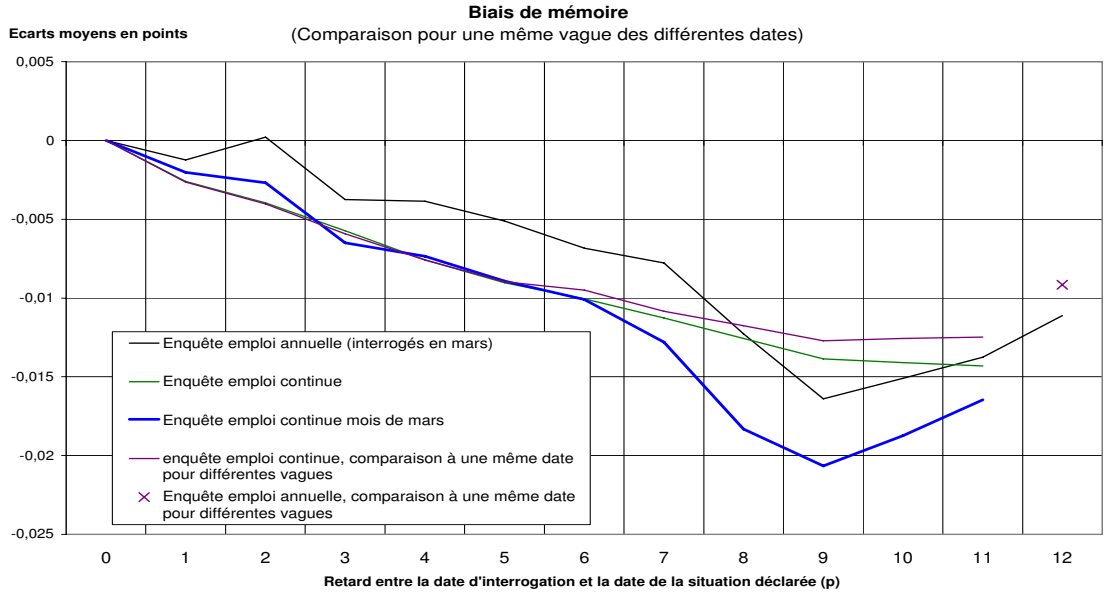
$$E_{v=m,p} = Y_{v=m+p,t=m} - Y_{v=m,t=m}$$

où  $p$  varie de 1 à 11.

Sur le graphique 12, nous traçons le biais de mémoire sur le taux de chômage pour différents délais, soit moyenné sur toutes les vagues de l'enquête Emploi en continu, soit moyenné sur les vagues de mars de l'enquête Emploi en continu, ou moyenné sur toutes les vagues de l'enquête Emploi annuelle (elles ont toutes lieu en mars sauf celle de 1999). Lorsque les enquêtés rapportent une situation passée, ils se déclarent systématiquement moins souvent au chômage. Ce biais est d'autant plus important que le délai est long. Une fois contrôlé de la saisonnalité, l'erreur de mesure dans l'enquête Emploi en continu et annuelle présente le même profil. En revanche nous relevons une légère différence de niveau entre les deux enquêtes. Lorsque les répondants se souviennent de leur situation il y a 9 mois, le taux de chômage est sous estimé de 2 points dans l'enquête Emploi en continu et de 1.6 point dans l'enquête annuelle. La quatrième courbe du graphique 12 présente ce que nous appelons l'effet mémoire, c'est à dire la moyenne à une même date des différentes vagues. Il peut être calculé pour les retards 1 à 11 dans l'enquête Emploi en continu. Le retard 12 n'est disponible que pour l'enquête annuelle. Cette mesure de l'erreur est très proche du biais de mémoire, confirmant donc que le biais de mémoire ne capte pas une éventuelle tendance de la série de chômage.

Le même exercice est répété pour les taux de transition emploi-chômage et chômage-emploi sur les graphiques 13 et 14. Nous pouvons en conclure comme précédemment que

FIGURE 12 – Erreurs de mesure sur le taux de chômage



l'erreur de mesure semble bien captée par le biais de mémoire (l'effet mémoire est très proche du biais de mémoire) et que les erreurs de mesure des enquêtes Emploi annuelle et en continu sont comparables. En revanche, la saisonnalité du biais de mémoire des vagues de mars est plus marquée sur ces taux de transition.

Nous estimons l'erreur de mesure sur l'enquête Emploi en continu. Nous préférons l'estimer sur le biais de mémoire car c'est l'erreur de mesure que nous pouvons former dans l'enquête Emploi annuelle. Le modèle est le suivant :

$$B_{v=m,p} = \sum_{j=1}^{11} \alpha_j I(p == j) + U_{v=m,p} \quad (9)$$

où  $I(p == j)$  indique si l'observation correspond à un écart mesuré avec  $j$  mois de retard et  $U$  est un résidu. En pratique,  $\alpha_j$  correspond à la sous-estimation systématique de l'état de chômage, lorsque l'individu répond sur sa situation datant de  $j$  mois (de même les transitions sont sous-estimées).

Par manque d'observations, nous ne pouvons pas estimer l'interaction du biais de mémoire et d'effets saisonniers. Nous supposons donc que les effets saisonniers sont orthogonaux aux biais de mémoire. Ainsi, nous pouvons estimer les biais de mémoires dans une première étape, puis effectuer la désaisonnalisation dans une seconde étape. Les résultats de l'estimation de l'équation 9 sont reportés dans le tableau 2.<sup>25</sup>

25. L'existence d'une tendance à la hausse du chômage pourrait aussi conduire à sur estimer les biais de

FIGURE 13 – Erreurs de mesure sur les taux de transition emploi-chômage

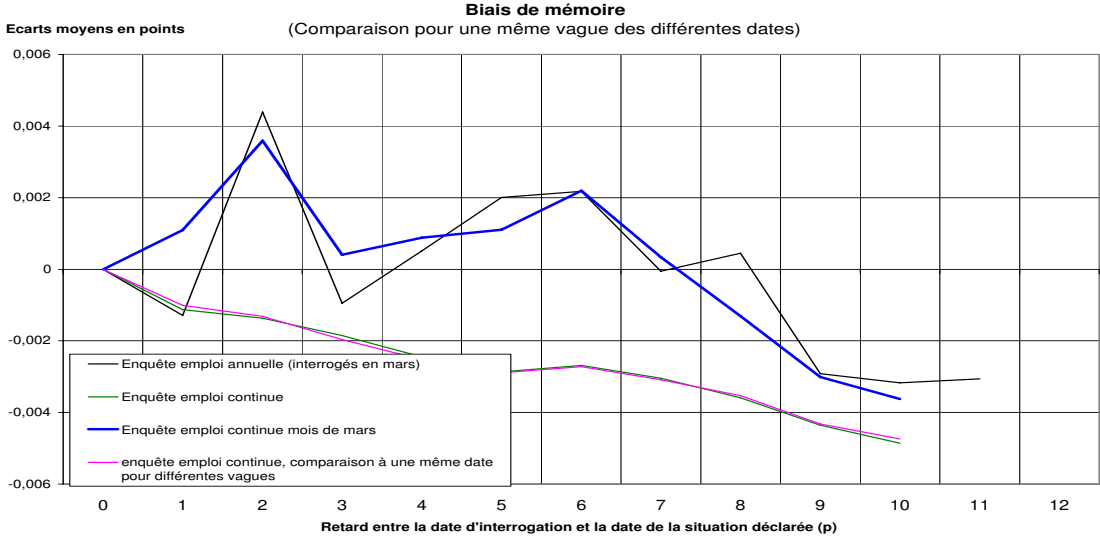


FIGURE 14 – Erreurs de mesure sur les taux de transition chômage-emploi

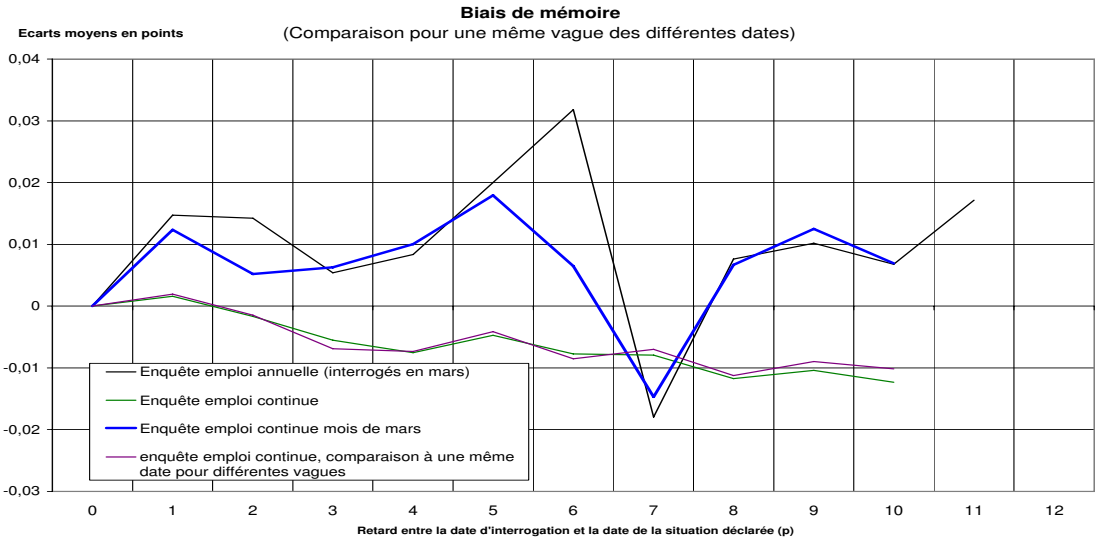
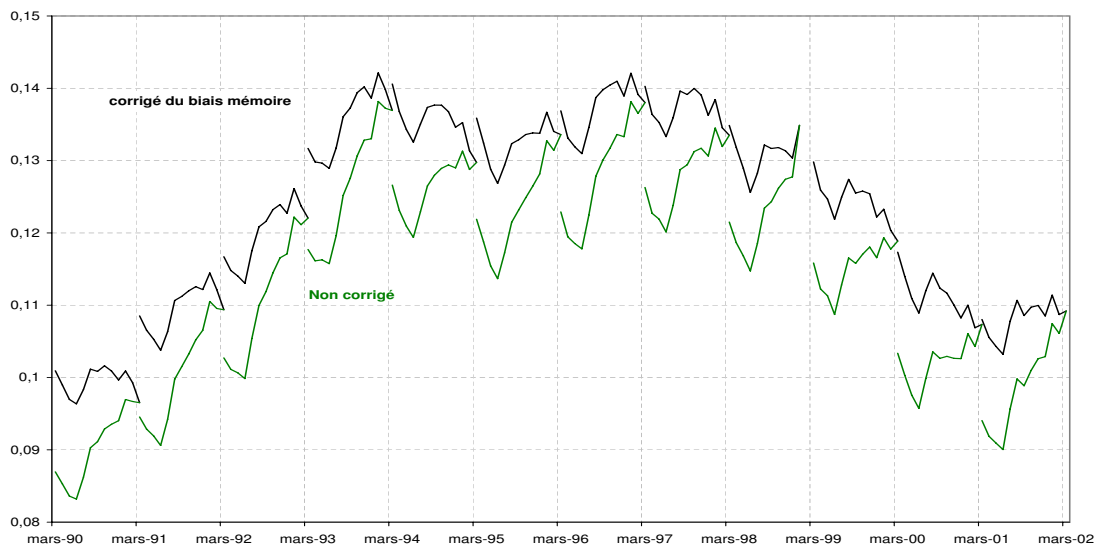


TABLE 2 – Estimation du biais de mémoire

Retard	Chômage	Perte d'emploi	Reprise d'emploi
1 mois	-0.00260 ( 0.00097581 )	-0.00112 ( 0.00041817 )	0.00177 ( 0.00331 )
2 mois	-0.00394 ( 0.00097018 )	-0.00144 ( 0.00041576 )	-0.00225 ( 0.00329 )
3 mois	-0.00563 ( 0.00096465 )	-0.00189 ( 0.00041339 )	-0.00538 ( 0.00327 )
4 mois	-0.00736 ( 0.00095922 )	-0.00263 ( 0.00041106 )	-0.00809 ( 0.00325 )
5 mois	-0.00874 ( 0.00095387 )	-0.00299 ( 0.00040877 )	-0.00597 ( 0.00323 )
6 mois	-0.00971 ( 0.00094862 )	-0.00283 ( 0.00040652 )	-0.00925 ( 0.00322 )
7 mois	-0.01087 ( 0.00094345 )	-0.00315 ( 0.00040431 )	-0.00890 ( 0.00320 )
8 mois	-0.01212 ( 0.00093836 )	-0.00376 ( 0.00040213 )	-0.01185 ( 0.00318 )
9 mois	-0.01318 ( 0.00093836 )	-0.00445 ( 0.00040213 )	-0.01150 ( 0.00318 )
10 mois	-0.01337 ( 0.00093836 )	-0.00490 ( 0.00040213 )	-0.01405 ( 0.00318 )
11 mois	-0.01367 ( 0.00093836 )		
$R^2$	0.5325	0.3814	0.0718
N	1080	987	987

FIGURE 15 – Taux de chômage avec ou sans correction



La série redressée des biais de mémoire est donc pour  $p$  variant de 1 à 11 :

$$\hat{Y}_{v=m,t=m-p} = Y_{v=m,t=m} + U_{v=m,p} = Y_{v=m,t=m-p} - \alpha_p$$

Pour obtenir la situation moyenne au mois  $m$ , on calcule la moyenne de

$$\left[ Y_{v=m,t=m}, (\hat{Y}_{v=m,t=m-p})_{j=1,\dots,11} \right]$$

Le biais de mémoire est estimé à partir de l'enquête Emploi en continu, la correction est ensuite appliquée sur les données de l'enquête Emploi en continu et sur les données de l'enquête Emploi annuelle. Le calendrier rétrospectif de l'enquête Emploi annuelle renseigne la situation au mois de l'enquête et sur les 12 mois précédents, donc sur un mois de plus que l'enquête Emploi en continu. Le coefficient de correction supplémentaire pour  $p = 12$  ( $p = 11$  pour les transitions) est calculé par extrapolation linéaire.

Sur le graphique 15, nous comparons les séries brutes et corrigées du biais de mémoire de l'enquête Emploi annuelle. Nous pouvons en particulier comparer le chômage du mois de mars pour les deux séries. A partir de 1994, la série corrigée est proche d'être continue au mois de mars. En revanche, au début de la période, elle conduit à une surestimation du taux de chômage.

---

mémoire. Le modèle précédent peut être adapté en conséquence. L'estimation du modèle adapté confirme la robustesse de l'estimation des biais de mémoire.

## B Prise en compte des délais de convergence

Nous proposons dans cette annexe un calcul de contribution qui ne s'intéresse pas au chômage steady state mais intègre les délais de convergence du chômage à sa cible steady state. Cette annexe montre la robustesse de nos résultats à ce nouveau calcul de contribution.

Nous présentons tout d'abord la méthode de calcul du taux de chômage simulé de manière dynamique. Comme expliqué dans le corps du texte, ce calcul assure la cohérence comptable des flux et stock. Le chômage simulé dynamique est aussi la variable d'intérêt de notre décomposition dynamique des contributions des pertes et reprises d'emploi. En supposant les taux de perte et de reprise d'emploi constants sur un trimestre, le chômage en fin de trimestre peut s'écrire :

$$u_{t+2} = (1 - \exp(-3(\lambda_t^{EU} + \lambda_t^{UE}))) \frac{\lambda_t^{EU}}{\lambda_t^{EU} + \lambda_t^{UE}} + \exp(-3(\lambda_t^{EU} + \lambda_t^{UE}))u_{t-1}$$

Le calcul de contribution dynamique est inspiré de Elsby, Hobijn et Sahin (2008). Les auteurs présentent une approximation linéaire de l'équation d'évolution précédente.

$$\Delta \ln u_T = \Lambda_{T-1} \left( (1 - u_{T-1}^{SS}) (\Delta \ln \lambda_T^{EU} - \Delta \ln \lambda_T^{UE}) + \frac{1 - \Lambda_{T-2}}{\Lambda_{T-2}} \Delta \ln u_{T-1} \right)$$

où  $T$  fait ici référence au trimestre et  $\Lambda_T = 1 - \exp(-3(\lambda_T^{EU} + \lambda_T^{UE}))$ .

Nous calculons alors les contributions des pertes et reprise d'emploi à la variation du chômage de manière récursive selon les formules suivantes :

$$C_T^{EU} = \Lambda_{T-1} \left( (1 - u_{T-1}^{SS}) (-\Delta \ln \lambda_T^{UE}) + \frac{1 - \Lambda_{T-2}}{\Lambda_{T-2}} C_{T-1}^{EU} \right) \quad (10)$$

$$C_T^{UE} = \Lambda_{T-1} \left( (1 - u_{T-1}^{SS}) (\Delta \ln \lambda_T^{EU}) + \frac{1 - \Lambda_{T-2}}{\Lambda_{T-2}} C_{T-1}^{UE} \right) \quad (11)$$

$$C_T^0 = \Lambda_{T-1} \left( (1 - u_{T-1}^{SS}) \frac{1 - \Lambda_{T-2}}{\Lambda_{T-2}} C_{T-1}^0 \right) \quad (12)$$

avec pour conditions initiales  $C_{T-1}^{EU} = C_{T-1}^{UE} = 0$  et  $C_0^0 = \Delta \ln u_0$ . Nous décomposons ensuite la variance selon les formules usuelles :

$$\beta^{EU} = \frac{\text{cov}(C_T^{EU}, \Delta \ln u)}{\text{var}(\Delta \ln u)} \quad (13)$$

$$\beta^{UE} = \frac{\text{cov}(C_T^{UE}, \Delta \ln u)}{\text{var}(\Delta \ln u)} \quad (14)$$

$$\beta^0 = \frac{\text{cov}(C_T^0, \Delta \ln u)}{\text{var}(\Delta \ln u)} \quad (15)$$

Les résultats du calcul des "beta" reportés dans le tableau 3 confirment pour l'essentiel le message de notre analyse des contributions au chômage steady state.

TABLE 3 – Contribution dynamique du taux de perte d'emploi aux fluctuations du chômage

période	1990-2002	1994-2002	2004-2010
enquête Emploi	50		34.8
FH		39.2	40.3
STMT	24		36.1