Le travail à temps partiel en France : Une étude des évolutions récentes basée sur les flux

Idriss Fontaine, Etienne Lalé, Alexis Parmentier

▶ **To cite this version:**

Idriss Fontaine, Etienne Lalé, Alexis Parmentier. Le travail à temps partiel en France : Une étude des évolutions récentes basée sur les flux. [Rapport de recherche] TEPP; CNRS. 2017. hal-01695544

HAL Id: hal-01695544
https://hal.univ-reunion.fr/hal-01695544

Submitted on 29 Jan 2018

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.

RAPPORT DE RECHERCHE

N° 2017 - 12

LE TRAVAIL A TEMPS PARTIEL EN FRANCE :

UNE ETUDE DES EVOLUTIONS RECENTES BASEE SUR LES FLUX

IDRISS FONTAINE, ETIENNE LALE, ALEXIS PARMENTIER

www.tepp.eu

TEPP - Travail, Emploi et Politiques Publiques - FR CNRS 3435

Le travail à temps partiel en France : Une étude des évolutions récentes basée sur les flux

Idriss Fontaine*
Université de Cergy-Pontoise
et THEMA

Etienne Lalé†
Université du Québec à Montréal,
CIRANO et IZA

Alexis Parmentier‡
Université de la Réunion,
CEMOI et TEPP-CNRS

Décembre 2017

Résumé

Nous étudions la dynamique du travail à temps partiel et sa contribution aux ajustements cycliques du marché du travail français. Nous montrons que le temps partiel interagit peu avec l'emploi à plein temps, et que ses évolutions de court terme sont principalement expliquées par les transitions impliquant le chômage et l'inactivité. Le recours au travail à temps partiel comme outil de flexibilité interne permettant de faire face à une baisse conjoncturelle de l'activité est donc limité. Nous mettons ces résultats en perspective en les reliant à plusieurs caractéristiques institutionnelles du marché du travail français et à leurs évolutions récentes.

Codes JEL : E24 ; J21 ; J38.

Mots clés : Emploi ; Heures travaillées ; Temps partiel ; Politiques et organisation du marché du travail

*Adresse : Université de Cergy-Pontoise, Théorie Economique, Modélisation et Applications (THEMA), 33 Boulevard du Port, 95000 Cergy, France – Courriel : idriss.fontaine@u-cergy.fr

†Adresse : Département de sciences économiques, Université du Québec à Montréal, C.P. 8888, Succ. centre ville, Montréal QC H3C 3P8, Canada – Courriel : lale.etienne@uqam.ca

‡Adresse : Université de la Réunion, 15 Avenue René Cassin, CS 92003, 97744 Saint-Denis Cedex 9, La Réunion – Courriel : alexis.parmentier@univ-reunion.fr

1 Introduction

Le partage du facteur « travail » entre nombre d'individus en emploi (la marge extensive) et nombre d'heures par individu en emploi (la marge intensive) occupe une place centrale dans la littérature macroéconomique. Une des premières tendances de la littérature fut d'approcher les fluctuations du facteur travail uniquement par sa marge extensive (Hansen (1985)). Ce choix pouvait s'expliquer par la faiblesse des élasticités non compensées de l'offre individuelle de travail (Pencavel (1986)), et a été conforté par les premières évaluations des contributions relatives de ces deux marges aux fluctuations du facteur travail. Par exemple, dans leur chapitre pour le volume 2 du *Handbook of Labor Economics*, Lilien and Hall (1986) concluent que « *the biggest component of the variation in (total) hours is fluctuations in the level of employment* ». Les contributions récentes cherchant à construire des bases de données comparables à l'échelon international nuancent ces propos. Elles révèlent que la marge intensive joue un rôle non négligeable dans l'explication des fluctuations cycliques du nombre total d'heures travaillées (Ohanian and Raffo (2012)). Elles montrent, de plus, que le niveau moyen des heures par individu en emploi et ses évolutions de long terme varient fortement au sein des pays développés (Rogerson (2006), Langot and Quintero-Rojas (2009), Bick, Brüggemann and Fuchs-Schündeln (2016)). Ces contributions vont donc à l'encontre de l'idée selon laquelle le facteur travail peut être analysé à travers le seul prisme de la marge extensive. Elles justifient un examen approfondi du comportement de la marge intensive.

Du point de vue des entreprises, la situation idéale serait celle leur permettant d'ajuster instantanément la durée du travail effective de leurs employés pour « coller » au mieux à l'activité économique. Dans la plupart des pays, la loi impose néanmoins qu'un contrat de travail fasse référence aux heures habituellement travaillées et restreint les possibilités de s'en écarter. Par conséquent, la marge intensive ne peut être considérée comme un ensemble homogène. Les variations de la marge intensive dans l'économie peuvent provenir de changements dans la répartition entre des emplois caractérisés par des heures *habituelles* de travail différentes et/ou de modifications du nombre d'heures *effectivement* travaillées dans chaque type d'emploi existant. Notre article se concentre sur la première source d'ajustement de la marge intensive en réponse aux évolutions du cycle économique. Nous cherchons en particulier à comprendre dans quelle mesure la distinction entre des emplois caractérisés par un contrat d'heures habituellement travaillées à temps plein et des emplois à temps partiel joue un rôle dans la dynamique de la marge intensive en France. Deux arguments motivent ce choix. D'une part, pour certaines catégories, en particulier les femmes, le temps partiel représente une proportion non négligeable de l'emploi salarié total. D'autre part, l'étude récente de Borowczyk-Martins and Lalé (2017) montre qu'aux Etats-Unis et au Royaume-Uni une proportion importante des fluctuations de la marge intensive trouve son origine dans l'évolution de la part de l'emploi à temps partiel. Etant données les profondes différences de fonctionnement entre le marché du travail français (aux institutions réputées « rigides ») et le marché américain (réputé « flexible »), il semble intéressant de déterminer si de telles conclusions s'appliquent également au cas français.[1]

La dynamique du marché du travail résulte de la combinaison de mécanismes multiples qui dépendent notamment des institutions qui régissent le fonctionnement de ce marché et

impactent l'offre et la demande de travail. Comprendre les sources de l'évolution de l'emploi à temps partiel le long du cycle économique est donc un exercice compliqué. Dans l'ensemble, la littérature distingue deux forces à l'origine des fluctuations de l'emploi à temps partiel. La première suggère que l'emploi à temps partiel est un outil de flexibilité, alternatif aux embauches et licenciements, permettant aux entreprises d'ajuster leur volume total d'heures travaillées. Lorsque la conjoncture économique se détériore et que les coûts de rotations de la main d'œuvre sont élevés[2], les firmes chercheront à convertir une partie de leurs emplois à temps complet en emplois à temps partiel. Dans le même temps, elles seront moins enclines à transformer des contrats à temps partiel en contrats à temps plein. Les travailleurs, quant à eux, seront d'autant plus disposés à accepter ce type d'arrangement qu'ils souhaitaient initialement occuper un emploi à temps partiel ou que leurs opportunités extérieures s'amenuisent en période de mauvaise conjoncture économique. Nous nommons ce premier mécanisme l'hypothèse de « flexibilité interne » des entreprises. La seconde force part du principe que les possibilités de modifier la dimension relative aux heures habituellement travaillées dans les contrats de travail sont extrêmement limitées[3], et donc que les emplois à temps partiel et à temps complet ne sont pas (ou peu) substituables. Dans pareille situation, les entreprises doivent opérer les ajustements de leurs heures totales travaillées par le biais de licenciements et d'embauches. Lorsque les emplois à temps plein réagissent davantage à la conjoncture[4] que les emplois à temps partiel, la *part* de ces derniers évolue alors de manière contra-cyclique. Ainsi, une hausse de la part de l'emploi à temps partiel concomitante aux épisodes de récession est attribuable à une hausse des destructions d'emploi, plus prononcée du côté de l'emploi à temps complet, et à une baisse de l'accès à l'emploi, également plus marquée pour le temps complet. Ce second mécanisme sera nommé l'hypothèse de « flexibilité externe » des entreprises.

Nos analyses statistiques portent sur les données de l'Enquête Emploi en Continu durant la période 2003-2015. Nous prenons pour point de départ deux observations qui distinguent le marché du travail français des marchés américain et anglais. Premièrement, en France la marge intensive joue un rôle bien plus important que la marge extensive dans les ajustements du facteur travail. Deuxièmement, la part d'emploi à temps partiel joue un rôle beaucoup plus faible dans les fluctuations de la marge intensive française, notamment en période de récession.

Nous empruntons trois pistes d'analyse pour comprendre ces singularités françaises. La première consiste à comparer la France et les Etats-Unis du point de vue des interactions entre l'emploi à temps partiel et les autres principaux états du marché du travail, à savoir l'emploi à temps complet, le chômage et la non-participation[5]. Nous suivons en cela l'approche dominante dans la littérature consistant à étudier les flux de main d'œuvre pour décrypter les dynamiques cycliques du marché du travail (Blanchard and Diamond (1990), Davis, Faberman and Haltiwanger (2006), et récemment Elsby, Hobijn and Şahin (2015)). Dans notre cadre, les ajustements de la marge intensive faisant intervenir l'emploi à temps partiel peuvent s'opérer aussi bien par une intensification des transitions entre les deux formes d'emploi (temps partiel/temps complet) que par une intensification des transitions entre l'emploi et le non-emploi (chômage et inactivité). En empruntant les outils méthodologiques récents de la littérature consacrée aux flux du marché du travail (Shimer (2012), Elsby, Hobijn and Şahin (2015)), nous montrons que les transitions impliquant conjointement l'emploi à temps complet et l'emploi à

temps partiel sont à l'origine d'environ 1/3 des variations de l'emploi à temps partiel français. Le niveau correspondant est bien plus élevé aux Etats-Unis : il y avoisine les 70%. Combiné à plusieurs faits nouveaux présentés par Borowczyk-Martins and Lalé (2017), ce chiffre traduit la capacité des firmes américaines à utiliser l'emploi à temps partiel pour faire varier l'intensité avec laquelle elles mobilisent leur marge intensive. En France, les variations de l'emploi à temps partiel sont en revanche essentiellement expliquées par des interactions avec le chômage et la non-participation.

La seconde piste consiste à dépasser l'analyse agrégée en étudiant les caractéristiques des ajustements impliquant le travail à temps partiel en France selon le sexe et l'âge. Cet exercice montre que, malgré les différences de niveau et de trajectoire, les facteurs à l'origine des évolutions de l'emploi à temps partiel restent proches. Ainsi, les entrées/sorties du non-emploi contribuent plus aux variations de l'emploi à temps partiel que les transitions directes entre l'emploi à temps complet et l'emploi à temps partiel. Les différences, lorsqu'elles existent, concernent plus l'importance relative de chacun des flux au sein des ensembles formés par l'emploi et le non-emploi. Par exemple, 48% des variations de l'emploi à temps partiel féminin s'expliquent par les interactions avec le chômage contre 33% chez les hommes. L'analyse selon les classes d'âge indique que la contribution des passages directs entre le temps complet et le temps partiel, bien que non-dominante, croît avec la tranche d'âge. Ces transitions totalisent une contribution à la variance de l'emploi à temps partiel s'élevant à 33% chez les 16-24 ans, 41% chez les 25-54 ans et 47% chez les 55-64 ans.

La troisième piste s'intéresse aux caractéristiques institutionnelles régissant le marché du travail français. De nombreux travaux (Buddelmeyer, Mourre and Ward (2004), Ohanian and Raffo (2012), Blundell, Bozio and Laroque (2013), Llosa et al. (2015), etc.) indiquent que les institutions exercent une influence déterminante aussi bien sur l'offre et la demande de travail que sur la cyclicité et la synchronisation des ajustements des heures totales travaillées. Afin d'avoir une idée plus précise de ces influences en France, nous dressons un état des lieux puis nous documentons les principales évolutions du contexte institutionnel français sur la période 2003-2015. Nous nous intéressons principalement aux législations relatives à la protection de l'emploi et aux contrats de travail, au système socio-fiscal, à l'influence des syndicats ainsi qu'à l'indemnisation chômage. Dans l'ensemble, il apparait que le cadre institutionnel français pousse à recourir aussi bien à la flexibilité externe qu'à la flexibilité interne. Notre étude suggère enfin que les différentes réformes mises en œuvre au cours de la période 2003-2015 ont pu légèrement contenir la hausse de l'emploi à temps partiel mais n'ont pas bouleversé les évolutions du stock et des flux impliquant l'emploi à temps partiel.

L'article est organisé comme suit. Nous posons le cadre de l'analyse dans la Section 2 en décrivant la base de données utilisée, en fournissant les définitions nécessaires et en documentant l'importance de la marge intensive dans le cas français. A la Section 3, nous justifions le choix d'une analyse se focalisant sur les flux du marché du travail et nous documentons des faits stylisés nouveaux relatifs à leurs niveaux et leurs évolutions. La Section 4 décompose les variations de la part d'emploi à temps partiel en des termes attribuables à chacune des probabilités de transition observées. La Section 5 examine le rôle des institutions françaises. La Section 6 conclut.

2 Contexte

2.1 Données et définitions

2.1.1 L'Enquête Emploi en Continu

Nous utilisons les données de l'Enquête Emploi en Continu (EEC). L'EEC, administrée par l'Institut National de la Statistique et de l'Information Economique (INSEE), est la version française des « *Labour Force Surveys* » définies par l'Union Européenne dans le but de réaliser des comparaisons internationales. L'EEC recueille un ensemble d'informations individuelles afin de caractériser la situation des personnes enquêtées vis-à-vis du marché du travail. Pour les personnes en emploi, les données de l'EEC permettent de distinguer l'emploi à temps complet de l'emploi à temps partiel, le secteur d'emploi et le nombre d'heures travaillées par semaine, parmi de nombreuses autres caractéristiques. L'EEC mesure l'emploi, le chômage et l'inactivité conformément aux définitions du Bureau International du Travail.

L'Enquête Emploi française était conduite à une fréquence annuelle avant 2013 (date à laquelle elle devient l'EEC). La fréquence trimestrielle de l'EEC permettant notamment de mieux appréhender le cycle économique, nous utilisons les données de la période 2003-2015. Chaque trimestre, l'enquête est conduite auprès d'environ 108 000 personnes âgées de 15 ans ou plus. L'échantillon de l'EEC est un panel rotatif composé de 6 sous-échantillons (ou « vagues ») dans lequel les individus sont interrogés à 6 reprises, une fois par trimestre. La première et la dernière interrogation se déroulent en vis-à-vis tandis que les interrogations intermédiaires sont conduites par téléphone. Un sixième de l'échantillon transversal est renouvelé à chaque trimestre : la vague la plus ancienne quitte l'échantillon et est remplacée par une nouvelle vague. Nous exploitons le volet longitudinal de l'enquête en appariant la partie commune à deux échantillons successifs. En procédant de la sorte, nous repérons les transitions individuelles, et par agrégation, les flux de travailleurs associés.

2.1.2 Champ de l'analyse

Notre analyse porte sur l'ensemble des personnes âgées de 15 à 64 ans, que nous appelons par la suite population en âge de travailler. Parmi les individus en emploi, nous nous intéressons aux salariés du secteur privé que nous dissocions donc d'un autre ensemble, hétérogène, regroupant les indépendants, les travailleurs libéraux et l'emploi public. Nous distinguons ce deuxième ensemble afin d'isoler les dynamiques qui lui sont propres et qui pourraient être de nature à impacter notre objet d'étude principal. En moyenne sur la période considérée, l'emploi salarié privé représente 68% de l'emploi total.

2.1.3 Définitions

Emploi à temps complet et à temps partiel. La définition de l'emploi à temps partiel est adossée à celle de l'emploi à temps complet. Pour cette dernière, nous utilisons la définition de l'INSEE : un salarié est considéré comme travailleur à temps complet lorsque sa durée de travail hebdomadaire habituelle est égale ou supérieure à la durée légale (35 heures depuis le

1er janvier 2002) ou à la durée conventionnelle applicable dans l'entreprise. En-deçà du seuil de 35 heures (exclus) l'employé est donc considéré comme travaillant à temps partiel. Le seuil des 35 heures est employé dans nombreux pays de l'OCDE (notamment aux Etats-Unis et au Royaume Uni) pour définir le temps partiel.

A ce stade, il est utile de définir et distinguer deux types de mesures du volume horaire travaillé. La première catégorie correspond au nombre d'heures habituellement travaillées. Dans l'EEC depuis 2013, sa mesure repose sur la question suivante : « *En moyenne, combien d'heures travaillez-vous par semaine dans votre emploi principal (heures supplémentaires comprises) ?* »[6]. La seconde catégorie est le nombre d'heures effectivement travaillées durant la semaine dite de référence. La question qui s'y rapporte est la suivante : « *La semaine du lundi... au dimanche..., combien d'heures avez-vous effectuées dans votre emploi (principal) ?* ». Ces deux mesures fournissent une information proche mais différente. La première notion permet une évaluation de l'intrant de production potentiellement mobilisable. Nous l'utilisons pour mesurer la part du temps partiel dans l'emploi total. La deuxième notion mesure le facteur travail effectivement utilisé dans le processus de production. Elle est particulièrement adaptée à une analyse du cycle économique, et nous l'utilisons donc pour quantifier les variations des heures travaillées au niveau agrégé et au sein des emplois à temps complet et à temps partiel.

Le cycle économique. A notre connaissance, il n'y a pas de datation officielle du cycle économique en France. Il existe en revanche des méthodes concurrentes de datation du cycle économique, telles que celle utilisée pour le *Composite Leading Indicators* de l'OCDE (https://data.oecd.org/leadind/composite-leading-indicator-cli.htm) ou celle de l'Economic Cycle Research Institute (ECRI, https://www.businesscycle.com/). Ces deux approches situent le démarrage de la récente crise économique, appelée « Grande Récession », au début de l'année 2008. Elles s'accordent de plus sur une durée de crise d'environ une année. Dans la suite de cet article, nous identifierons la Grande Récession à la période allant du 2ème trimestre de 2008 au 3ème trimestre de 2009. Outre que cette définition s'accorde bien avec les datations de l'OCDE et de l'ECRI, la période 2008T2-2009T3 correspond à une baisse ininterrompue de l'activité sur le marché du travail (mesurée ici par le nombre total d'heures travaillées). Sur les graphiques, nous indiquons par une bande grise la période de récession ainsi définie.

2.2 Analyse de l'évolution des heures totales travaillées en France

L'évolution du volume horaire effectivement travaillé, noté H^T et correspondant au nombre total d'heures travaillées divisé par le nombre d'individus en âge de travailler, est gouvernée par l'évolution du taux d'emploi et des heures effectivement travaillées par les individus en emploi. En notant ces deux variables respectivement e et $\bar{H}$, nous avons la relation suivante :

$$H^T = e \times \bar{H}.$$

Ici, $e = \frac{E}{POP}$ où E représente le nombre d'actifs occupés et POP la population en âge de travailler. En outre, nous avons $\bar{H} = \omega^P \times \bar{H^P} + \left(1 - \omega^P\right) \times \bar{H^C}$ avec ω^P la part de l'emploi à temps partiel[7], $\bar{H^P}$ la moyenne des heures effectivement travaillées dans le temps partiel et $\bar{H^C}$

la moyenne des heures effectivement travaillées dans le temps complet. Ces relations permettent de décrire les évolutions du facteur travail en termes de marge extensive, à travers e, et des composantes de la marge intensive mesurées par ω^P, $\bar{H}^P$ et $\bar{H}^C$.

2.2.1 Valeurs moyennes et dynamique durant la récession

Le Tableau 1 décrit les heures travaillées et l'emploi sur la période 2003-2015 et leur évolution durant la période de la Grande Récession. Rapportée à la population âgée de 15 à 64 ans, le nombre total d'heures travaillées est en moyenne de 20,2 heures par semaine. Naturellement, le nombre d'heures travaillées par semaine est plus élevé lorsqu'on le rapporte uniquement aux personnes en emploi : il s'élève à 31,1 heures en moyenne sur la période. La distinction entre le temps complet et le temps partiel indique qu'un employé à temps partiel travaille effectivement 18,8 heures par semaine, ce qui représente environ la moitié (55%) du volume horaire travaillé d'un employé à temps plein. Un actif occupé à temps plein travaille effectivement 33,8 heures par semaine en moyenne[8]. Ce chiffre est légèrement inférieur à 35 heures, la « norme » française en la matière.

Table 1: Evolution des heures travaillées et de l'emploi en France

	Total des heures travaillées (H^T)	Taux d'emploi (e, %)	Heures par travailleur ($\bar{H}$)	Heures par travailleur en temps partiel ($\bar{H}^P$)	Heures par travailleur en temps complet ($\bar{H}^C$)	Part du temps partiel dans l'emploi total (ω^P, %)
	(i) Moyenne sur la période 2003-2015					
	20,2	64,9	31,1	18,8	33,8	17,4
	(ii) Evolution durant la Grande Récession					
$\triangle$ en valeur	-1,02	-1,19	-1,00	-0,45	-1,04	0,40
$\triangle$ en %	-4,92	-1,81	-3,16	-2,38	-3,04	2,36

Notes : Calculs des auteurs, données 2003-2015 de l'Enquête Emploi en Continu. La Grande Récession correspond à la période allant du premier trimestre 2008 au premier trimestre 2009.

La période dite de Grande Récession présente plusieurs caractéristiques intéressantes. Premièrement, on constate une baisse importante du nombre total d'heures travaillées qui passent de 20,8h à 19,8h (chiffres non-reportés au Tableau 1), soit une chute de 4,92%. Deuxièmement, l'essentiel de cette évolution est dû à la baisse du nombre d'heures par travailleur, $\bar{H}$, qui passe de 31,6h à 30,6h. En termes relatifs, la baisse du nombre d'heures par travailleur est de 3,16% et correspond à environ 2/3 de la chute du nombre total d'heures travaillées. La marge intensive a donc fortement contribué aux ajustements du facteur travail durant la crise économique. Troisièmement, cette baisse des heures en emploi durant la récession est presque autant expliquée par celle du nombre d'heures travaillées dans le temps complet (ces dernières ayant chuté de 3,04%) que par la diminution du nombre d'heures travaillées dans le temps partiel (-2,38%). Comme nous l'indiquons dans le prochain paragraphe, l'évolution concomitante de la part du temps partiel (qui augmente de 2,36%) apparaît bien plus modérée que celles des

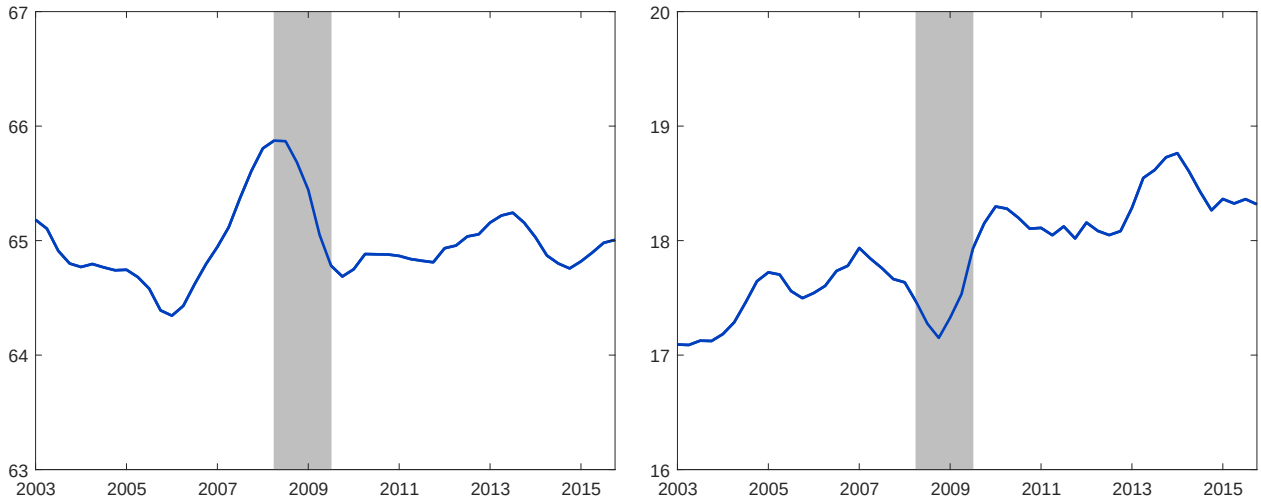
autres composantes de la marge intensive.

Le Tableau A1 reporté en annexe est l'analogue du Tableau 1 appliqué au marché du travail américain. La comparaison des moyennes sur la période 2003-2015 et des évolutions durant la Grande Récession fournit plusieurs résultats notables. Tout d'abord, les heures travaillées, au sein de la population en âge de travailler ou au sein des différentes déclinaisons de la population en emploi, sont plus faibles en France qu'aux Etats-Unis. Par exemple, est en moyenne de 27 heures par semaine aux Etats-Unis contre 20 heures par semaine en France. Ces statistiques sont conformes aux faits stylisés établis dans la littérature (Ohanian and Raffo (2012), Bick, Brüggemann and Fuchs-Schündeln (2016), ou encore Langot and Quintero-Rojas (2009)). Ensuite, la réponse du taux d'emploi durant la Grande Récession a été bien plus forte aux Etats-Unis qu'en France : les évolutions correspondantes sont de -4,93% et -1,81%. La baisse des heures travaillées dans l'emploi est en revanche similaire dans les deux pays : - 3,10% aux Etats-Unis et -3,16% en France. Ces chiffres suggèrent que la marge intensive joue un rôle plus important (relativement à la marge extensive) dans les ajustements du marché du travail français. Enfin, les différentes composantes de la marge intensive ont des réactions sensiblement différentes en France et aux Etats-Unis. Les volumes horaires travaillés dans les emplois à temps plein et à temps partiel varient nettement moins sur le marché du travail américain. Pour les emplois à temps partiel par exemple, là où le nombre d'heures travaillées diminue de 2,38% en France, la baisse aux Etats-Unis est seulement de 0,68%. A l'inverse, la part de l'emploi à temps partiel est une composante de la marge intensive qui réagit beaucoup plus brutalement aux Etats-Unis (hausse de 26,2%) qu'en France (+2,36%).

2.2.2 Suivi des évolutions au cours de la période

Le Graphique 1 présente les évolutions du taux d'emploi et de la part de l'emploi à temps partiel dans l'emploi privé au cours de la période 2003-2015. Le travail à temps partiel représente une proportion non-négligeable, de l'ordre de 18%, de l'emploi privé total. Sur la période considérée, il y a une légère tendance à la hausse de l'évolution de la part du temps partiel. En effet, cette dernière avoisinait les 17% au premier trimestre 2003 et dépassait les 18% fin 2015. Remarquons toutefois que l'augmentation du temps partiel sur la période de notre étude est plus faible que celle qui a eu lieu entre les années 1980 et 2000 (Pak (2013)). Outre cette tendance à la hausse, on observe des fluctuations contra-cycliques non négligeables de la part du temps partiel. En comparant les fenêtres (2a) et (2b) du Graphique 1, on constate également une différence de synchronisation avec le cycle économique entre le taux d'emploi et la part du temps partiel. En effet, cette dernière répond à l'entrée en crise économique avec un ou deux trimestres de retard, là où le taux d'emploi entame sa baisse dès le début de la récession.

Nous complétons notre description en présentant aux Graphiques 2a et 2b l'évolution de la part de l'emploi à temps partiel pour différentes catégories de population. Ce graphique appelle principalement trois remarques. En premier lieu, le niveau du travail temps partiel rapporté à l'emploi varie sensiblement avec les caractéristiques démographiques. Ainsi, le temps partiel représente approximativement 6% de l'emploi privé masculin contre 32% pour l'emploi privé féminin (Graphique 2a). En outre, le temps partiel est plus fréquent chez les 15-24 et 55-64

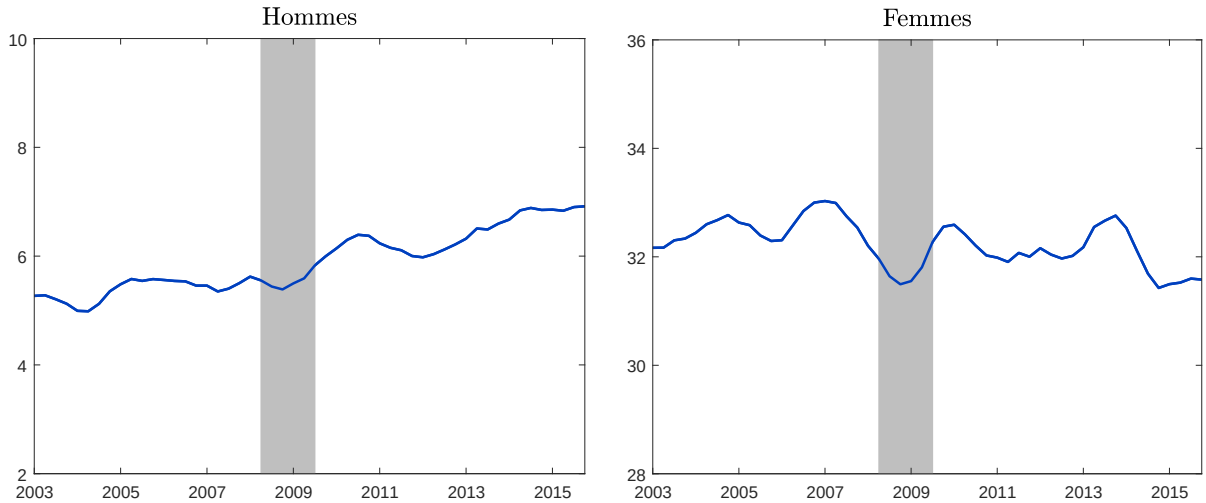


(a) Taux d'emploi **(b)** Part du temps partiel

Notes : Calculs des auteurs, données 2003-2015 de l'Enquête Emploi en Continu. Les séries temporelles sont exprimées en pourcentage et reportées au moyen d'une moyenne mobile d'ordre 3.

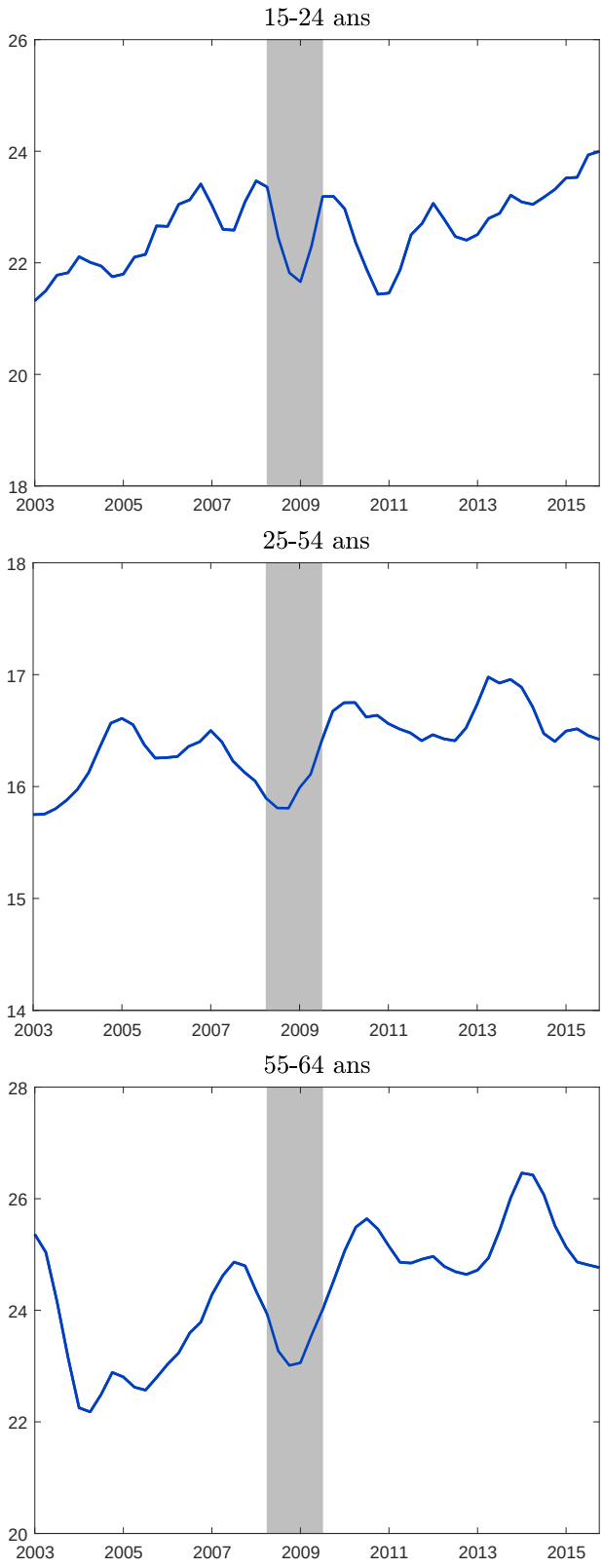
Figure 1: Evolution du taux d'emploi et de la part du temps partiel dans l'emploi privé

ans que chez les 25-54 ans (Graphique 2b). Deuxièmement, la légère tendance à la hausse observée au sein de la population dans son ensemble ne concerne pas toutes les catégories. Elle est par exemple absente chez les femmes et peu présente chez les 25-54 ans. Enfin, le caractère non-synchronisé des évolutions cycliques du temps partiel observé sur la population dans son ensemble est également perceptible au sein des différentes catégories considérées ici. Ces enseignements suggèrent que des analyses portant sur chacune des catégories sont nécessaires pour bien comprendre la dynamique du temps partiel.



Notes : Calculs des auteurs, données 2003-2015 de l'Enquête Emploi en Continu. Les séries temporelles sont exprimées en pourcentage et reportées au moyen d'une moyenne mobile d'ordre 3.

Figure 2a: Evolution de la part d'emploi à temps partiel masculin et féminin



Notes : Calculs des auteurs, données 2003-2015 de l'Enquête Emploi en Continu. Les séries temporelles sont exprimées en pourcentage et reportées au moyen d'une moyenne mobile d'ordre 3.

Figure 2b: Evolution de la part d'emploi à temps partiel par catégories d'âge

3 Les flux sur le marché du travail français

3.1 Cadre de l'analyse

Afin de décrire avec précision la dynamique de la part de l'emploi à temps partiel, nous développons, à l'instar de Borowczyk-Martins and Lalé (2017), un modèle basé sur une chaîne de Markov à 5 états. Une telle spécification possède l'avantage de relier explicitement les variations des stocks aux fluctuations de l'ensemble des taux de transitions. Dans notre analyse empirique, nous divisons l'emploi en 3 catégories : emploi salarié privé à temps complet (C), emploi salarié privé à temps partiel (P) et les autres formes d'emploi (X). Comme nous l'avons indiqué à la Section 2.1.2, cette dernière catégorie regroupe les indépendants, les travailleurs libéraux et l'emploi public. Les 2 autres états de la chaîne de Markov sont le chômage (U) et la non-participation (N). A chaque trimestre t, le vecteur de stock prend la forme suivante :

$$\ell_t = \left[\begin{array}{ccccc} C & P & X & U & N \end{array} \right]_t'.$$

La relation entre les stocks et les flux est décrite par la relation en temps discret d'ordre 1 suivante :

$$\ell_t = \mathbf{M}_t \ell_{t-1}.$$

$\mathbf{M}_t$ est une matrice carrée dont les éléments correspondent aux probabilités de transition entre les états i et j de la chaîne de Markov. Les colonnes de $\mathbf{M}_t$ se somment à l'unité ($\sum_j p^{ij} = 1$). Nous effectuons trois types de corrections communément utilisées dans la littérature empirique. Premièrement, nous filtrons les séries de stocks et de flux de l'effet des variations saisonnières. Pour ce faire, nous utilisons le programme X-13ARIMA-SEATS du bureau du Census américain. Deuxièmement, nous corrigeons les probabilités de transition des erreurs dites de marge (Poterba and Summers (1986), Elsby, Hobijn and Şahin (2015)). Cet ajustement consiste à réconcilier les changements de stocks prédits par la chaîne de Markov avec les changements de stocks qui interviennent effectivement entre deux trimestres consécutifs. Troisièmement, nous mettons en œuvre la correction du biais d'agrégation temporel proposé par Shimer (2012). Ce biais correspond à l'écart entre les probabilités de transition calculées à des intervalles de temps discret et le processus en temps continu qui sous-tend ces probabilités de transition. Dit autrement, les transitions intervenant à une fréquence infra-trimestrielle ne sont pas directement mesurées par nos probabilités de transition. Nous renvoyons le lecteur à l'Annexe A de Borowczyk-Martins and Lalé (2017) pour une présentation technique de ces différents ajustements.

3.2 Analyse des probabilités de transition moyennes

Le Tableau 2 présente des moyennes sur la période 2003-2015 relatives aux probabilités de transition de la chaîne de Markov. Plusieurs faits saillants apparaissent à la lecture de la colonne (1) du tableau. Le premier fait écho aux comparaisons internationales soulignant le caractère « atone » du marché du travail français (e.g., Jolivet, Postel-Vinay and Robin (2006) et Elsby, Hobijn and Şahin (2013))[9]. Cette atonie se manifeste par la faiblesse des probabilités

de transition entre états du marché du travail. Ainsi, chaque trimestre moins de 13% du stock de l'emploi salarié privé à temps partiel est renouvelé. Le deuxième fait remarquable est qu'il existe en moyenne peu de transitions entre les deux principales formes d'emploi considérées. Un salarié employé dans le secteur privé à temps complet à une probabilité très faible (de l'ordre de 0,70%) de se retrouver employé à temps partiel à horizon d'un trimestre. Par ailleurs, le partage des destinations à la sortie de l'emploi à temps partiel est très équilibré (en omettant l'état X). A la sortie du temps partiel, les travailleurs français ont quasiment autant de chances (approximativement 4%) de se diriger vers l'emploi privé à temps plein, le chômage et l'inactivité. Ces chiffres semblent aller à l'encontre de l'idée selon laquelle l'emploi à temps partiel constituerait un « tremplin » vers l'emploi à temps plein en France. L'analyse du retour à l'emploi depuis le chômage renforce ce constat. En effet, la probabilité d'accès à l'emploi privé à temps complet est 3 fois plus importante pour un chômeur (15%) que pour un actif occupé à temps partiel[10]. Autre fait notable : le retour à l'emploi privé s'effectue majoritairement à destination du temps complet, et ce quel que soit l'état d'origine (chômage ou inactivité). Dans l'ensemble, et conformément à l'article de Fontaine (2016), les transitions impliquant la non-participation et l'emploi ne sont pas rares. La distinction temps complet/temps partiel montre cependant que les actifs occupés à temps partiel ont davantage tendance à se diriger vers l'inactivité que les actifs occupés à temps complet.

Le Tableau A2 de l'annexe reporte les mêmes statistiques qu'au Tableau 2 pour les Etats-Unis et le Royaume-Uni (pour les individus âgés de 15 à 64 ans, comme dans la colonne (1) du Tableau 2, et pour les 25-54 ans comme dans la colonne (5)). La comparaison des chiffres de ces tableaux permet de dégager trois enseignements importants. Premièrement, aux Etats-Unis et au Royaume-Uni, l'emploi à temps partiel revêt un caractère bien plus transitoire qu'en France. Aux Etats-Unis (resp. Royaume-Uni), en moyenne 42% (resp. 17%) du stock d'emploi privé à temps partiel est renouvelé chaque trimestre. Deuxièmement, les transitions entre les deux principales formes d'emploi sont plus fréquentes dans ces pays. Lorsqu'un employé du secteur privé aux Etats-Unis ou au Royaume-Uni cesse de travailler à temps complet, il se retrouve plus fréquemment en emploi à temps partiel plutôt que dans le non-emploi[11]. Troisièmement, aux Etats-Unis et au Royaume-Uni, la destination la plus fréquente à la sortie de l'emploi privé à temps partiel est l'emploi privé à temps complet. Là aussi, le contraste est important puisqu'un employé à temps partiel en France a autant de chances de se diriger vers l'emploi privé à temps plein, le chômage et l'inactivité. Pour donner un ordre d'idée de ces différences, retenons que 20% des travailleurs à temps partiel sont employés à temps plein le trimestre suivant aux Etats-Unis contre seulement 4% en France.

Les colonnes (2) à (6) du Tableau 2 présentent les taux de transition moyens calculés au sein de plusieurs sous-groupes de population. Les partitions considérées révèlent certaines disparités de fonctionnement du marché du travail français. En particulier, le caractère « non-transitoire » de l'emploi à temps partiel concerne principalement les femmes. Ainsi, près d'1/4 du stock d'emplois à temps partiel masculin est renouvelé chaque trimestre contre seulement 1/10ème pour les femmes. Le fait que l'emploi à temps partiel n'agisse pas comme un tremplin vers le temps plein concerne quant à lui aussi bien les hommes que les femmes. En effet, dans les colonnes (2) et (3), la probabilité de transiter vers l'emploi à temps complet depuis le temps

Table 2: Probabilités trimestrielles de transition (moyenne sur la période)

	Tous	Hommes	Femmes	Hommes et Femmes		
				15-24 ans	25-54 ans	55-64 ans
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	(i) Emploi à temps complet (C)					
p^{CP}	0,68	0,35	1,27	1,58	0,60	0,47
p^{CX}	0,18	0,16	0,21	0,32	0,16	0,10
p^{CU}	2,60	2,52	2,71	9,20	2,19	0,54
p^{CN}	1,46	1,25	1,82	6,09	0,87	0,71
$\sum_{i\neq F} p^{Ci}$	4,91	4,28	6,02	17,2	3,81	1,82
	(ii) Emploi à temps partiel (P)					
p^{PC}	3,97	7,57	3,27	7,57	3,88	2,02
p^{PX}	0,56	0,94	0,47	1,15	0,45	0,55
p^{PU}	4,29	8,22	3,52	10,1	3,88	1,77
p^{PN}	3,87	6,40	3,33	14,6	2,30	2,90
$\sum_{i\neq P} p^{Pi}$	12,7	23,1	10,6	33,5	10,5	7,24
	(iii) Autres catégories d'emploi (X) et non-emploi (U ou N)					
p^{XC}	0,31	0,36	0,26	1,52	0,33	0,18
p^{XP}	0,16	0,11	0,21	1,35	0,14	0,14
p^{UC}	15,1	17,4	12,7	19,5	14,6	8,76
p^{UP}	6,91	4,69	9,33	9,62	6,46	5,76
p^{NC}	1,40	1,87	1,10	1,69	2,03	0,30
p^{NP}	1,05	0,86	1,18	1,27	1,61	0,46

Notes : Calculs des auteurs, données 2003-2015 de l'Enquête Emploi en Continu. Dans les colonnes (1) à (3), la population considérée est celle des individus âgés de 15 à 64 ans. Dans les colonnes (4) à (6), la population considérée comprend hommes et femmes regroupés par groupes d'âge. Les probabilités de transition sont corrigées des variations saisonnières, des erreurs de marge et du biais d'agrégation temporel, et sont exprimées en pourcentage.

partiel représente environ un tiers des sorties hors du temps partiel. S'agissant de l'accès à l'emploi (depuis le chômage), le temps partiel joue un rôle clairement différent pour les hommes et les femmes. Ainsi, 20% de l'accès à l'emploi s'effectue via le travail à temps partiel chez les hommes, tandis que pour les femmes le chiffre correspondant est d'environ 40%.

La répartition de la population en trois groupes d'âge (colonnes (4) à (6) du tableau) fait également apparaître certaines disparités. Tout d'abord, le caractère pérenne du travail à temps partiel augmente avec l'âge. De manière générale, les jeunes sont plus mobiles eut égard, notamment, à leurs probabilités de transition dans les trois catégories d'emploi de notre chaîne de Markov. Ils font face à un risque de séparation vis-à-vis de l'emploi (à temps complet et à temps partiel) plus fort, et ont également des taux d'accès à l'emploi plus élevé. Leurs chances d'accéder à l'emploi depuis le chômage via le temps partiel sont également plus élevées.

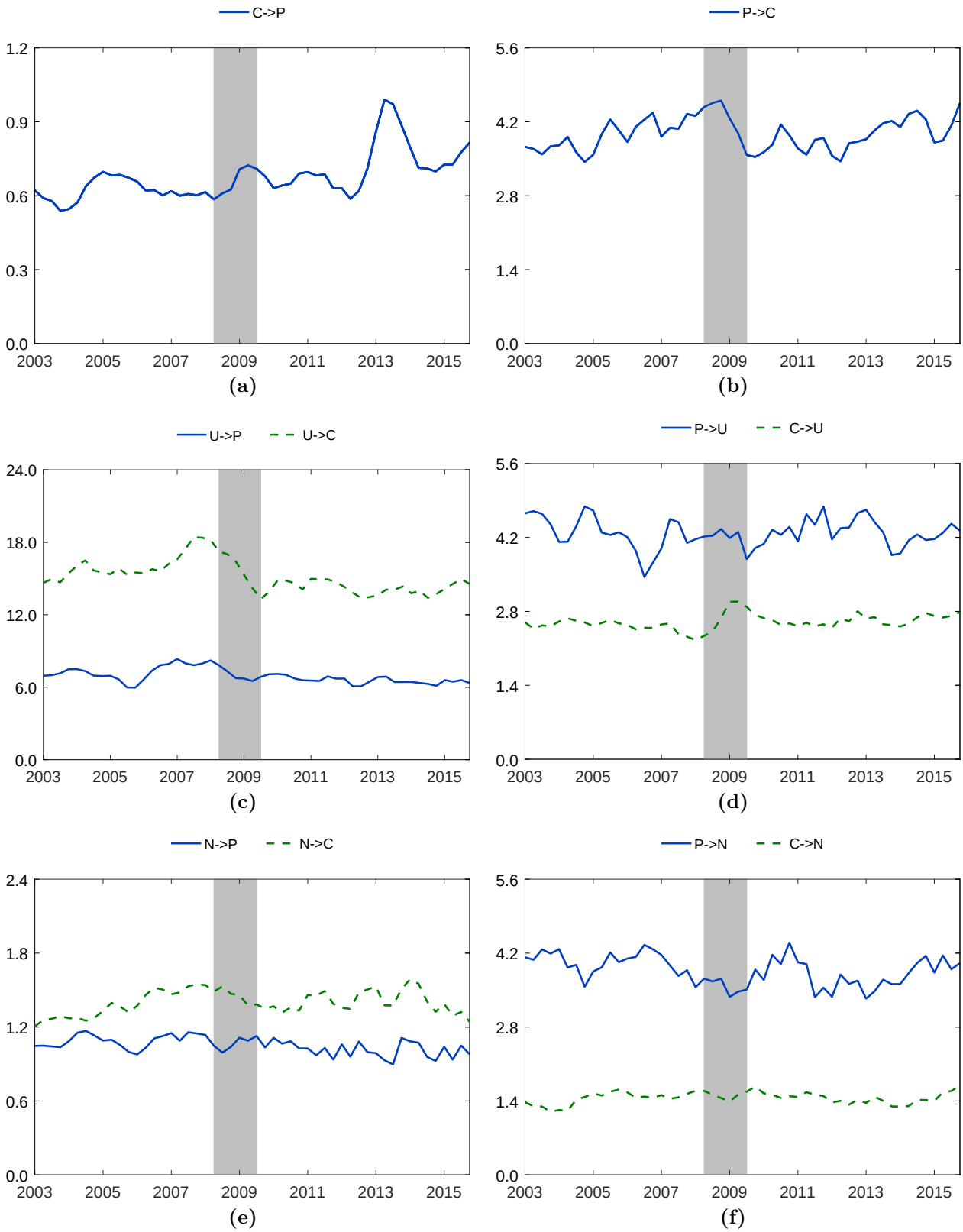
A l'inverse, les individus âgés de 55 à 64 ans apparaissent moins mobiles. D'une part, leurs probabilités de sortie de l'emploi privé sont moins élevées. D'autre part, une fois dans le non-emploi leurs probabilités de retrouver un emploi (à temps partiel ou à temps complet) sont plus faibles.

3.3 Analyse de l'évolution des probabilités de transition impliquant l'emploi privé

Le Graphique 3 présente l'évolution des probabilités de transition au cours de la période 2003-2015. Dans l'ensemble, on constate qu'à l'exception des taux de transition entre le temps complet et le temps partiel dans le secteur privé, les différences entre le début et la fin de la période sont faibles. Nous nous intéressons par la suite aux variations autour de la période de la Grande Récession.

Les fenêtres (a) et (b) reportent les probabilités de transition entre le temps complet et le temps partiel dans le secteur privé. Elles suggèrent un caractère procyclique des transitions du temps partiel vers le temps complet : les chances d'accéder au temps complet depuis le temps partiel diminuent de 0,33 point de pourcentage entre le premier trimestre de l'année 2008 et l'année 2009 (soit une baisse de 7,67%). A l'inverse, la probabilité de transition du temps complet vers le temps partiel se comporte de manière contracyclique : elle augmente de 0,11 point de pourcentage entre 2008 et 2009 (soit une hausse de 17,7%), et de 0,17 point de pourcentage entre le deuxième trimestre de 2011 et la fin de l'année 2012 (hausse de 20,6%). Durant cette seconde période, la France connaît une période de ralentissement économique[12].

La fenêtre (c), en retraçant l'évolution de l'accès à l'emploi privé, montre que la récession s'est accompagnée d'une baisse importante (environ 6 points de pourcentage) de la probabilité d'accès à l'emploi privé à temps plein, p^{UC}. La probabilité d'accéder à l'emploi privé à temps partiel a également diminué, mais de manière beaucoup plus faible. De manière similaire, la fenêtre (d) suggère que le travail à temps complet réagit davantage à la conjoncture économique que le temps partiel. Ainsi, la probabilité de séparation de l'emploi privé, p^{CU}, augmente d'environ 0,8 points de pourcentage pendant la récession en passant de 2% à 2,8%. La probabilité de séparation de l'emploi à temps partiel se comporte de manière plus erratique et semble moins synchronisée avec le cycle économique. Les évolutions des probabilités de transition impliquant l'inactivité sont présentées dans les fenêtres (e) et (f). Ces transitions sont principalement acycliques, ce qui confirme le diagnostic de Fontaine (2016). Remarquons au passage le comportement singulier de la probabilité de séparation de l'emploi à temps partiel vers l'inactivité p^{PN}. Celle-ci augmente à partir de la fin de la Grande Récession, atteint son maximum au milieu de l'année 2010, avant de diminuer à nouveau.



Notes : Calculs des auteurs, données 2003-2015 de l'Enquête Emploi en Continu. Les probabilités de transition sont corrigées des variations saisonnières, des erreurs de marge et du biais d'agrégation temporel. Les séries temporelles sont exprimées en pourcentage et reportées au moyen d'une moyenne mobile d'ordre 3.

Figure 3: Probabilités de transition impliquant l'emploi salarié privé

4 Décomposition des variations de la part d'emplois à temps partiel

4.1 Méthodologie

Dans cette section, nous cherchons à mesurer la contribution des probabilités de transition aux fluctuations du travail à temps partiel dans l'emploi total. Suivant en cela Borowczyk-Martins and Lalé (2017), nous adaptons la méthode proposée par Elsby, Hobijn and Şahin (2015) à notre modèle de chaîne de Markov à 5 états. Le but de l'exercice est d'obtenir des statistiques simples à interpréter qui quantifient la proportion de variance de la part d'emploi à temps partiel générée par les fluctuations des différentes probabilités de transition. Cette statistique, couramment désignée par le symbole β, s'obtient de la manière suivante :

$$\beta^{ij} = \frac{\mathbb{C}\text{ov}\left(\Delta\omega^P_{t-1,t}, \Delta\widetilde{\omega}^P_{t-1,t}\right)}{\mathbb{V}\text{ar}(\Delta\omega^P_{t-1,t})}.$$

Δ désigne l'opérateur de différence première et $\widetilde{\omega}^P$ la part d'emploi à temps partiel contrefactuelle obtenue lorsque seul le taux de transition entre les états i et j de la chaîne de Markov varie. Plus précisément, afin de calculer $\Delta\widetilde{\omega}^P_{t-1,t}$, nous procédons de la manière suivante. Nous calculons tout d'abord les changements de stocks impliqués par les variations contemporaines et passées de chaque taux de transitions. Remarquons que, en prenant en compte l'effet de variations passées, la décomposition de variance obtenue *in fine* ne repose pas sur l'hypothèse d'approximation stationnaire utilisée, par exemple, dans les travaux de Shimer (2012)[13]. Deuxièmement, nous exprimons la variance de chaque stock comme somme des covariances entre le stock considéré et les stocks contrefactuels de première étape. Enfin, comme nous nous intéressons à la variance du *taux* de temps partiel (soit le ratio entre deux stocks), nous utilisons une approximation du premier ordre linéaire pour exprimer celle-ci en fonction de la variance des stocks de temps partiel et de temps complet calculés en deuxième étape. En résumé, nous calculons l'effet des variations de chaque taux de transition sur les changements de stocks, puis nous mesurons leur effet sur notre variable d'intérêt, ω^P_t.

Remarquons que, si les différentes approximations sont suffisamment précises, alors :

$$\sum \beta^{ij} \approx 1$$

ce qui signifie qu'on explique 100% des variations cycliques du taux de temps partiel. Nous renvoyons le lecteur à l'Annexe B de Borowczyk-Martins and Lalé (2017) pour une présentation formelle de ces calculs dans un cadre similaire.

Le Tableau 3 reporte les résultats de la décomposition de variance de la part d'emplois à temps partiel. Etant donné le faible niveau des transitions impliquant l'état X nous choisissons de les ignorer dans la suite de cette discussion. Dans l'ensemble, la précision des différentes décompositions est extrêmement satisfaisante. En effet, mise à part la colonne (2) (population masculine), la proportion de variance résiduelle engendrée par nos modèles se situe dans un intervalle de plus ou moins 6%. Nous pouvons donc interpréter les β comme la contribution

Table 3: Décomposition des variations de l'emploi à temps partiel

	Tous	Hommes	Femmes	Hommes et Femmes		
				15-24 ans	25-54 ans	55-64 ans
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	(i) Variations au sein de l'emploi (C et P)					
β^{CP}	15,5	20,5	12,3	24,1	22,4	16,7
β^{PC}	17,1	11,3	13,8	9,07	18,9	30,4
$\beta^{CP} + \beta^{PC}$	32,6	31,8	26,1	33,2	41,3	47,1
	(ii) Interaction avec le chômage (P)					
β^{UC}	4,77	3,52	8,40	6,07	7,10	7,86
β^{UP}	17,0	12,5	14,8	7,28	16,6	15,4
β^{CU}	3,01	3,49	6,61	9,15	9,12	5,65
β^{PU}	15,4	13,4	18,5	9,08	16,6	9,25
β^{U}	40,2	32,9	48,4	31,6	49,4	38,2
	(iii) Intéraction avec l'inactivité (N)					
β^{NC}	-1,00	-0,12	1,00	1,79	-0,09	-1,79
β^{NP}	15,7	8,96	16,5	17,3	10,9	13,0
β^{CN}	-0,05	-0,02	-2,28	7,55	4,34	-5,27
β^{PN}	9,59	17,5	5,36	6,97	0,82	12,7
β^{N}	24,2	26,4	20,6	33,6	16,0	18,6
Total	96,9	91,0	95,0	98,3	106,7	103,9

Notes : Calculs des auteurs, données 2003-2015 de l'Enquête Emploi en Continu. Dans les colonnes (1) à (3), la population considérée est celle des individus âgés de 15 à 64 ans. Dans les colonnes (4) à (6), la population considérée comprend hommes et femmes regroupés par groupes d'âge. Les coefficients β sont exprimés en pourcentage.

relative des flux aux variations cyclique de la part d'emploi à temps partiel.

4.2 Analyse de la population dans son ensemble

L'analyse de la première colonne du Tableau 3 fait apparaître deux faits importants. Le premier concerne le rôle des probabilités de transition impliquant conjointement les deux formes d'emploi privé. Prises ensembles, ces dernières sont à l'origine de seulement 1/3 de la variance de l'emploi à temps partiel. Clairement, ces faibles contributions suggèrent que les entreprises françaises utilisent peu le temps partiel comme outil de flexibilité interne permettant de s'adapter aux phases du cycle économique. Conséquence de ce premier point, l'autre fait essentiel est que les interactions entre l'emploi et le non-emploi (chômage et inactivité) expliquent 2/3 (64%) de la variance de l'emploi à temps partiel en France. Au sein de cet ensemble, les interactions avec le chômage sont dominantes puisqu'elles contribuent à la variance à hauteur de 40%. Les entrées/sorties de la population active totalisent donc une contribution de près d'un quart

(24%), ce qui indique une influence non-négligeable. L'examen détaillé montre que les probabilités de transition p^{UP}, p^{PU} et p^{NP}. génèrent une part de variance quasiment identique (autour de 16%)[14] et expliquent près de la moitié (48.1%) des variations cycliques de ω_t^P. Remarquons en revanche que, d'après le Graphique 3, durant la Grande Récession les principales sources de fluctuations sont les probabilités de transition p^{CP}, p^{PC}, p^{CU} (et aussi p^{UC}), et non pas p^{UP}, p^{PU} et p^{NP}. En effet, les transitions s'effectuent davantage du temps complet vers le temps partiel (hausse de p^{CP}) que dans la direction opposée (baisse de p^{PC}), et le stock de temps complet se réduit également en raison de la hausse de p^{CU} et de la baisse de p^{UC}. Ces changements augmentent la part ω_t^P en diminuant son dénominateur.

En résumé, les sources de fluctuations cycliques de la part d'emploi à temps partiel en France sont multivariées. Notre analyse de variance montre que ces fluctuations dépendent principalement des entrées et des sorties dans l'emploi.

Les décompositions de fluctuations cycliques de l'emploi à temps partiel que nous venons de commenter donnent des résultats très différents de ceux observés par Borowczyk-Martins and Lalé (2017). En effet, ces derniers trouvent que les transitions entre l'emploi privé à temps partiel et l'emploi privé à temps complet expliquent à elles seules 70% des variations de l'emploi à temps partiel aux Etats-Unis et au Royaume-Uni. Ce chiffre est d'autant plus remarquable que plus de 80% de ces variations proviennent de transitions entre temps complet et temps plein qui s'effectuent sans changer d'employeur. Par conséquent, sur ces marchés du travail il est possible de mettre en avant une dimension dominante, presque unique, expliquant les variations de l'emploi à temps partiel.

4.3 Analyse par catégorie de population

Les colonnes (2) à (6) complètent notre analyse en présentant les résultats de décomposition de variance pour différentes catégories de population. Dans l'ensemble, ces résultats confirment le principal message de la section précédente : les entrées/sorties du non-emploi, c'est-à-dire la somme de β^U et β^N, contribuent davantage aux variations de l'emploi à temps partiel que les transitions directes impliquant l'emploi à temps complet et à temps partiel.

Ensuite, les colonnes (2) à (6) de la Table 3 font apparaître plusieurs niveaux d'hétérogénéité. Le premier niveau concerne le rôle des transitions impliquant le chômage comme source de variation des temps partiels masculin et féminin. Environ 48% de la variance du temps partiel féminin provient de l'interaction avec le chômage contre seulement 33% chez les hommes. Soulignons ici que les séparations de l'emploi privé à temps partiel vers le chômage (p^{PU}) expliquent le plus les variations de l'emploi à temps partiel féminin (18,5%). Ensuite, si l'interaction avec l'inactivité contribue légèrement plus aux variations du temps partiel masculin, les composantes des variations provenant de N ne sont pas les mêmes pour les hommes et les femmes. Pour la population masculine, les séparations de l'emploi privé à temps partiel vers l'inactivité génèrent l'essentiel de ces variations (17,5%). Chez les femmes, ce sont les transitions dans le sens opposé qui expliquent une part plus élevée des variations de l'emploi à temps partiel (16,5%).

L'analyse selon l'âge suggère quant à elle que la contribution des passages directs entre emploi privé à temps complet et emploi privé à temps partiel, sans épisode de non-emploi,

augmente avec l'âge. Ces transitions totalisent une contribution à la variance de 33% chez les 15-24 ans, 41% chez les 25-54 ans et 47% chez les 55-64 ans. Au sein de cet ensemble, la probabilité de transition dominante varie. Ainsi, chez les plus jeunes, la variance de l'emploi à temps partiel trouve principalement sa source dans les fluctuations de la probabilité de transition du temps complet vers le temps partiel (p^{CP}). En revanche chez les 55-64 ans, c'est la probabilité de transition inverse (p^{PC}) qui, avec une contribution de 30,4%, est le premier facteur de variation de l'emploi à temps partiel. Enfin, si la somme des interactions impliquant le non-emploi totalise une contribution majoritaire variant entre 55% (chez les 55- 64 ans) et 65% (chez les 15-24 ans et les 25-54 ans), les rôles respectifs du chômage et de l'inactivité ne sont pas tout à fait les mêmes. L'interaction avec le chômage apparait plus importante pour les 25-54 ans et les 55-64 ans. Chez les 15-24 ans, les interactions avec le chômage et l'inactivité contribuent dans une même mesure aux fluctuations de l'emploi privé à temps partiel. Remarquons qu'au sein de ces deux ensembles l'accès à l'emploi à temps partiel depuis l'inactivité des jeunes (p^{NP}) est le premier déterminant des variations de l'emploi à temps partiel.

5 Le temps partiel et les institutions du marché du travail en France

L'analyse des effets de l'interaction entre institutions et chocs macroéconomiques sur le chômage et l'emploi a fait l'objet de nombreux travaux (Blanchard and Wolfers (2000), Nickell, Nunziata and Ochel (2005), Boeri (2011)). Les études d'Ohanian and Raffo (2012) et Llosa et al. (2015) suggèrent également que les institutions jouent un rôle important dans les choix d'ajustements des heures totales travaillées le long des marges intensive et extensive. Enfin, le travail de Buddelmeyer, Mourre and Ward (2004) conduit à un constat analogue s'agissant du niveau du temps partiel dans l'emploi total. Dans cette section, essentiellement descriptive, nous discutons des liens éventuels entre les institutions françaises et le type d'ajustement du facteur travail privilégié par les entreprises, et nous analysons notamment leurs effets sur la part du temps partiel dans l'emploi privé total. Les institutions du marché du travail dont il est ici questions sont : le salaire minimum, les considérations socio-fiscales (taxation du travail et minima sociaux), les législations relatives à la protection de l'emploi et aux contrats de travail, le régime d'indemnisation chômage et l'influence des syndicats de travailleurs. Nous commençons par un état des lieux en étudiant l'influence du paysage institutionnel français et de certaines réformes importantes antérieures à 2003 sur le niveau des flux et de la part du temps partiel dans l'emploi. Nous présentons ensuite les effets possibles sur la part du temps partiel de certaines réformes conduites au cours de la période 2003-2015.

5.1 Contexte institutionnel en France en 2003 et ajustement du facteur travail

5.1.1 Les législations sur la protection de l'emploi et les contrats de travail

Plusieurs travaux récents soulignent que, face à une baisse de l'activité économique, les entreprises ont d'autant plus tendance à privilégier la marge intensive du facteur travail que la protection de l'emploi est rigoureuse (Ohanian and Raffo (2012), OCDE (2012), Llosa et al. (2015)). A cet égard, la France ayant l'une des législations sur la protection de l'emploi les plus strictes au monde[15], il est permis de penser que les entreprises françaises devraient solliciter la marge intensive pour ajuster leurs heures de travail. Les comparaisons internationales montrent en outre que le recours au travail à temps partiel est fortement corrélé à la rigueur de la législation sur les emplois permanents. Ainsi, les pays disposant d'un marché du travail peu flexible ont davantage recours au travail à temps partiel (cf. Buddelmeyer, Mourre and Ward (2004)). Ces constats ne sont que partiellement vérifiés par notre étude (cf. la Section 3.2). D'une part, la part d'emplois à temps partiel est légèrement plus faible en France que dans la moyenne des pays de l'OCDE. D'autre part, même si la marge intensive a été le mode d'ajustement privilégié pendant la récession de 2008-2009, le secteur privé français a eu davantage recours à des changements d'heures au sein des deux catégories d'emploi (temps partiel / temps complet) qu'à des variations du nombre d'emplois à temps partiel. La France se distingue d'ailleurs par une plus faible mobilité de sa main d'œuvre à temps partiel comparée aux autres pays de l'OCDE. Le chapitre 4 du rapport de l'OCDE (2010) montre en effet que le taux de rotation annuel de l'emploi à temps partiel français (la somme des entrées et des sorties de l'emploi à temps partiel rapportée à l'ensemble des travailleurs au cours d'une année donnée) est l'un des plus faible au monde. Le taux de rétention annuel français (le pourcentage de travailleurs à temps partiel au cours d'une année qui continuent de travailler à temps partiel l'année suivante) est l'un des plus élevés. Milewski (2013) va même jusqu'à qualifier de forme d'emploi stable le temps partiel en France. Comment comprendre cette contradiction apparente ? Une piste importante d'explication réside dans le fait que le recours au travail à temps partiel ne constitue pas la solution la plus adaptée aux besoins des entreprises qui cherchent à contourner les rigidités du marché du travail. Plusieurs arguments liés aux législations de l'emploi et des contrats de travail viennent étayer ce point de vue.

En premier lieu, dès la fin des années 1990 plusieurs changements sont venus réduire l'attractivité du temps partiel par rapport au temps complet[16]. D'une part, cette période marque la fin des encouragements données aux entreprises à recourir au temps partiel. La réduction des charges patronales sur les bas salaires est ainsi calculée au prorata du nombre d'heures rémunérées à compter du 1er janvier 1998. L'abattement des cotisations sociales pour les nouveaux contrats à temps partiel est supprimé par la loi de janvier 2000 (loi dite Aubry II). Enfin, les exonérations de charges en faveur du temps partiel sont abandonnées en 2002. D'autre part, la flexibilité horaire des emplois à temps complet a été accrue. L'annualisation, la modulation et les aménagements du temps de travail concomitants à la réduction à 35 heures hebdomadaire de la durée légale du travail (RTT) au début des années 2000 rendent l'emploi à temps partiel relativement moins avantageux que le temps complet. Ceci affecte tout particulièrement les em-

plois à temps partiel ayant une durée du travail élevée. Selon l'OCDE (2004) et Bruyère et al. (2006), la baisse de la durée annuelle moyenne de travail sur la période 1990-2002 est ainsi liée principalement à la réduction de la durée du travail des salariés à temps complet en France, tandis que dans les autres pays européens elle est davantage expliquée par le développement du temps partiel. Nos résultats suggèrent néanmoins que ce constat doit être nuancé pour la période 2003-2015 (du moins pendant la Grande Récession). En effet, le Tableau 1 montre une baisse importante des heures dans les emplois à temps partiel et un accroissement de la part du temps partiel dans l'emploi total.

En second lieu, la France constitue l'un des pays qui régule le plus fortement la durée du travail (cf. Nunziata (2003) et Ghosheh (2013)), et la règlementation relative au travail à temps partiel est l'une des plus favorables aux salariés dans l'ensemble des pays de l'OCDE (OCDE (2010)). La transformation de contrats à temps complet en contrats à temps partiel n'est en outre pas aisée en France : elle doit être motivée par un des motifs du licenciement économique énoncé à l'article L. 1233-3 du Code du travail, et elle ne peut être que proposée au salarié au lieu d'être imposée par l'employeur. Sans nul doute, une telle règlementation a pour effet de limiter la transformation des emplois à temps complet en emploi à temps partiel et réduit le recours à la flexibilité interne des entreprises françaises. Le fait que nous mesurons des probabilités de transition depuis l'emploi à temps complet vers l'emploi à temps partiel beaucoup plus faible en France qu'aux Etats-Unis appuie ce constat.

La progression de 5% en 1982 à 13% en 2011 de la proportion d'emplois en CDD et en intérim en France (Conseil d'orientation pour l'emploi (2014)) laisse penser que les firmes françaises ne négligent pas le recours à la flexibilité externe - point de vue soutenu d'ailleurs par Bardaji (2010) ou Bunel (2006) et qui semble corroboré par nos Tableaux 2 et 3. La littérature empirique montre que cette flexibilité externe est principalement mobilisée par le biais des contrats temporaires en France. La proportion d'emplois temporaires (CDD et Intérim) dans les emplois à temps partiel est deux fois plus forte que dans les emplois à temps complet (18% contre 9% en 2011 d'après le Conseil d'orientation pour l'emploi (2014)). Cette observation permet d'expliquer les probabilités de sortie élevée que nous enregistrons dans le cas de l'emploi à temps partiel. Elle rationalise également l'importante contribution des interactions entre l'emploi et le non-emploi aux variations cycliques de la part du temps partiel.

5.1.2 L'influence des syndicats

Comme le suggèrent van Lomwel and van Ours (2005), le développement du temps partiel est souvent le fruit d'arrangements institutionnels issus de la négociation collective. L'analyse empirique de Buddelmeyer, Mourre and Ward (2004) sur données de panel de pays de l'Union Européenne sur la période 1983-2002 montre d'ailleurs que l'importance des syndicats est négativement corrélée à la part du temps partiel dans l'emploi total. Au cours des 40 dernières années, l'État français a exercé un contrôle prépondérant sur le temps de travail. Si la fixation de la durée du travail ne s'est pas ou peu opérée au niveau des négociations collectives, les syndicats français ont néanmoins pu influencer les choix étatiques, et, en l'occurrence, limiter le développement du temps partiel. En effet, les syndicats français manifestent traditionnellement

une préférence pour les réductions collectives du temps de travail plutôt que pour des réductions individuelles via le temps partiel. Plusieurs raisons peuvent expliquer cette résistance. Un premier facteur tient au fait que les travailleurs à temps partiel sont en moyenne moins syndiqués que les travailleurs à temps complet (cf. Pignoni (2016)). Deuxièmement, cette forme atypique d'emploi constitue en général une modalité de flexibilité imposée par les entreprises, notamment en phase de basse conjoncture. En outre, les avantages sociaux sont en moyenne plus faibles pour les employés à temps partiel[17] et la part du temps partiel subi en France est l'une des plus élevées de l'OCDE. Dans ces conditions, s'il existe une substituabilité forte entre les emplois à temps complet et à temps partiel (vision partagée par de nombreux responsables syndicaux), le développement du temps partiel serait synonyme d'un accroissement de la flexibilité sur le marché du travail qui détériorerait la situation des salariés. Enfin, l'opposition de la plupart des syndicats français à la réduction de la protection associée aux emplois en CDI a pu pousser les entreprises à prendre l'habitude de recourir à la flexibilité externe via les emplois temporaires plutôt qu'à la flexibilité interne via le recours au temps partiel pour gérer les fluctuations des heures travaillées (cf. Kümmerling and Lehndorff (2014)). L'ensemble de ces éléments peuvent constituer des pistes d'explication non seulement aux transitions en moyenne beaucoup plus réduites des emplois à temps complet vers les emplois à temps partiel observées en France (en comparaison avec les Etats-Unis ou le Royaume-Uni ; cf. Tableau A2 de l'annexe), mais aussi au très faible accroissement des transitions entre le temps complet et le temps partiel observé pendant la Grande Récession (cf. fenêtre (a) du Graphique 3).

5.1.3 Le système socio-fiscal

Les flux d'entrée ou de sortie du temps partiel sont également influencés par des considérations socio-fiscales. Comme nous le soulignons ici, plusieurs effets semblent jouer en des sens opposés et il est difficile de hiérarchiser leurs impacts respectifs sur la part du temps partiel dans l'emploi total.

En premier lieu, l'OCDE (2010) estime que plus le gain monétaire associé à la reprise d'un emploi à temps complet est réduit par le système de prélèvements et de prestations, plus la probabilité de retour à l'emploi à temps complet depuis le temps partiel est faible, et plus la probabilité de sortie de l'emploi à temps partiel est élevée. La France ne semble pas se distinguer des autres pays de l'OCDE sur la période 2003-2015, que ce soit du point de vue des taux marginaux effectifs d'imposition ou du point de vue des taux de remplacement nets des demandeurs d'emploi (calculés aussi bien au début d'un épisode de chômage que pour une situation de non-emploi de plus longue durée ; cf. `http://www.oecd.org/fr/social/prestationset-salaires.htm`). En revanche, les écarts observés avec les Etats-Unis, pays caractérisé par des taux marginaux d'imposition et des taux de remplacement nets plutôt faibles, permettent d'expliquer pourquoi les taux de sortie du temps partiel français sont près de quatre fois inférieurs aux taux américains (cf. Tableau A2 de l'annexe).

En second lieu, la singularité française incarnée par un système socio-fiscal basé sur la famille - notamment avec le quotient conjugal - peut dans certaines situations engendrer des taux marginaux effectifs d'imposition du conjoint très élevés. En effet, comme le suggèrent Laroque

and Salanié (2003) ou encore Landais, Piketty and Saez (2011), cette spécificité française limite probablement les incitations de certaines femmes à sortir du non-emploi ou à rechercher un emploi à temps complet lorsqu'elles occupent un emploi à temps partiel. Par ce biais, le système français atténue les flux d'entrée et de sortie du temps partiel, contribuant ainsi à la faiblesse du taux d'entrée dans le temps partiel (depuis le temps complet ou le non-emploi) lorsqu'on le compare avec les Etats-Unis et le Royaume-Uni (cf. Tableau A2).

En troisième lieu, le régime d'indemnisation du chômage facilite la gestion conjoncturelle des heures travaillées des entreprises, et peut par là-même exercer des effets non négligeables sur le temps partiel. Au début de notre période d'analyse, le dispositif d'activité réduite touchait une population importante (environ 1 million de demandeurs d'emplois en fin de mois des catégorie B et C en 2003). Sous certaines conditions[18], un demandeur d'emploi peut ainsi cumuler en partie l'allocation d'aide au retour à l'emploi (ARE), versée par Pôle emploi, avec les revenus d'une activité professionnelle occasionnelle ou réduite. L'utilisation très contra-cyclique du dispositif incite donc à la reprise d'emplois à temps partiel[19] pendant une récession et peut expliquer partiellement la contribution importante du non-emploi aux variations de la proportion du temps partiel observée dans le Tableau 3. Deux effets principaux du dispositif peuvent être avancés. D'une part, en réduisant les incitations financières à la reprise[20] et le temps à consacrer à la recherche d'un emploi à temps complet, il se caractérise par un effet d'enfermement durant la période d'activité réduite. D'autre part, en rapprochant les demandeurs d'emplois du marché du travail, le dispositif peut être à l'origine d'un effet de tremplin vers les emplois à temps complet. De tels mouvements semblent effectivement présents pendant la Grande Récession (cf. fenêtre (b) du Graphique 3). En revanche, nous n'observons pas de variation contra-cyclique des transitions entre le non-emploi et le temps partiel. Il est bien sûr possible que notre analyse agrégée ne permette pas une évaluation précise de cet effet.

5.2 L'effet des évolutions institutionnelles intervenues entre 2003 et 2015 sur la part d'emploi à temps partiel

Dans cette section, nous discutons des principales évolutions institutionnelles qui ont eu lieu sur la période 2003-2015 et de leurs effets probables sur le temps partiel en France. Nous nous concentrons sur les évolutions institutionnelles qui ont fait l'objet de travaux empiriques.

5.2.1 Le coût du travail au niveau du SMIC

La proportion d'employés à temps partiel qui sont rémunérés au SMIC horaire est en particulier trois fois supérieure à celle des employés à temps complet (Milewski (2013)). L'impact d'une variation du coût horaire du SMIC sur la demande de travail à temps partiel est donc probablement non négligeable. L'évolution de ce coût horaire a été plutôt mouvementée sur la période 2003-2015[21]. En effet, entre 2003 et 2006, le pouvoir d'achat du SMIC horaire a augmenté de manière spectaculaire (entre 3% et 4% par an) en comparaison du pouvoir d'achat du salaire horaire de base des ouvriers (environ 1% par an). Néanmoins, l'accroissement des exonérations de cotisations sociales patronales en 2003 (« réductions Fillon ») a pu limiter les effets néfastes de ces hausses sur le coût du travail et la demande relative de travail à temps par-

tiel en 2003-2004. En revanche, en accroissant la rémunération associée aux emplois faiblement rémunérés, les hausses du SMIC horaire ont pu avoir une influence positive sur les transitions entre le non-emploi et le temps partiel et un impact négatif sur les transitions entre le temps partiel et le non-emploi sur la période 2003-2006, poussant ainsi la proportion de temps partiel à la hausse.

5.2.2 Les législations sur la protection de l'emploi et les contrats de travail

Il est probable que les différentes réformes des législations sur la protection de l'emploi et les contrats de travail aient eu un impact globalement négatif sur la part d'emplois à temps partiel, et ont en particulier contenu la hausse du temps partiel après la récession.

La protection de l'emploi en France a globalement peu évolué sur la période 2003-2015. Les principales réformes du code du travail de cette période ont légèrement assoupli la législation relative aux contrats permanents. Ainsi du dispositif formel de cessation d'emploi par accord mutuel sans intervention d'un juge de 2008, et du raccourcissement du délai de contestation d'un licenciement accompagnée de la simplification/accélération des procédures en cas de licenciements collectifs de 2013. Le succès de la rupture conventionnelle du contrat de travail auprès des salariés et entreprises, utilisée probablement comme alternative au licenciement économique, a ainsi pu accroître l'utilisation de la marge extensive par les entreprises, et, par là-même, réduire l'utilisation de la marge intensive pour ajuster le total des heures de travail.

La loi d'août 2008 s'appliquant conjointement aux emplois à temps complet et à temps partiel a notamment refondu et simplifié les dispositions du Code du travail en matière d'aménagement et de répartition des horaires de travail sur tout ou partie de l'année. Même si le consentement individuel des travailleurs à temps partiel reste nécessaire, cette loi a accru la flexibilité du temps de travail des salariés à temps partiel et a ainsi rendu cette forme d'emploi plus attractive pour les entreprises. Elle a donc pu stimuler les créations d'emplois à temps partiel, ce qui semble cohérent avec les évolutions présentées au Graphique 1.

En permettant d'augmenter le nombre d'heures complémentaires au-delà du 1/10ème de la durée normale de travail, la loi de sécurisation de l'emploi de juin 2013 a accru la flexibilité horaire des emplois à temps partiel. Néanmoins, elle a augmenté la rémunération horaire des heures complémentaires en imposant une majoration de 10% de chacune des heures complémentaires accomplies dans la limite de 10% de la durée normale de travail et de 25% pour chacune des heures complémentaires effectuées au-delà du 1/10ème de la durée normale de travail, sauf dérogation. En outre, la loi a rendu ces contrats moins flexibles en imposant, sauf dérogation contraire, une durée d'activité minimale hebdomadaire de 24 heures. Compte tenu de l'impact négatif sur la part d'emplois à temps partiel mis en évidence par Buddelmeyer, Mourre and Ward (2004), nous pouvons supposer que cette loi a bridé la demande de travail et pesé négativement sur les transitions vers le temps partiel. L'interruption de la hausse de la part du temps partiel dans le courant de l'année 2013 puis la baisse observée à partir de 2014 (Graphique 1) illustreraient ainsi les effets de cette loi. Ceci dit, la loi est récente et nos données ne permettent probablement pas de bien discerner toutes ses implications sur les flux de main d'œuvre.

5.2.3 Les régimes d'indemnisation du chômage

Le dispositif de l'activité réduite a été réformé en 2006. En réduisant le nombre d'heures maximales lors d'une reprise d'activité de 136h à 110h par mois, il a rendu le travail à temps partiel « long » (c'est-à-dire ayant une durée comprise entre 110h et 136h par mois) moins intéressant financièrement pour les travailleurs. Ce faisant, il a pu limiter les flux d'entrée au temps partiel et augmenter les flux de sortie du temps partiel. La très forte hausse continue sur la période allant de janvier 2008 à septembre 2014 (augmentation d'environ 1 million à 1.7 million de personnes) des demandeurs d'emploi des catégories B et C (cf. Pôle Emploi (2016)) suggère néanmoins que ces effets ont été compensés par d'autres mécanismes. D'après le Graphique 3, la forte hausse de l'activité réduite pendant la période 2008-2014 ne semble pourtant pas avoir eu un impact fort sur les transitions du non-emploi vers le temps partiel et sur les flux du temps partiel vers le temps complet.

Le dispositif de l'*activité partielle* (également nommé *chômage partiel*) concerne les emplois à temps complet en CDI et vise à limiter leur destruction en période de ralentissement économique. Il permet en effet aux employeurs confrontés à des difficultés temporaires de réduire les heures travaillées des salariés ou de suspendre temporairement l'activité de tout ou partie de leurs salariés sans rompre leur contrat de travail, et ce tout en atténuant les effets sur leur rémunération grâce à une indemnisation partielle de l'Etat et/ou de l'Unédic. En 2009, l'Etat crée un nouveau volet dans le dispositif : l'allocation prévue au titre de l'activité partielle de longue durée (APLD). Il encourage les entreprises à privilégier l'APLD pendant la crise en augmentant fortement son attrait par rapport au volet traditionnel de l'activité partielle. Cette réforme a probablement eu des effets opposés sur le temps partiel. L'augmentation de la participation financière de l'Etat, la meilleure indemnisation des salariés et l'allongement de la durée d'utilisation par rapport au volet traditionnel ont certainement permis une réduction des destructions d'emplois à temps complet. Ceci a pour effet de limiter la progression de la part du temps partiel dans l'emploi. Mais, d'autre part, l'élargissement des critères d'éligibilité, en particulier aux emplois à temps partiel, a pu stimuler les créations d'emplois à temps partiel. En dépit d'une utilisation plus marquée pendant la Grande Récession, plusieurs travaux (OCDE (2010), Hijzen and Martin (2013), Calavrezo and Zilloniz (2016)) suggèrent que le dispositif n'a eu qu'un impact marginal sur l'emploi en France. Les inflexions dans les évolutions des transitions entre le temps complet et le chômage d'une part et entre le temps complet et le temps partiel d'autre part, observées dans le Graphique 3, suggèrent que cette mesure a pu limiter la hausse de la proportion du temps partiel. Néanmoins, alors même que la France était dotée de caractéristiques institutionnelles (législation stricte sur la protection de l'emploi et négociations peu décentralisées) plutôt adaptées à une utilisation massive de ce dispositif, la flexibilité interne permise par la RTT et les habitudes des employeurs d'utiliser la flexibilité externe par le biais des contrats temporaires expliquent probablement son impact marginal sur l'emploi.

5.2.4 Le système socio-fiscal

Trois évolutions du régime socio-fiscal au cours de la période 2003-2015 ont pu impacter la part d'emploi à temps partiel. Il semble néanmoins que leur influence ait été marginale. La première réforme, relative à un volet de la loi du 21 août 2007 en faveur du travail, de l'emploi et du pouvoir d'achat (dite loi TEPA), a instauré une réduction de cotisations salariales et patronales ainsi qu'une exonération d'impôt sur le revenu pour les heures supplémentaires des emplois à temps complet et les heures complémentaires des emplois à temps partiel. Ce dispositif a pu pousser à la hausse les ajustements des heures de travail en emploi. En effet, l'augmentation potentielle du volume d'heures supplémentaires a pu offrir une plus grande marge de réduction du temps de travail au sein de l'emploi lors du retournement conjoncturel de la récession, facilitant ainsi une rétention de main d'œuvre par les entreprises (Argouarc'h et al. (2010)) et réduisant son impact sur la proportion d'emplois à temps partiel. Toutefois, il est aussi possible que cette loi ait essentiellement entraîné une modification des pratiques de déclaration des heures supplémentaires et complémentaires des firmes en vue de réaliser des optimisations fiscales, et qu'elle ait donc peu affecté le nombre total d'heures travaillées et l'emploi (Cahuc and Carcillo (2014)) et les ajustements des heures par tête au gré des fluctuations conjoncturelles (cf. Chagny, Gonzales and Zilberman (2010) et Calavrezo and Zilloniz (2016)). Suivant ce raisonnement, l'abrogation de la défiscalisation des heures supplémentaires en 2012 n'a pu avoir qu'un effet limité voire nul. La deuxième réforme a trait à la création du revenu de solidarité active (RSA) en 2009. Ce dispositif a augmenté les incitations à sortir de l'inactivité pour occuper un emploi à temps partiel mais a réduit l'intérêt de chercher un emploi à temps complet pour les travailleurs à temps partiel. Le rapport du comité national d'évaluation du RSA (2011) suggère que les effets du RSA sur l'offre de travail ont été globalement faibles. Nos observations agrégées portant sur le Graphique 3 nous conduisent à une même conclusion. Néanmoins, les travaux sur le RSA ont été réalisés peu de temps après l'entrée en vigueur du dispositif, et il est possible que les effets soient d'une ampleur plus importante sur le moyen/long terme. La troisième réforme concerne le relèvement progressif de l'âge de départ à la retraite. En réduisant progressivement les flux du temps complet et du temps partiel vers l'inactivité et en augmentant les flux du temps complet vers le temps partiel, la loi Woerth instaurée en 2010 a pu avoir des effets contradictoires sur la part du temps partiel dans l'emploi des seniors. Cette loi devrait produire ses effets avec un délai de plusieurs années par rapport à la période que nous étudions.

Même si elles ont pu freiner légèrement la hausse de la part du temps partiel dans l'emploi sur la période 2009-2015, les réformes conduites au cours de notre période d'analyse n'ont pas engendré de bouleversements s'agissant de la relation entre institutions du marché du travail et part du temps partiel dans l'emploi. Ce constat rejoint celui de la littérature empirique qui conclut à des effets sur l'emploi limités des réformes discutées ici. Nuançons toutefois ce propos en soulignant que la fenêtre temporelle de notre étude ne permet sans doute pas d'apprécier l'ensemble des effets de ces réformes.

6 Conclusion

En partant des micro-données de l'Enquête Emploi en Continu, nous construisons des séries temporelles permettant d'évaluer l'importance relative de la marge intensive et de la marge extensive dans les ajustements cycliques du facteur travail en France sur la période 2003-2015. Cet exercice permet de souligner une première singularité du marché du travail français par rapport aux marchés américain et anglais : la marge intensive joue un rôle plus important que la marge extensive dans la dynamique d'ajustement du facteur travail dans le secteur privé. Partant de ce constat, nous affinons l'analyse de la marge intensive. En distinguant les emplois à temps complet des emplois à temps partiel, nous montrons que contrairement aux Etats-Unis, les ajustements de la marge intensive s'opèrent plutôt par une modification du volume horaire travaillé dans chacun des deux types d'emplois que par une variation de la part des emplois à temps partiel dans l'emploi total. Nous décomposons alors les variations de l'emploi à temps partiel selon des termes attribuables aux interactions avec l'ensemble des états sur le marché du travail : les emplois à temps complet, le chômage et l'inactivité. Nous montrons que les variations de l'emploi à temps partiel s'expliquent plutôt par des interactions avec le non-emploi que par des interactions avec le temps complet, tandis que Borowczyk-Martins and Lalé (2017) observent le contraire dans le cas des Etats-Unis et du Royaume-Uni. Nous retrouvons ainsi notamment un résultat mis en avant dans la littérature relative au temps partiel en France : le temps partiel ne semble pas être un tremplin vers l'emploi à temps complet.

L'étude des caractéristiques du paysage institutionnel français proposée dans la suite de l'article suggère que les agents économiques ont intérêt à recourir aussi bien à la flexibilité externe qu'à la flexibilité interne pour ajuster les heures de travail en fonction du cycle économique. Il semble toutefois que les règles du marché du travail français favorisent principalement la forme de flexibilité interne passant par un ajustement du volume horaire effectif plutôt que celle passant par une transformation des horaires habituellement travaillées stipulées dans le contrat de travail. L'examen de différentes réformes de la période 2003-2015 laisse penser qu'elles ont eu un impact très limité sur les évolutions des flux impliquant l'emploi à temps partiel et sur son poids dans l'emploi total. Ce constat confirme le faible effet sur l'emploi de ces réformes qui a été observé dans la littérature empirique.

A l'aune de l'ensemble de ces résultats, certaines pistes de recherche pourraient compléter et approfondir notre étude. La première concerne l'évaluation empirique de l'effet des interactions entre institutions et conjoncture économique sur la part d'emploi à temps partiel. L'analyse que nous proposons à ce sujet dans la Section 5 est descriptive. Elle pourrait être prolongée en mobilisant des données spécifiques à certaines réformes et en évaluant économétriquement l'impact sur le temps partiel. La seconde piste consiste à élargir l'analyse à des dimensions qui jouent un rôle sur les évolutions tendancielles du temps partiel. En effet, les spécificités culturelles, démographiques ou sectorielles des pays influencent probablement la contribution du temps partiel aux ajustements cycliques du marché du travail. Nous avons par exemple souligné la faiblesse des variations cycliques du temps partiel en France. Celle-ci pourrait s'expliquer par le fait que la frange des travailleurs à temps partiel qui subit le plus la flexibilité imposée par les entreprises (les jeunes et les moins qualifiés en particulier) ne se voit pas proposer

d'emplois à temps complet, tandis que les travailleurs plus protégés qui occupent des emplois à temps partiel aux horaires de travail « longs » (typiquement les femmes plutôt qualifiées) ne souhaitent pas que leur situation évolue au gré des fluctuations de l'activité économique. Ces travaux permettraient de compléter et de prolonger l'analyse présentée dans cet article.

Notes

[1]A notre connaissance, aucune des recherches qui se sont concentrées sur l'analyse des flux français du marché du travail en intégrant le temps partiel n'a étudié le rôle de sa proportion dans les ajustements aux fluctuations économiques. Galtier (1999) et Buddelmeyer, Mourre and Ward (2005) par exemple, examinent l'effet de caractéristiques individuelles sur les transitions du temps partiel vers le temps complet, mais ils ne s'intéressent pas aux implications sur la part du temps partiel dans l'emploi total.

[2]Ces coûts de rotation recouvrent aussi bien des coûts « directs » (indemnités de licenciement, etc.) que des coûts « indirects » liés au recrutement et à la formation de nouveaux salariés lors d'une reprise économique.

[3]Ces limites peuvent être aussi bien liées à la résistance des travailleurs ou de leurs représentants qu'aux caractéristiques du processus de production.

[4]Tout comme Borowczyk-Martins and Lalé (2017), nous observons dans les données françaises que les probabilités d'entrées et de sorties de l'emploi à temps complet sont plus corrélés à l'activité économique que les probabilités d'entrées et de sorties du temps partiel (cf. Section 3).

[5]Pour être précis, nous nous intéressons à l'emploi salarié privé à temps complet et à temps partiel. Nous distinguons donc un $5^{\text{ème}}$ état sur le marché du travail qui comprend emploi public, travailleurs indépendants et travailleurs libéraux. Nous cherchons, ce faisant, à isoler les formes particulières de turnover spécifiques à ces catégories d'emploi.

[6]Entre 2003 et 2012, l'intitulé de la question relative aux heures habituellement travaillées était : « *dans le cadre de votre emploi principal (ou : dans le cadre de votre temps partiel), en moyenne combien d'heures travaillez-vous par semaine ?* ». L'INSEE observe que les changements liés à l'intitulé de la question, mais aussi et surtout, ceux liés aux filtres et aux instructions fournies à l'enquêteur pour la saisie du nombre d'heures « *ont pu avoir un léger impact à la baisse sur la mesure des heures habituellement travaillées par semaine, de l'ordre de 0,3 heure en moyenne* ».

[7]Il s'agit ici de la part du temps partiel dans l'emploi total. Dans la Section 3, nous nous concentrons sur la part du temps partiel dans l'emploi salarié privé (cf. Section 2.1.2).

[8]Cette différence est directement imputable à la notion du volume horaire utilisée ici. En effet, les heures effectivement travaillées reflètent, notamment, les fluctuations liées à la conjoncture économique, au calendrier (jours fériés par exemple), et à divers aléas individuels (congés maladie, etc.). Ces sources de variation ont tendance à réduire le volume horaire de travail effectif si l'on compare celui-ci au nombre d'heures *habituellement* travaillées.

[9]Le caractère atone du marché du travail, repérable à la faiblesse des taux d'accès à l'emploi, est parfois désigné par le terme « sclérose ». Ce dernier renvoie à un ensemble de travaux qui mettent directement en relation certaines institutions du marché du travail (protection renforcée de l'emploi, générosité de l'indemnisation du chômage) et la faiblesse de l'emploi en Europe continentale ; voir par exemple Bentolila and Bertola (1990) et Ljungqvist and Sargent (1998).

[10]Ce fait stylisé est vérifié si l'on considère le volume des transitions plutôt que les taux de transition. En moyenne, 330000 personnes trouvent un emploi à temps complet depuis le chômage, alors que, 125000 personnes quittent l'emploi à temps partiel pour l'emploi à temps plein.

[11]Borowczyk-Martins and Lalé (2017) remarquent qu'environ 80% des transitions entre l'emploi à temps complet et l'emploi à temps partiel s'effectue au sein de la même entreprise.

[12]Voir par exemple : https://www.businesscycle.com/ecri-business-cycles/international-business-cycledates-chronologies.

[13]Il est indispensable de lever cette hypothèse dans le cas du marché du travail français. En effet, les probabilités de transition présentées dans la Table 2 sont faibles, ce qui implique que la part du travail à temps partiel n'est pas bien approximée par sa valeur stationnaire. Nous vérifions ainsi que la valeur du coefficient de corrélation relatif à ces deux séries est seulement de 0,43.

[14]De même, il convient de remarquer ici que les transitions p^{CP} et p^{PC} ont une contribution relative du même ordre de grandeur.

[15]Ce constat est attesté, notamment, par les indices de l'OCDE relatifs à la protection des emplois permanents et des emplois temporaires (cf. OCDE (2013)).

[16]Jusqu'en 2013, les heures complémentaires dans l'emploi à temps partiel (c'est-à-dire les heures effectuées au-delà de la durée prévue par le contrat de travail) ne donnaient pas lieu à une rémunération majorée, contrairement aux dispositions qui concernent l'emploi à temps complet. De ce point de vue, le travail à temps partiel est plus avantageux du point de vue des entreprises. Néanmoins, le recours aux heures effectuées au-delà de la durée prévue par le contrat de travail est plus limité pour le temps partiel qu'il ne l'est pour le temps complet.

[17]L'accès à la protection sociale est lié à un revenu minimum ou à un nombre minimum d'heures de travail. Aussi, les travailleurs à temps partiel peuvent être exclus du bénéfice de certaines prestations sociales notamment d'assurances sociales (maladie, maternité, invalidité ou décès) ou de logement social. De même l'accès à la formation est de façon générale plus rare pour les salariés à temps partiel. Le chapitre 4 de l'OCDE (2010) suggère aussi qu'il existe une véritable pénalisation induite par le temps partiel aussi bien du point de vue des revenus potentiels que de la sécurité de l'emploi.

[18]En 2003, le cumul était soumis aux conditions suivantes : (i) l'activité réduite, lors d'une reprise d'activité, ne devait pas dépasser 136 heures par mois ; (ii) elle ne devait pas procurer une rémunération mensuelle supérieure à 70 % des rémunérations brutes perçues avant la perte partielle ou totale de l'emploi. Lorsqu'une de ces deux conditions n'était pas remplie, certains jours n'étaient pas indemnisés au titre du cumul un mois donné mais ils décalaient d'autant la fin de l'indemnisation.

[19]D'après Fontaine and Rochut (2014), les activités réduites exercées au premier mois d'inscription en 2000 concernaient pour 44% des contrats à temps partiel et pour 32% des contrats à temps complet (les conditions d'emploi n'étaient pas renseignées pour les 24% restants).

[20]Dans son rapport de 2014 sur l'évolution des formes de l'emploi, le Conseil d'orientation pour l'emploi soulignait d'ailleurs que « 760 000 allocataires du régime d'assurance chômage bénéficient du dispositif d'activité réduite de façon durable ou récurrente, ce qui fait craindre que le « revenu de remplacement » tende dans certains cas à devenir un « revenu de complément durable » (p.13).

[21]L'adresse suivante sur le site de l'INSEE permet de suivre l'évolution du SMIC sur la période qui nous intéresse : https://www.insee.fr/fr/statistiques/1375188#graphique-facette2.

Références

Argouarc'h, Julie, Etienne Debauche, Pierre Leblanc, and Benoit Ourliac. 2010. "Comment expliquer les évolutions de l'emploi depuis le début de la crise ?" *Note de conjoncture de l'INSEE*, 19–43.

Bardaji, José. 2010. "Impact de la crise sur l'emploi et les salaires en France." *Economie & Prévision*, 4 : 179–186.

Bentolila, Samuel, and Giuseppe Bertola. 1990. "Firing costs and labour demand : How bad is Eurosclerosis ?" *The Review of Economic Studies*, 57(3) : 381–402.

Bick, Alexander, Bettina Brüggemann, and Nicola Fuchs-Schündeln. 2016. "Hours worked in Europe and the US : New data, new answers." *IZA Discussion paper series no. 10179*.

Blanchard, Olivier, and Justin Wolfers. 2000. "The role of shocks and institutions in the rise of European unemployment : The aggregate evidence." *The Economic Journal*, 110(462) : 1–33.

Blanchard, Olivier, and Peter Diamond. 1990. "The cyclical behavior of the gross flows of US workers." *Brookings Papers on Economic Activity*, 21(2) : 85–156.

Blundell, Richard, Antoine Bozio, and Guy Laroque. 2013. "Extensive and intensive margins of labour supply : Work and working hours in the US, the UK and France." *Fiscal Studies*, 34(1) : 1–29.

Boeri, Tito. 2011. "Institutional reforms in European labour markets." *Handbook of Labor Economics*, 4 : 173–236.

Borowczyk-Martins, Daniel, and Etienne Lalé. 2017. "Employment adjustment and part-time work : Lessons from the United States and the United Kingdom." *CIRANO Working paper no. 2017s-27.*

Bourguignon, François. 2011. "Rapport final du comité national d'évaluation du RSA." *La Documentation Française.*

Bruyère, Mireille, Odile Chagny, Valérie Ulrich, and Serge Zilberman. 2006. "Comparaisons internationales de la durée du travail pour sept pays en 2004 : La place de la France." *Données sociales-La Société Française, INSEE*, 363–370.

Buddelmeyer, Hielke, Gilles Mourre, and Melanie E Ward. 2004. "The determinants of part-time work in EU countries : Empirical investigations with macro-panel data." *IZA Discussion paper series no. 1361.*

Buddelmeyer, Hielke, Gilles Mourre, and Melanie E Ward. 2005. "Part-time work in EU countries : labour market mobility, entry and exit." *IZA Discussion paper series no. 1550.*

Bunel, Mathieu. 2006. "L'utilisation des modes de flexibilité par les établissements français." *Travail et Emploi*, 106 : 7–24.

Cahuc, Pierre, and Stéphane Carcillo. 2014. "The detaxation of overtime hours : Lessons from the French experiment." *Journal of Labor Economics*, 32(2) : 361–400.

Calavrezo, Oana, and Sandra Zilloniz. 2016. "L'ajustement des entreprises pendant la crise de 2008 : Recours aux heures supplémentaires et à l'activité partielle." *Document d'études de la DARES no. 198.*

Chagny, Odile, Lucie Gonzales, and Serge Zilberman. 2010. "Recours aux heures supplémentaires et complémentaires et rachats de jours de RTT durant les premiers mois de mise en oeuvre des lois relatives au pouvoir d'achat." *DARES Analyses, no. 029.*

Conseil d'orientation pour l'emploi. 2014. "L'évolution des formes d'emploi." *La Documentation Française.*

Davis, Steven J., R. Jason Faberman, and John C. Haltiwanger. 2006. "The flow approach to labor markets : New data sources and micro-macro links." *Journal of Economic Perspectives*, 20(3) : 3–26.

Elsby, Michael WL, Bart Hobijn, and Ayşegül Şahin. 2013. "Unemployment dynamics in the OECD." *Review of Economics and Statistics*, 95(2) : 530–548.

Elsby, Michael WL, Bart Hobijn, and Ayşegül Şahin. 2015. "On the importance of the participation margin for labor market fluctuations." *Journal of Monetary Economics*, 72 : 64–82.

Fontaine, Idriss. 2016. "French unemployment dynamics : A «three-state» approach." *Revue d'Économie Politique*, 126(5) : 835–869.

Fontaine, Maëlle, and Julie Rochut. 2014. "L'activité réduite : Quel impact sur le retour à l'emploi et sa qualité ? Une étude à partir de l'appariement FH-DADS." *Document d'études de la DARES no. 183.*

Galtier, Bénédicte. 1999. "Le temps partiel est-il une passerelle vers le temps plein ?" *Economie et Statistique*, 321(1) : 79–87.

Ghosheh, Naj. 2013. "Working conditions laws report 2012 : A global review." *International Labour Office.*

Hansen, Gary D. 1985. "Indivisible labor and the business cycle." *Journal of Monetary Economics*, 16(3) : 309–327.

Hijzen, Alexander, and Sebastien Martin. 2013. "The role of short-time work schemes during the global financial crisis and early recovery : A cross-country analysis." *IZA Journal of Labor Policy*, 2(1) : 5.

Jolivet, Gregory, Fabien Postel-Vinay, and Jean-Marc Robin. 2006. "The empirical content of the job search model : Labor mobility and wage distributions in Europe and the US." *European Economic Review*, 50(4) : 877–907.

Kümmerling, Angelika, and Steffen Lehndorff. 2014. "The use of working time-related crisis response measures during the Great Recession." *International Labour Office.*

Landais, Camille, Thomas Piketty, and Emmanuel Saez. 2011. *Pour une révolution fiscale : Un impôt sur le revenu pour le 21 ème siècle.* Le Seuil.

Langot, François, and Coralia Quintero-Rojas. 2009. "European vs American hours worked : Assessing the role of the extensive and intensive margins." *Economics Bulletin*, 29(2) : 530–542.

Laroque, Guy, and Bernard Salanié. 2003. *Institutions et emploi : Les femmes et le marché du travail en France.* Economica.

Lilien, David M, and Robert E Hall. 1986. "Cyclical fluctuations in the labor market." *Handbook of Labor Economics*, 2 : 1001–1035.

Ljungqvist, Lars, and Thomas J Sargent. 1998. "The European unemployment dilemma." *Journal of Political Economy*, 106(3) : 514–550.

Llosa, Gonzalo, Lee Ohanian, Andrea Raffo, and Richard Rogerson. 2015. "Firing costs and labor market fluctuations : A cross-country analysis." *Mimeo, Federal Researve Board*.

Milewski, Françoise. 2013. "Le travail à temps partiel." *Rapport au conseil économique social et environnemental*.

Nickell, Stephen, Luca Nunziata, and Wolfgang Ochel. 2005. "Unemployment in the OECD since the 1960s : What do we know ?" *The Economic Journal*, 115(500) : 1–27.

Nunziata, Luca. 2003. "Labour market institutions and the cyclical dynamics of employment." *Labour Economics*, 10(1) : 31–53.

OCDE. 2004. "Évolution récente et perspectives du marché du travail." *Perspectives de l'emploi, Chapitre 1, OCDE Paris*.

OCDE. 2010. "Le travail à temps partiel : une bonne option ?" *Perspectives de l'emploi, Chapitre 4, OCDE Paris*.

OCDE. 2012. "Qu'est-ce qui rend les marchés du travail résilients pendant les récessions ?" *Perspectives de l'emploi, Chapitre 2, OCDE Paris*.

OCDE. 2013. "Protéger l'emploi, renforcer la flexibilité : un nouveau regard sur la législation sur la protection de l'emploi." *Perspectives de l'emploi, Chapitre 2, OCDE Paris*.

Ohanian, Lee E, and Andrea Raffo. 2012. "Aggregate hours worked in OECD countries : New measurement and implications for business cycles." *Journal of Monetary Economics*, 59(1) : 40–56.

Pak, Mathilde. 2013. "Le travail à temps partiel." *Synthèse. Stat, DARES*, 4.

Pencavel, John. 1986. "Labor supply of men : A survey." *Handbook of Labor Economics*, 1 : 3–102.

Pignoni, Maria Teresa. 2016. "La syndicalisation en France." *DARES Analyses no. 25*.

Pôle Emploi. 2016. "Pratiques et impact des activités réduites : Les résultats issus de 5 recherches soutenues par Pôle emploi." *Etudes et Recherches no. 8*.

Poterba, James M., and Lawrence H Summers. 1986. "Reporting errors and labor market dynamics." *Econometrica*, 54(6) : 1319–38.

Rogerson, Richard. 2006. "Understanding differences in hours worked." *Review of Economic Dynamics*, 9(3) : 365–409.

Shimer, Robert. 2012. "Reassessing the ins and outs of unemployment." *Review of Economic Dynamics*, 15(2) : 127–148.

van Lomwel, Gijsbert, and Jan C van Ours. 2005. "On the employment effects of part-time labor." *De Economist*, 153(4) : 451–460.

Annexe

Cette annexe comporte deux tableaux qui complètent notre analyse :

— Le Tableau A1 présente l'évolution des heures travaillées et de l'emploi aux Etats-Unis selon un format analogue à celui du Tableau 1 de l'article. Dans le Tableau A1, nous utilisons les données du *Current Population Survey* pour réaliser nos calculs. Les dates de la récession (2007T4-2009T2) sont celles définies par le National Bureau of Economic Research (cf. http://www.nber.org/cycles.html).

— Le Tableau A2 compare la moyenne des probabilités de transition sur la période 2003-2015 aux Etats-Unis, au Royaume-Uni et en France. Les calculs sont basés sur les données issues respectivement du *Current Population Survey*, du *Labor Force Survey*, et de l'Enquête Emploi en Continu (dans ce dernier cas, le tableau reproduit une partie des résultats présentés dans le Tableau 2 de l'article). Nous remercions Daniel Borowczyk-Martins d'avoir réalisé pour nous les calculs basés sur le *Labor Force Survey*.

Table A1: Evolution des heures travaillées et de l'emploi aux Etats-Unis

	Total des heures travaillées (H^T)	Taux d'emploi (e, %)	Heures par travailleur ($\bar{H}$)	Heures par travailleur en temps partiel ($\bar{H^P}$)	Heures par travailleur en temps complet ($\bar{H^C}$)	Part du temps partiel dans l'emploi total (ω^P, %)
	(i) Moyenne sur la période 2003-2015					
	27,0	69,8	38,7	23,1	41,6	18,1
	(ii) Evolution durant la Grande Récession					
$\triangle$ en valeur	-2,22	-3,54	-1,22	-0,16	-0,43	4,28
$\triangle$ en %	-7,90	-4,93	-3,10	-0,68	-1,04	26,2

Notes : Calculs des auteurs, données 2003-2015 de 2003-2015 du *Current Population Survey*. La Grande Récession correspond à la période allant du dernier trimestre de 2007 au deuxième trimestre 2009.

Table A2: Comparaison des probabilités trimestrielles de transition aux Etats-Unis, au Royaume Uni et en France

	Etats-Unis		Royaume Uni		France	
	15-64 ans	25-54 ans	15-64 ans	25-54 ans	15-64 ans	25-54 ans
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	(i) Emploi à temps complet (C)					
p^{CP}	4,81	3,92	2,35	1,91	0,68	0,60
p^{CX}	1,22	1,15	1,40	1,31	0,18	0,16
p^{CU}	3,22	2,93	1,64	1,21	2,60	2,19
p^{CN}	1,82	1,36	0,77	0,43	1,46	0,87
$\sum_{i\neq F} p^{Ci}$	11,1	9,36	6,17	4,85	4,91	3,81
	(ii) Emploi à temps partiel (P)					
p^{PC}	22,5	26,2	7,47	6,86	3,97	3,88
p^{PX}	2,10	2,47	2,10	2,18	0,56	0,45
p^{PU}	6,60	6,20	2,87	1,88	4,29	3,88
p^{PN}	10,8	6,62	4,30	2,11	3,87	2,30
$\sum_{i\neq P} p^{Pi}$	42,0	41,5	16,7	13,0	12,7	10,5
	(iii) Autres catégories d'emploi (X) et non-emploi (U ou N)					
p^{XC}	3,55	3,71	1,69	1,66	0,31	0,33
p^{XP}	1,53	1,28	0,75	0,62	0,16	0,14
p^{UC}	23,2	26,3	11,7	12,3	15,1	14,6
p^{UP}	15,9	11,8	9,75	7,87	6,91	6,46
p^{NC}	2,66	3,62	0,52	0,40	1,40	2,03
p^{NP}	4,91	3,27	2,59	1,38	1,05	1,61

Notes : Calculs des auteurs, données 2003-2015 du *Current Population Survey* (colonnes (1) et (2)), du *Labor Force Survey* (colonnes (3) et (4)) et de l'Enquête Emploi en Continu (colonnes (5) et (6)). La population considérée inclut hommes et femmes. Les probabilités de transition sont corrigées des variations saisonnières, des erreurs de marge et du biais d'agrégation temporel, et sont exprimées en pourcentage. Les colonnes (5) et (6) du tableau reproduisent respectivement les colonnes (1) et (5) du Tableau 2.

TEPP Rapports de Recherche 2017

17-11. Les discriminations dans l'accès au logement en France: Un testing de couverture nationale
Julie Le Gallo, Yannick L'Horty, Loïc du Parquet, Pascale Petit

17-10. Vous ne dormirez pas chez moi! Tester la discrimination dans l'hébergement touristique
Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Souleymane Mbaye, Loïc du Parquet, Pascale Petit

17-09. Reprendre une entreprise : Une alternative pour contourner les discriminations sur le marché du travail
Souleymane Mbaye

17-08. Discriminations dans l'accès à la banque et à l'assurance : Les enseignements de trois testings
Yannick L'Horty, Mathieu Bunel, Souleymane Mbaye, Pascale Petit, Loïc Du Parquet

17-07. Discriminations dans l'accès à un moyen de transport individuel : Un testing sur le marché des voitures d'occasion
Souleymane Mbaye, Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Pascale Petit, Loïc Du Parquet

17-06. Peut-on parler de discriminations dans l'accès à la formation professionnelle ? Une réponse par testing
Loïc Du Parquet, Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Souleymane Mbaye, Pascale Petit

17-05. Evaluer une action intensive pour l'insertion des jeunes: le cas du Service Militaire Volontaire
Dennis Anne, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty

17-04. Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et l'activité des entreprises: une nouvelle évaluation ex post pour la période 2013-2015
Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi, Xi Yang

17-03. La faiblesse du taux d'emploi des séniors: Quels déterminants?
Laetitia Challe

17-02. Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et la R&D: une évaluation ex post: Résultats complémentaires
Fabrice Gilles, Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi, Xi Yang

17-01. Les discriminations dans l'accès au logement à Paris: Une expérience contrôlée
Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet, Pascale Petit

TEPP Rapports de Recherche 2016

16-10. Attractivité résidentielle et croissance locale de l'emploi dans les zones d'emploi métropolitaines
Emilie Arnoult

16-9. Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et la R&D: une évaluation ex post
Fabrice Gilles, Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi, Xi Yang

16-8. Discriminations ethniques dans l'accès au logement: une expérimentation en Nouvelle-Calédonie
Mathieu Bunel, Samuel Gorohouna, Yannick L'Horty, Pascale Petit, Catherine Ris

16-7. Les Discriminations à l'Embauche dans la Sphère Publique: Effets Respectifs de l'Adresse et De l'Origine
Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Pascale Petit

16-6. Inégalités et discriminations dans l'accès à la fonction publique d'Etat : une évaluation par l'analyse des fichiers administratifs de concours
Nathalie Greenan, Joseph Lafranchi, Yannick L'Horty, Mathieu Narcy, Guillaume Pierné

16-5. Le conformisme des recruteurs: une expérience contrôlée
Florent Fremigacci, Rémi Le Gall, Yannick L'Horty, Pascale Petit

16-4. Sélectionner des territoires de contrôle pour évaluer une politique localisée : le cas des territoires de soin numériques
Sophie Buffeteau, Yannick L'Horty

16-3. Discrimination à l'embauche à l'encontre des femmes dans le secteur du bâtiment : les résultats d'un testing en Ile-De-France
Emmanuel Duguet, Souleymane Mbaye, Loïc Du Parquet et Pascale Petit

16-2. Accès à l'emploi selon l'âge et le genre: Les résultats d'une expérience contrôlée
Laetitia Challe, Florent Fremigacci, François Langot, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet et Pascale Petit

16-1. Faut-il encourager les étudiants à améliorer leur orthographe?
Estelle Bellity, Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Laurent Sarfati

TEPP Rapports de Recherche 2015

15-5. A la recherche des incitations perdues : pour une fusion de la prime d'activité, de la CSG, des cotisations sociales et de l'impôt sur le revenu
Etienne Lehmann

15-4. Crise économique, durée du chômage et accès local à l'emploi : Eléments d'analyse et pistes d'actions de politique publique locale
Mathieu Bunel, Elisabeth Tovar

15-3. L'adresse contribue-t-elle à expliquer les écarts de salaires ? Le cas de jeunes sortant du système scolaire
Emilia Ene Jones, Florent Sari

15-2. Analyse spatiale de l'espace urbain : le cas de l'agglomération lyonnaise
Emilie Arnoult, Florent Sari

15-1. Les effets de la crise sur les disparités locales de sorties du chômage : une première exploration en Rhône-Alpes
Yannick L'Horty, Emmanuel Duguet, Florent Sari

TEPP Rapports de Recherche 2014

14-6. Dépréciation du capital humain et formation ontinuec au cours du cycle de vie : quelle dynamique des externalités sociales ?
Arnaud Chéron, Anthony Terriau

14-5. La persistance du chômage ultra-marin
Yannick L'Horty

14-4. Grèves et productivité du travail : Application au cas français
Jérémy Tanguy

14-3. Le non-recours au RSA "socle seul": L'hypothèse du patrimoine
Sylvain Chareyron

14-2. Une évaluation de l'impact de l'aménagement esd conditions de travail sur la reprise du travail après un cancer
Emmanuel Duguet, Christine Le Clainche

14-1. Renforcer la progressivité des prélèvementsociauxs
Yannick L'Horty, Etienne Lehmann

La Fédération TEPP

La fédération de recherche « Travail, Emploi et Politiques publiques » (FR 3435 CNRS) rassemble des équipes de recherche en Economie, Sociologie et Gestion :

- **L'Equipe de Recherche sur l'Utilisation des Données Individuelles en lien avec la Théorie Economique**, « ERUDITE », équipe d'accueil n°437 rattachée aux Université Paris-Est Créteil et l'UPEMLV ;
- Le **Centre de Recherches en Economie et en Management**, « CREM », unité mixte de recherche n°6211 rattachée au CNRS, à l'Université de Rennes 1 et à l'Université de Caen Basse-Normandie ;
- Le **Centre Pierre Naville**, « CPN », équipe d'accueil n°2543 rattachée à l'Université d'Evry Val d'Essonne ;
- Le **Centre de Recherche en Economie et Droit**, « CRED », équipe d'accueil n°7321, rattachée à l'Université Panthéon-Assas ;
- Le **Centre d'Etude des Politiques Economiques**, « EPEE », équipe d'accueil n°2177 rattachée à l'Université d'Evry Val d'Essonne ;
- Le **Groupe d'Analyse des Itinéraires et des Niveaux Salariaux**, « GAINS », équipe d'accueil n°2167 rattachée à l'Université du Maine ;
- Le **Groupe de Recherche ANgevin en Économie et Management**, « GRANEM », unité mixte de recherche UMR UMR-MA n°49rattachée à l'Université d'Angers ;
- Le **Laboratoire d'Economie et de Management Nantes-Atlantique**, « LEMNA », équipe d'accueil n°4272, rattachée à l'Université de Nantes ;
- Le **Laboratoire interdisciplinaire d'étude du politique Hannah Arendt** – Paris Est, « LIPHA-PE », équipe d'accueil n°7373 rattachée à l'UPEM. »
- Le **Centre d'Economie et de Management de l'Océan Indien**, « CEMOI », équipe d'accueil n°EA13, rattachée à l'Université de la Réunion

La Fédération TEPP rassemble 200 chercheurs et enseignants-chercheurs, 140 doctorants et 40 chercheurs associés, qui étudient les mutations du travail et de l'emploi en relation avec les choix des entreprises et analysent les politiques publiques en mobilisant les nouvelles méthodes d'évaluation.

www.tepp.eu