CAIRN.INFO
CHERCHER, REPÉRER, AVANCER

ÉVOLUTIONS RÉCENTES DU TRAVAIL À TEMPS PARTIEL EN FRANCE

Idriss Fontaine, Etienne Lalé et Alexis Parmentier

Revue française d'économie | « Revue française d'économie »

2018/1 Vol. XXXIII | pages 51 à 102

ISSN 0769-0479

Article disponible en ligne à l'adresse :

https://www.cairn.info/revue-francaise-d-economie-2018-1-page-51.htm

Distribution électronique Cairn.info pour Revue française d'économie.
© Revue française d'économie. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d?économie

Idriss FONTAINE
Etienne LALÉ
Alexis PARMENTIER

Évolutions récentes du travail à temps partiel en France

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

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d?économie

les fluctuations du travail uniquement par sa marge extensive (Hansen [1985]). Ce choix pouvait s'expliquer par la faiblesse de l'élasticité de Frisch d'offre de travail estimée sur données longitudinales individuelles (Pencavel [1986]), et a été conforté par les premières évaluations des contributions relatives des marges extensive et intensive aux fluctuations agrégées du facteur travail. Par exemple, dans leur chapitre pour le volume 2 du Handbook of Labor Economics, Lilien et Hall [1986] concluent que « the biggest component of the variation in (total) hours is fluctuations in the level of employment ». Plusieurs contributions récentes basées sur des données comparables à l'échelon international viennent cependant nuancer 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 et Raffo [2012]). Elles montrent, en outre, 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 et Quintero-Rojas [2009], Bick, Brüggemann et Fuchs-Schündeln [2018]). 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 configuration idéale pour « coller » au mieux à l'activité économique consisterait à pouvoir ajuster instantanément la durée de travail de leurs employés. Cependant, dans la plupart des pays, la loi restreint les possibilités de procéder à ces ajustements. De ce fait, la marge intensive ne peut pas être considérée comme un ensemble homogène. Ses variations peuvent provenir de changements dans la répartition entre des emplois caractérisés par des heures habituelles de travail différentes et/ou des 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

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

dont le nombre d'heures habituellement travaillées correspond à un temps plein et des emplois dont le nombre d'heures correspond à un temps partiel joue un rôle dans la dynamique de la marge intensive en France.

Notre analyse est principalement motivée par les observations suivantes. Tout d'abord, pour certaines catégories de population, en particulier les femmes, le temps partiel représente une proportion non négligeable de l'emploi total. Il nous semble important de ce point de vue d'étudier les sources de fluctuations du facteur travail en séparant différentes catégories de population. Ensuite, l'étude récente de Borowczyk-Martins et Lalé [2018] montre qu'aux États-Unis et au Royaume-Uni une proportion importante des fluctuations de la marge intensive trouve son origine dans l'évolution de la part du travail à temps partiel dans l'emploi total. Etant donné les profondes différences de fonctionnement entre le marché du travail français (aux institutions réputées « rigides ») et le marché américain (aux institutions réputées « flexibles »), il est intéressant de vérifier si de telles conclusions s'appliquent également au cas français[1]. Enfin, une littérature pléthorique consacrée à la dualité entre contrats à durée indéterminée (CDI) et contrats à durée déterminée (CDD) montre comment elle entrave le bon fonctionnement du marché du travail français (Blanchard et Landier [2002], Bentolila, Boeri et Cahuc [2012], Bentolila, Cahuc, Dolado et Le Barbanchon [2012]). Par comparaison, le rôle de la dualité entre temps plein et temps partiel dans les fluctuations cycliques du facteur travail en France est insuffisamment documenté. Notre travail vient ainsi combler un manque.

La dynamique du marché du travail est le produit de mécanismes multiples façonnés, notamment, par les institutions qui régulent l'offre et la demande de travail se rencontrant sur ce marché. Comprendre les sources des fluctuations cycliques de l'emploi à temps partiel est donc un exercice compliqué. Dans l'ensemble, il convient de distinguer deux forces à l'origine de ces fluctuations. La première fait de l'emploi à temps partiel un outil de flexibilité alternatif aux embauches et licenciements permettant aux entreprises d'ajuster leur volume total d'heures tra-

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

vaillées. 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 repose au contraire sur le fait que les possibilités de modifier la dimension relative aux heures habituellement travaillées sont extrêmement limitées dans les contrats de travail[3], si bien que les emplois à temps partiel et à temps complet ne sont pas (ou sont peu) substituables. Dans pareille situation, les entreprises doivent opérer des 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 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'emplois, 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. Nous nommons cet autre mécanisme l'hypothèse de « flexibilité externe » des entreprises. Notre analyse montre, de manière peut-être inattendue, que cette deuxième hypothèse explique le mieux le comportement cyclique du travail à temps partiel en France.

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 cycliques du facteur travail. Deuxièmement, la part d'emploi

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

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 les singularités françaises. La première consiste à comparer la France et les États-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 et Diamond [1990], Davis, Faberman et Haltiwanger [2006] et récemment Elsby, Hobijn et 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 et 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 un tiers des variations de l'emploi à temps partiel français. Le niveau correspondant est bien plus élevé aux États-Unis puisqu'il y avoisine les 70 %. Combinant ce chiffre à plusieurs faits nouveaux, Borowczyk-Martins et Lalé [2018] démontrent qu'il 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

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

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 groupes d'âge indique que la contribution des passages directs entre le temps complet et le temps partiel, bien que non dominante, croît avec l'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 et Ward [2004], Ohanian et Raffo [2012], Blundell, Bozio et Laroque [2013], Llosa, Ohanian, Raffo et Rogerson [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 apparaît 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 qu'elles n'ont pas modifié en profondeur l'évolution 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 première section en décrivant la base de

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

données utilisée, en fournissant les définitions nécessaires et en documentant l'importance de la marge intensive dans le cas français. Dans la section suivante 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. Dans une autre section nous décomposons les variations de la part d'emploi à temps partiel en des termes attribuables à chacune des probabilités de transition observées. Puis nous examinons le rôle des institutions françaises. Enfin la dernière section conclut.

Contexte

Données et définitions

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 économique (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 2003 (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

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

ou plus. L'échantillon de l'EEC est un panel rotatif composé de six sous-échantillons (ou « vagues ») dans lequel les individus sont interrogés à six 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.

Champ de l'analyse

Notre analyse porte sur l'ensemble des personnes âgées de 15 à 64 ans, que nous appelons « 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.

Définitions

– Emplois 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

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

l'OCDE (notamment aux États-Unis et au Royaume-Uni) pour définir le temps partiel.

À 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) ? »[7]. Ces deux mesures fournissent une information en apparence proche mais cependant bien différente. La première notion permet une évaluation de l'intrant de production potentiellement mobilisable. Nous l'utilisons pour définir le temps partiel et mesurer sa part 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.

– La Grande Récession

Au sein de la période couverte par nos données, nous nous intéressons notamment à l'épisode dit de la Grande Récession déclenchée par la crise financière mondiale de 2007-2008. Nous identifions la Grande Récession à la période allant du 2ème trimestre de 2008 au 3ème trimestre de 2009. Elle correspond à une baisse ininterrompue de l'activité sur le marché du travail, mesurée ici par le nombre total d'heures travaillées. En outre, cette définition s'accorde bien avec les datations fournies par le Composite Leading Indicator de l'OCDE (https://data.oecd.org/leadind/composite-leading-indicator-cli.htm), ou celles de l'Economic Cycle Research Institute (ECRI, https://www.businesscycle.com/)[8]. Sur les graphiques, nous indiquons par une bande grise la période de Grande Récession ainsi définie.

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

Analyse de l'évolution des heures totales travaillées

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 $\overline{H}$, nous avons la relation suivante :

$$H^T = e \times \overline{H}$$

Ici, $e = \dfrac{E}{POP}$ où E représente le nombre d'actifs occupés et POP la population en âge de travailler. En outre, nous avons : $\overline{H} = \omega^P \times \overline{H}^P + (1-\omega^P) \times \overline{H}^C$ avec ω^P la part de l'emploi à temps partiel[9], $\overline{H}^P$ la moyenne des heures effectivement travaillées dans le temps partiel et $\overline{H}^C$ 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, $\overline{H}^P$ et $\overline{H}^C$.

Valeurs moyennes et dynamique durant la Grande Récession

Le tableau n°1 décrit les heures travaillées et l'emploi sur la période 2003-2015 et leur évolution durant la période de la Grande Récession en France. À des fins de comparaison, nous reportons également des statistiques identiques concernant le marché du travail américain. Dans ce dernier cas, nous utilisons les données du Current Population Survey pour réaliser nos calculs. Les dates de début et de fin de la Grande Récession sont celles définies par le National Bureau of Economic Research (http://www.nber.org/cycles.html). Intéressons-nous dans un premier temps au marché du travail français. Rapporté 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

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

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 en moyenne. Ceci représente environ la moitié du volume horaire effectivement travaillé par un employé à temps plein, à savoir 33,8 heures par semaine en moyenne. Notons que ces chiffres peuvent sembler inhabituels puisque l'on a coutume d'identifier l'emploi à temps plein en France aux 35 heures de travail hebdomadaires. Il n'y a cependant pas de contradiction. Les 33,8 h que nous commentons ici correspondent aux heures effectivement travaillées, lesquelles reflètent des fluctuations liées à la conjoncture économique, au calendrier (jours fériés par exemple) et à divers aléas individuels (absence ponctuelle, congé maladie, etc.) qui ont tendance à réduire le volume horaire de travail moyen. La « norme » des 35 heures renvoie, quant à elle, au nombre d'heures habituellement travaillées[10].

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 20,8 h à 19,8 h (chiffres non reportés au tableau n°1), soit une chute de 4,92 %. Deuxièmement, l'essentiel de cette évolution est dû à la baisse du nombre d'heures par travailleur, $\overline{H}$, qui diminue de 31,6 h à 30,6 h. En termes relatifs, la baisse du nombre d'heures par travailleur est de 3,16 % et correspond à environ deux tiers 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.

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

Tableau 1
Évolution des heures travaillées et de l'emploi en France et aux États-Unis

	Total des heures travaillées (H^T)	Taux d'emploi (e)	Heures par travailleur ($\overline{H}$)	Heures par travailleur en temps partiel ($\overline{H}^P$)	Heures par travailleur en temps complet ($\overline{H}^C$)	Part du temps partiel dans l'emploi total (ω^P)
France						
	i) Moyenne sur la période 2003-2015 (en %)					
	20,2	64,9	31,1	18,8	33,8	17,4
	ii) Évolution durant la Grande Récession					
Δ en niveau	-1,02	-1,19	-1,00	-0,45	-1,04	0,40
Δ en %	-4,92	-1,81	-3,16	-2,38	-3,04	2,36
États-Unis						
	i) Moyenne sur la période 2003-2015 (en %)					
	27,0	69,8	38,7	23,1	41,6	18,1
	ii) Évolution durant la Grande Récession					
Δ en niveau	-2,22	-3,54	-1,22	-0,16	-0,43	4,28
Δ en %	-7,90	-4,93	-3,10	-0,68	-1,04	26,2

Note : calculs des auteurs, données 2003-2015 de l'Enquête emploi en continu pour la France et du Current Population Survey pour les États-Unis. Pour la France, la Grande Récession correspond à la période allant du premier trimestre 2008 au premier trimestre 2009. Pour les États-Unis, la Grande Récession correspond à la période allant du dernier trimestre de 2007 au deuxième trimestre 2009.

La seconde partie du tableau n°1 présente des statistiques analogues correspondant au marché du travail américain. La comparaison des deux parties du tableau s'agissant 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 États-Unis. Par exemple, $\overline{H}$ est en moyenne de 27 heures par semaine aux États-Unis contre 20 heures par semaine en France. Ces statistiques sont conformes aux faits stylisés établis dans la littérature (Ohanian et Raffo [2012], Bick, Brüggemann et

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

Fuchs-Schündeln [2018], ou encore Langot et Quintero-Rojas [2009]). Ensuite, la réponse du taux d'emploi durant la Grande Récession a été bien plus forte aux États-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 États-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 États-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 États-Unis est seulement de 0,68 %. À l'inverse, la part de l'emploi à temps partiel est une composante de la marge intensive qui réagit beaucoup plus brutalement aux États-Unis (hausse de 26,2 %) qu'en France (+2,36 %).

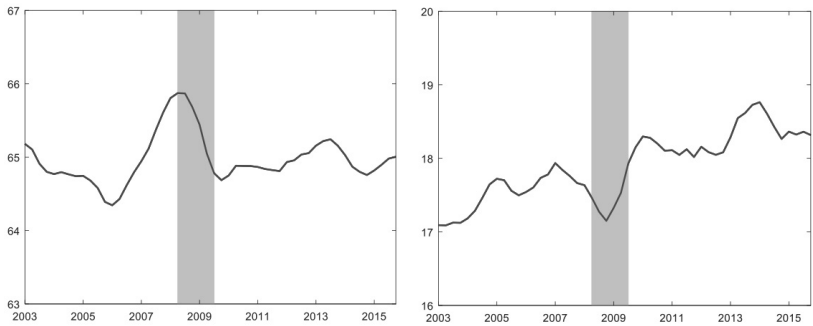
Suivi des évolutions françaises au cours de la période

Le graphique n°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 (a) et (b) du graphique n°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

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

économique avec un ou deux trimestres de retard, là où le taux d'emploi entame sa baisse dès le début de la récession.

Graphique 1
Évolution du taux d'emploi et de la part du temps partiel dans l'emploi salarié privé



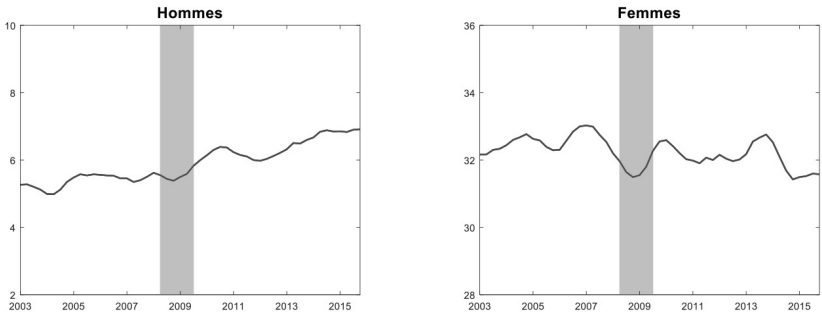
(1a) Taux d'emploi (1b) Part du temps partiel

Note : calculs des auteurs, données 2003-2015 de l'Enquête emploi en continu. Les séries temporelles sont exprimées en pourcentage et reportées avec une moyenne mobile d'ordre 3.

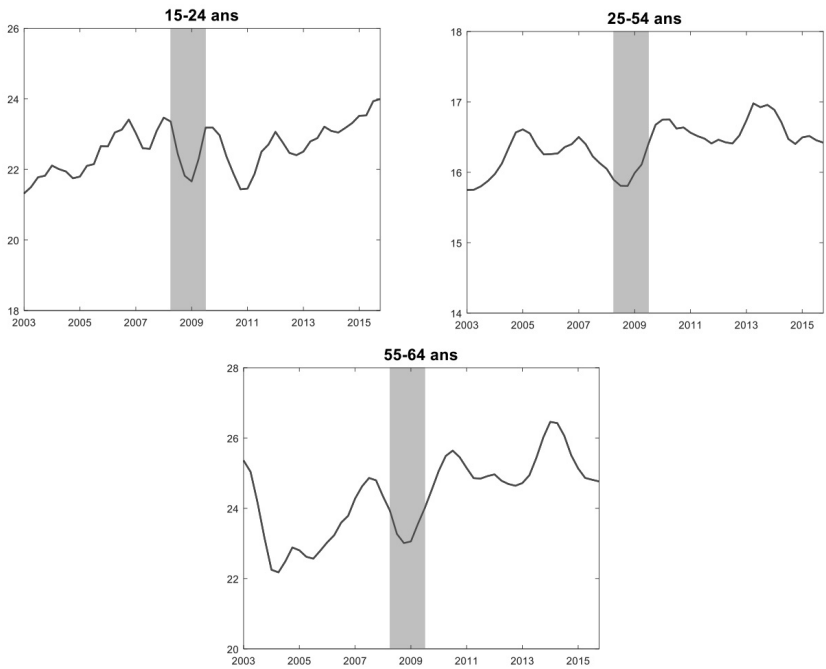
Nous complétons notre description en présentant au graphique n°2 l'évolution de la part de l'emploi à temps partiel pour différentes catégories de population. Ce graphique appelle principalement trois remarques. En premier lieu, le niveau du travail à temps partiel rapporté à l'emploi varie sensiblement avec les caractéristiques démographiques. Ainsi, le temps partiel représente approximativement 6 % de l'emploi privé masculin contre 32 % pour l'emploi privé féminin (graphique n°2a). En outre, le temps partiel est plus fréquent chez les 15-24 et 55-64 ans que chez les 25-54 ans (graphique n°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.

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

Graphique 2a
Évolution de la part d'emploi à temps partiel masculin et féminin



Graphique 2b
Évolution de la part d'emploi à temps partiel par catégories d'âge



Note : calculs des auteurs, données 2003-2015 de l'Enquête emploi en continu. Les séries temporelles sont exprimées en pourcentage et reportées avec une moyenne mobile d'ordre 3.

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

Les flux sur le marché du travail français

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 et Lalé [2018], un modèle basé sur une chaîne de Markov à cinq états. Une telle spécification possède l'avantage de relier explicitement les variations des stocks aux fluctuations de l'ensemble des taux de transition. Dans notre analyse empirique, nous divisons l'emploi en trois 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 précédemment, cette dernière catégorie regroupe les indépendants, les travailleurs libéraux et l'emploi public. En introduisant l'état *X*, nous isolons l'effet des pratiques de rotation spécifiques à ces catégories d'emploi sans pour autant exclure de l'échantillon de notre étude les travailleurs qui transitent par ces emplois. Les deux autres états de la chaîne de Markov sont le chômage (*U*) et la non-participation (*N*). À chaque trimestre *t*, le vecteur de stock prend la forme suivante :

$$\ell_t = [C \;\; P \;\; X \;\; U \;\; N]_t'$$

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

$$\ell_t = M_t \ell_{t-1}$$

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 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.

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d?économie

Deuxièmement, nous corrigeons les probabilités de transition des erreurs dites de marge (Poterba et Summers [1986], Elsby, Hobijn et 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 et Lalé [2018] pour une présentation technique de ces différents ajustements.

Analyse des probabilités de transition moyennes

Le tableau n°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 et Robin [2006] et Elsby, Hobijn et Şahin [2013])[11]. 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*). À la sortie du temps partiel, les travailleurs français ont quasiment autant de chances (approxi-

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

mativement 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[12]. 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.

Tableau 2
Probabilités trimestrielles de transition (moyenne sur la période)

				Hommes et Femmes		
	Tous	Hommes	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
$\sum_{i \neq C} p^{Ci}$	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

…/…

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

.../...						
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

Note : 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.

Le tableau n°A1 de l'annexe reporte les mêmes statistiques que le tableau n°2 pour les États-Unis et le Royaume-Uni (pour les individus âgés de 15 à 64 ans, comme dans la colonne (1) du tableau n°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 États-Unis et au Royaume-Uni, l'emploi à temps partiel revêt un caractère bien plus transitoire qu'en France. Aux États-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 États-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[13]. Troisièmement, aux États-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

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

est important puisqu'un employé à temps partiel en France a autant de chances de se diriger vers l'emploi privé à temps plein que vers 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 États-Unis contre seulement 4 % en France.

Les colonnes (2) à (6) du tableau n°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'un quart 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 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'effectuent *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 eu 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 élevés. Leurs chances d'accéder à l'emploi depuis le chômage *via* le temps partiel sont également plus élevées. À 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.

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

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.

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

Le graphique n°3 présente l'évolution des probabilités de transition au cours de la période 2003-2015. Par souci de parcimonie, nous ne faisons pas figurer sur le graphique les transitions impliquant l'état *X*. 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 pro-cyclique des transitions du temps partiel vers le temps complet : les chances d'accéder au temps complet depuis le temps partiel diminuent de 0,33 points de pourcentage entre le premier trimestre de l'année 2008 et l'année 2009 (soit une baisse de 7,67 %). À l'inverse, la probabilité de transition du temps complet vers le temps partiel se comporte de manière contra-cyclique : elle augmente de 0,11 points de pourcentage entre 2008 et 2009 (soit une hausse de 17,7 %), et de 0,17 points 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[14].

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 davan-

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

tage 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 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 milieu 2010, avant de diminuer à nouveau.

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

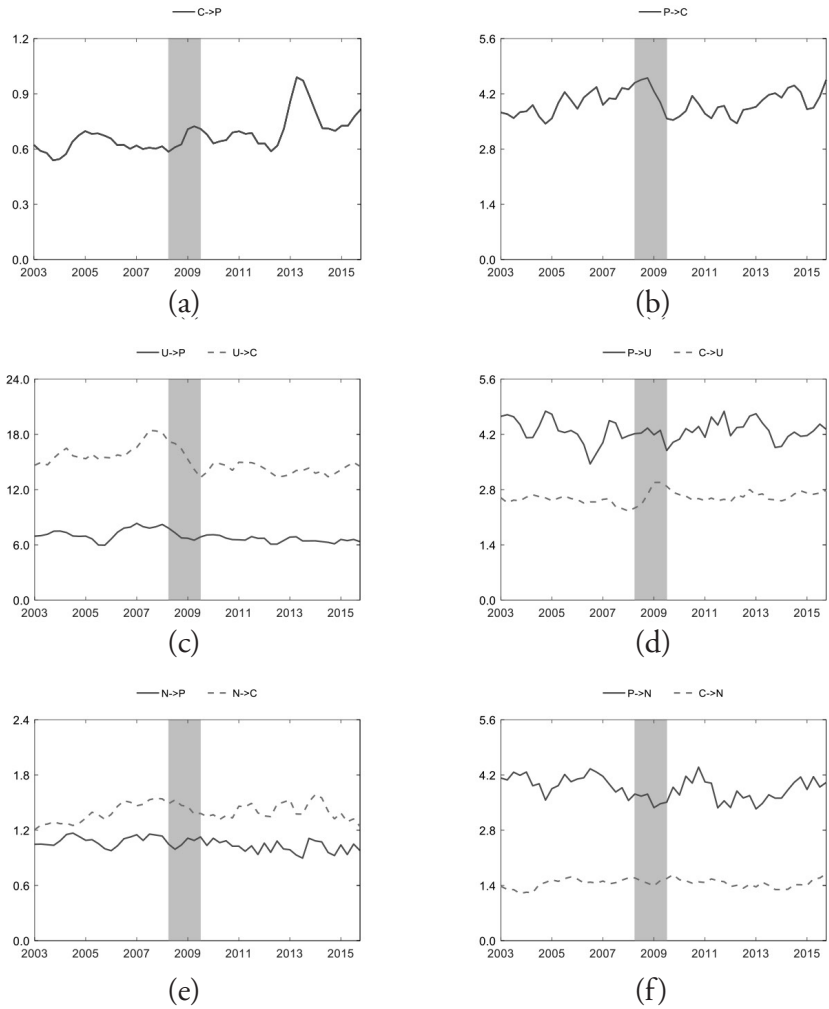
Méthodologie

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 et Lalé [2018], nous adaptons la méthode proposée par Elsby, Hobijn et Şahin [2015] à notre modèle de chaîne de Markov à cinq 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 :

$$\beta^{ij} = \frac{\mathrm{Cov}(\Delta\omega^{P}_{t-1,t}, \Delta\omega^{P}_{t-1,t})}{\mathrm{Var}(\Delta\omega^{P}_{t-1,t})}$$

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

Graphique 3
Probabilités de transition impliquant l'emploi salarié privé



Note : 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 avec une moyenne mobile d'ordre 3. *C* désigne l'emploi salarié privé à temps complet, *P* l'emploi salarié privé à temps partiel, *U* le chômage et *N* la non-participation au marché du travail.

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

Δ désigne l'opérateur de différence première et ω^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 $\Delta\omega^P_{t-1,t}$, 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. La décomposition de variance obtenue *in fine* ne repose donc pas sur l'hypothèse d'approximation stationnaire puisqu'elle prend en compte l'effet de variations passées des taux de transitions[15]. 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 l'exprimer 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 et Lalé [2018] pour une présentation formelle de ces calculs dans un cadre similaire.

Le tableau n°3 reporte les résultats de la décomposition de variance de la part d'emplois à temps partiel. À nouveau, bien que nos calculs reposent sur la chaîne de Markov à cinq états incluant l'état *X*, nous omettons les résultats relatifs à cette catégorie en raison du faible niveau des transitions en direction et en provenance de *X*[16]. Dans l'ensemble, la précision des différentes décompositions est extrêmement satisfaisante.

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

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 « *béta* » comme la contribution relative des flux aux variations cycliques de la part d'emploi à temps partiel.

Tableau 3
Décomposition des variations de l'emploi à temps partiel

				Hommes et femmes		
	Tous	Hommes	Femmes	16-24 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 (*U*)				
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) Interaction 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

Note : 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 tranches d'âge. Les coefficients « *béta* » sont exprimés en pourcentage.

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

Analyse de la population dans son ensemble

L'analyse de la première colonne du tableau n°3 fait apparaître deux faits importants. Le premier concerne le rôle des probabilités de transition impliquant conjointement les deux formes d'emploi privé. Prises ensemble, ces dernières sont à l'origine de seulement un tiers 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 %)[17] et expliquent près de la moitié (48,1 %) des variations cycliques de ω_t^P. Remarquons en revanche que, d'après le graphique n°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

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

et Lalé [2018][18]. 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 États-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 partiel 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.

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 de 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) du tableau n°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 proviennent 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 davantage 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 %).

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

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 16-24 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 16-24 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 apparaît plus importante pour les 25-54 ans et les 55-64 ans. Chez les 16-24 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.

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

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

de nombreux travaux (Blanchard et Wolfers [2000], Nickel, Nunziata et Ochel [2005], Boeri [2010]). Les études d'Ohanian et Raffo [2012] et Llosa, Ohanian, Raffo et Rogerson [2015] suggèrent que les institutions jouent également un rôle important dans les choix d'ajustement des heures totales travaillées le long des marges intensive et extensive. Enfin, le travail de Buddelmeyer, Mourre et 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 question 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.

Contexte institutionnel en France en 2003 et ajustement du facteur travail

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 et Raffo [2012], OCDE [2012], Llosa, Ohanian, Raffo et Rogerson [2015]). A cet égard, la France ayant l'une des législations sur la protection de l'emploi les plus strictes au monde[19], il est permis de

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

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 et Ward [2004]). Ces constats ne sont que partiellement vérifiés par notre étude, comme vu précédemment. 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[20]. D'une part, cette période marque

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

la fin des encouragements donnés 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 hebdomadaires 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 emplois à temps partiel ayant une durée du travail élevée. Selon l'OCDE [2004] et Bruyère, Chagny, Ulrich et Zilberman [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 n°1 montre une baisse 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 est l'un des pays qui régule le plus fortement la durée du travail (*cf.* Nunziata [2003] et Ghosheh [2013]), et la réglementation relative au travail à temps partiel y est l'une des plus favorables aux salariés dans l'ensemble des pays de l'OCDE (OCDE [2010], chapitre 4). La transformation de contrats à temps complet en contrats à temps partiel n'est en outre pas aisée en France : elle doit être justifiée 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 réglementation a pour effet de limiter la transformation des emplois à temps complet en emploi à temps

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

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 faibles en France qu'aux États-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 (COE [2014]) ainsi que l'augmentation de 146 % entre 2000 et 2014 des déclarations d'embauche en CDD d'un mois et moins (*cf.* Cahuc et Prost [2015]), en particulier chez le même employeur (Benghalem [2016]), laissent penser que les firmes françaises ne négligent pas le recours à la flexibilité externe. Ce point de vue est étayé par Bardaji [2010] ou Bunel [2006] et il semble corroboré par nos tableaux n°s 2 et 3. La littérature empirique montre que cette flexibilité externe est principalement mobilisée par le biais des contrats temporaires en France, notamment dans certains secteurs avec l'utilisation de CDD d'usage caractérisés par un régime dérogatoire très favorable aux entreprises (absences de durée maximale, de délai de carence et d'indemnité de précarité). 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 COE [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.

L'influence des syndicats

Comme le suggèrent Van Lomwel et 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 et 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.

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

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 que 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[21] 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 et Lehndorff [2014]). L'ensemble de ces éléments peut constituer des pistes d'explications 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 États-Unis ou le Royaume-Uni ; *cf.* tableau n°A1 en 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 n°3).

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

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 faible. 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/prestations-et-salaires.htm). En revanche, les écarts observés avec les États-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 n°A1 en annexe).

En deuxième 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 et Salanié [2003] ou encore Landais, Piketty et 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)

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

lorsqu'on le compare avec les États-Unis et le Royaume-Uni (*cf.* tableau n°A1).

En troisième lieu, le régime d'indemnisation du chômage a pu exercer des effets non négligeables sur le temps partiel. Sous certaines conditions[22], un demandeur d'emploi peut en effet 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. Or, ce dispositif d'activité réduite a touché une population importante et croissante sur la période : le nombre d'allocataires en activité réduite indemnisables par l'assurance chômage est passé d'environ 800 000 en 2005 à 1,4 million en 2015 (Gonthier et Vinceneux [2017]). Trois effets principaux du dispositif peuvent être avancés. Premièrement, en réduisant les incitations financières à la reprise et au temps à consacrer à la recherche d'un emploi à temps complet stable[23], il peut engendrer un effet d'enfermement durant la période d'activité réduite des employés à temps partiel qui contribue à augmenter la proportion de temps partiel. Deuxièmement, le dispositif peut être à l'origine d'un effet de tremplin vers les emplois à temps complet stables à moyen terme s'il permet de rapprocher les demandeurs d'emploi du marché du travail en commençant par occuper un emploi à temps partiel. Troisièmement, il peut inciter les demandeurs d'emploi à occuper un emploi à temps complet en CDD plutôt qu'un emploi stable à temps partiel (*cf.* Cahuc et Prost [2015]). L'importance relative de ces trois effets est mal connue et leurs impacts sur la proportion de temps partiel sont donc difficiles à identifier. Néanmoins, la proportion d'emplois à temps partiel a été supérieure à celle des emplois à temps complet dans l'activité réduite sur toute la période, excepté pour les CDD de moins de 6 mois et l'intérim (Unedic [2012], Fontaine et Rochut [2014])[24]. Aussi le dispositif peut-il éclairer la contribution importante du non-emploi aux variations de la proportion du temps partiel observée dans le tableau n°3. En outre, les deuxième et troisième effets ont pu exercer un frein à la hausse de la proportion d'emplois à temps partiel sur la période ce qui permettrait d'expliquer pourquoi le

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

temps partiel a pu être un instrument moins utilisé en France que dans d'autres pays de l'OCDE pour opérer les ajustements du facteur travail.

En dernier lieu, un changement de perspective important en France concerne les dispositifs publics de cessation anticipée d'activité et de dispense de recherche d'emploi des seniors. Ils ont été progressivement abandonnés au profit d'incitations au maintien des seniors dans l'emploi. Ainsi, la loi Fillon-Raffarin d'août 2003 marque la fin d'un grand nombre de dispositifs de pré-retraites et entérine la volonté des pouvoirs publics d'allonger la durée d'activité, notamment par le biais de surcotes récompensant ceux qui choisissent de retarder leur départ à la retraite. Ces évolutions ont pu augmenter les transitions entre le temps complet et le temps partiel et réduire les transitions du temps complet vers le non-emploi. Nous observons ainsi au graphique n°2 une tendance à la hausse du temps partiel chez les seniors sur la période 2003-2015, et le tableau n°3 montre une contribution des transitions entre les emplois à temps partiel et à temps complet beaucoup plus forte chez les 55-64 ans que dans le reste de la population.

En résumé, l'ensemble des éléments du paysage institutionnel en 2003 peut expliquer les faiblesses du taux de temps partiel et des transitions entre le temps complet et le temps partiel en France. Ces éléments permettent, en outre, de comprendre l'évolution conjoncturelle du taux de temps partiel et les différences de synchronisation avec le taux d'emploi observées dans le graphique n°1 pendant la Grande Récession. Une baisse de la conjoncture économique engendre des destructions nettes d'emplois à temps partiel et à temps complet. Au démarrage d'une récession, cette destruction est relativement plus rapide pour les emplois à temps partiel, et elle affecte principalement les populations les plus éloignées du marché du travail (les femmes et les jeunes comme le suggère le graphique n°2). Ceci engendre une baisse du temps partiel dans l'emploi total. Cet ajustement plus marqué dans l'emploi à temps partiel peut être lié à la part relative plus importante d'emplois temporaires et à la flexibilité horaire des emplois à temps complet plus forte, notamment depuis la

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

RTT. Une fois la récession installée et les marges de flexibilité horaires des emplois à temps complet épuisées, les destructions nettes relatives des emplois à temps complet dominent celles des emplois à temps partiel (comme le suggèrent les fenêtres (b) et (c) du graphique n°2) et font monter la part de ces derniers.

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.

Le coût du travail au niveau du Smic

La proportion d'employés à temps partiel qui sont rémunérés au Smic horaire est 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[25]. 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 partiel 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.

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

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 n°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 % pour chacune des heures

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

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 mise en évidence par Buddelmeyer, Mourre et 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 n°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.

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 136 h à 110 h par mois, il a rendu le travail à temps partiel « long » (c'est-à-dire ayant une durée comprise entre 110 h et 136 h 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 n°3, la forte hausse de l'activité réduite pendant la période 2008-2014 ne semble pourtant pas avoir eu un impact important 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

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

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'État et/ou de l'Unédic. En 2009, l'État 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'État, 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 probablement eu 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 et Venn [2013], Calavrezo et 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 n°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.

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

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 (Argouarch, Debauche, Leblanc et Ourliac [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 et Carcillo [2014]) et les ajustements des heures par tête au gré des fluctuations conjoncturelles (*cf.* Chagny, Gonzalez et Zilberman [2010] et Calavrezo et 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 n°3 nous conduisent à une conclusion similaire.

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

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.

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

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

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 États-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 et Lalé [2018] observent le contraire dans le cas des États-Unis et du Royaume-Uni. Nous retrouvons 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 travailés stipulés 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.

À 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 inte-

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

ractions entre institutions et conjoncture économique sur la part d'emploi à temps partiel. L'analyse que nous proposons à ce sujet dans la dernière section 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. Elle 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.

Les auteurs remercient les deux rapporteurs anonymes ainsi que la RFE pour leurs remarques constructives ayant permis d'améliorer la qualité de ce travail de recherche. Ils demeurent néanmoins seuls responsables des éventuelles erreurs et insuffisances restantes.

Idriss Fontaine est post-doctorant à l'université de Cergy-Pontoise et Théma.
Adresse : Université de Cergy-Pontoise, 33 boulevard du Port, 95000 Cergy.
Tél : 01 34 25 62 52. Email : idriss.fontaine@u-cergy.fr ou idriss.fontaine974@gmail.com

Etienne Lalé est professeur à l'université du Québec à Montréal, Cirano et Iza.
Adresse : Université du Québec à Montréal, C.P. 8888, Succ. centre ville, Montréal, H3C 3P8, Canada. Tél : + 1 514 987 3000. Email : lale.etienne@uqam.ca

Alexis Parmentier est professeur à l'université de La Réunion, Cemoi et TEPP-CNRS
Adresse : Université de La Réunion, 15 avenue René Cassin CS 92003, 97744 Saint-Denis cedex 9. Tél : 02 62 93 84 28. Email : alexis.parmentier@univ-reunion.fr

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

Annexe

Le tableau présenté dans cette annexe compare la moyenne des probabilités de transition sur la période 2003-2015 aux États-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 n°2 de l'article). Nous remercions Daniel Borowczyk-Martins d'avoir réalisé pour nous les calculs basés sur le Labor Force Survey.

Tableau A1
Comparaison des probabilités trimestrielles de transition aux États-Unis, au Royaume-Uni et en France

	États-Unis		Royaume-Uni		France	
	16-64 ans	25-54 ans	16-64 ans	25-54 ans	16-64 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
$\sum_{i \neq C} p^{Ci}$	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

.../...

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

.../...

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

Note : 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 transitions 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 n°2.

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

Notes

1. À 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 et 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-Matins et Lalé [2018], nous observons dans les données françaises que les probabilités d'entrées et de sorties de l'emploi à temps complet sont plus corrélées à l'activité économique que les probabilités d'entrées et de sorties du temps partiel.

5. Pour être précis, nous nous intéressons à l'emploi salarié privé à temps complet et à temps partiel. Nous distinguons donc un 5ème état sur le marché du travail qui comprend emploi public, travailleurs indépendants et travailleurs libéraux. Ce faisant, nous cherchons 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. Ces formulations sont semblables à celles communément utilisées dans les enquêtes de marché du travail d'autres pays de l'OCDE. Par exemple, dans le Current Population Survey américain, la question relative aux heures habituellement travaillées est « How many hours do you usually work at all job(s)? » et la question relative aux heures effectuées durant la semaine de référence est : « How many hours did you work last week at all job(s)? ».

8. Il n'y a pas de datation officielle du cycle économique en France. Le critère que nous retenons, à savoir l'évolution du nombre total d'heures travaillées, est cohérent avec le thème central de notre analyse.

9. Il s'agit ici de la part du temps partiel dans l'emploi total. Dans la section n°3, nous nous concentrons sur la part du temps partiel dans l'emploi salarié privé.

10. Remarquons également que, si la question de l'EEC sur les heures habituellement travaillées fait référence à l'expérience moyenne de l'individu enquêté (« En moyenne, combien d'heures travaillez-vous par semaine … ? »), celle-ci a en général peu de chances de coïncider avec

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

la moyenne au sens statistique. Des études de méthodologie d'enquête montrent en effet que les individus enquêtés tendent à interpréter la notion d'expérience moyenne comme renvoyant au mode de la distribution des heures et non à la moyenne de la distribution ; voir par exemple Frazis et Stewart [2014].

11. 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 et Bertola [1990] et Ljungqvist et Sargent [1998].

12. Ce fait stylisé est vérifié si l'on considère le volume des transitions plutôt que les taux de transition. En moyenne, 330 000 personnes trouvent un emploi à temps complet depuis le chômage, alors que, 125 000 personnes quittent l'emploi à temps partiel pour l'emploi à temps plein.

13. Borowczyk-Martins et Lalé [2018] remarquent qu'environ 80 % des transitions entre l'emploi à temps complet et l'emploi à temps partiel s'effectuent au sein de la même entreprise.

14. Voir par exemple : https://www.businesscycle.com/ecri-business-cycles/international-business-cycle-dates-chronologies.

15. Il est indispensable de lever cette hypothèse dans le cas du marché du travail français. En effet, les probabilités de transition présentées dans le tableau n°2 sont faibles, ce qui implique que la part du travail à temps partiel n'est pas bien approximée par sa valeur stationnaire. Vérifiant cela, nous trouvons que le coefficient de corrélation contemporaine de ces deux séries est seulement de 0,43.

16. La faiblesse du niveau des taux de transitions impliquant l'état X se traduit par des contributions à la variance peu élevées.

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

18. Borowczyk-Matins et Lalé [2018] utilisent également une chaîne de Markov avec une catégorie d'emploi distincte (X) regroupant les formes de travail distinctes du salariat dans l'emploi privé. Ainsi, les différences obtenues ne s'expliquent pas par des écarts vis-à-vis de la taille du secteur public ou de l'auto-entreprenariat entre la France, d'une part, et les États-Unis et l'Angleterre d'autre part.

19. 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], chap. 2).

20. 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.

21. 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

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

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.

22. 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.

23. 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).

24. Fontaine et Rochut [2014] ont montré que 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).

25. 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.

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

Références

S. Ananian et S. Pons [2017] : *L'impact du dispositif « Zéro charges » de 2009 sur les embauches des très petites entreprises,* doc. d'études de la Dares, n°204.

J. Argouarch, É. Debauche, P. Leblanc et B. Ourliac [2010] : *Comment expliquer les évolutions de l'emploi depuis le début de la crise ?*, dossier de la note de conjoncture, Insee, pp. 19-43.

J. Bardaji [2010] : *Impact de la crise sur l'emploi et les salaires en France*, **Économie et prévision**, n°195-196, pp. 179-186.

H. Benghalem [2016] : *La majorité des embauches en contrats courts se font chez un ancien employeur,* **Éclairages, études et analyses**, n° 14, janvier.

S. Bentolila et G. Bertola [1990] : *Firing Costs and Labour Demand : How Bad is Eurosclerosis?*, **The Review of Economic Studies**, vol. 57 n°3, pp. 381-402.

S. Bentolila, T. Boeri et P. Cahuc [2012] : *Ending the Scourge of Dual Labour Markets in Europe*, **VoxEU**, www.voxeu.org/article/ending-scourge-dual-labour-markets-europe.

S. Bentolila, T. Boeri, P. Cahuc et T. Le Barbanchon [2012] : *Two-Tier Labour Markets in the Great Recession: France versus Spain*, **The Economic Journal**, n°122, pp. F155-F187.

A. Bick, B. Brüggemann et N. Fuchs-Schündeln [2018] : *Hours Worked in Europe and the US: New Data, New Answers,* **Scandinavian Journal of Economics**, à paraître.

O. Blanchard et A. Landier [2002] : *The Perverse Effects of Partial Labour Market Reform: Fixed-Term Contracts in France*, **The Economic Journal**, vol. 112 n°562, pp. F214-F244.

O. Blanchard et J. Wolfers [2000] : *The Role of Shocks And Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence*, **The Economic Journal**, vol. 110 n°462, pp. 1-33.

R. Blundell, A. Bozio et G. Laroque [2013] : *Extensive and Intensive Margins of Labour Supply: Work and Working Hours in the US, the UK and France*, **Fiscal Studies**, vol. 34 n°1, pp.1-29.

T. Boeri [2011] : *Institutional Reforms in European Labour Markets*, **Handbook of Labour Economics**, vol. 4, pp. 1173-1236.

F. Bourguignon [2011] : *Rapport final du comité national d'évaluation du RSA*, **La Documentation française**, décembre.

D. Borowczyk-Martins et E. Lalé [2018] : *Employment Adjustment and Part-Time Work : Lessons from the United States and the United Kingdom*, **American Economic Journal: Macroeconomics**, à paraître.

M. Bruyère, O. Chagny, V. Ulrich et S. 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, pp. 13-20.

H. Buddelmeyer, G. Mourre et M. Ward [2004] : *The Determinants of Part-Time Work Ing EU Countries: Empirical Investigations with Macro-Panel Data*, IZA Discussion Paper Series n° 1361.

H. Buddelmeyer, G. Mourre et M. Ward [2005] : *Part-Time Work in EU Countries: Labour Market Mobility, Entry and Exit*, IZA Discussion Paper Series n° 1550.

M. Bunel [2006] : *L'utilisation des modes de flexibilité par les établissements français*, **Travail et emploi**, n°106, pp. 7-24.

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

P. Cahuc et S. Carcillo [2014] : *The Detaxation of Overtime Hours: Lessons from the French Experiment*, **Journal of Labor Economics**, vol. 32 n°2, pp. 361-400.

P. Cahuc et C. Prost [2015] : *Améliorer l'assurance chômage pour limiter l'instabilité de l'emploi*, **Les notes du Conseil d'analyse économique**, n° 24, septembre.

O. Calavrezo, R. Duhautois et E. Walkowiac [2009] : *L'effet de l'ARTT sur le chômage partiel. Une analyse empirique entre 1995 et 2005*, **Revue économique**, vol. 60 n°6, pp. 1393-1419.

O. Calavrezo et S. Zilloniz [2016] : *L'ajustement des entreprises pendant la crise de 2008 : recours aux heures supplémentaires et à l'activité partielle*, doc. d'études de la Dares, n°198.

O. Chagny, L. Gonzalez et S. Zilberman [2010] : *Recours aux heures supplémentaires et complémentaires et rachats de jours de RTT durant les premiers mois de mise en œuvre des lois relatives au pouvoir d'achat*, **DARES Analyses**, n°029.

Conseil d'orientation pour l'emploi [2014] : *L'évolution des formes d'emploi*, **La Documentation française,** avril 2014.

M. W. L. Elsby, B. Hobijn et A. Şahin [2013] : *Unemployment Dynamics in the OECD*, **Review of Economics and Statistics,** vol. 95 n°2, pp. 530-548.

M. W. L. Elsby, B. Hobijn et A. Şahin [2015] : *On the Importance of the Participation Margin*, **Journal of Monetary Economics,** vol. 72, pp. 64-82.

I. Fontaine [2016] : *French Unemployment Dynamics: A "Three-State" Approach*, **Revue d'économie politique,** vol. 126, pp. 835-869.

M. Fontaine et J. 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*, doc. d'études de la DARES, n°183.

H. Frazis et J. Stewart [2014] : *Is the Workweek Really Overestimated?* **Monthly Labor Review**, vol.137, pp.1-13.

B. Galtier [1999] : *Le temps partiel est-il une passerelle vers le temps plein ?*, **Économie et statistique**, n°321-322, ½, pp. 79-87.

N. Ghosheh [2013] : *Working Conditions Laws Report 2012: A Global Review*, **International Labour Office**, Genève: ILO.

P. Gonthier et K. Vinceneux [2017] : *Des demandeurs d'emploi qui travaillent ? Les 7 visages de l'activité réduite*, doc. d'études de la Dares n°212.

G. D. Hansen [1985] : *Indivisble Labor and the Business Cycle*, **Journal of Monetary Economics,** vol. 16 n°3, pp. 309-327.

A. Hijzen et S. 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**, vol. 2 n°5, pp. 1-31.

G. Jolivet, F. Postel-Vinay et J.-M. Robin [2006] : *The Empirical Content of the Job Search Model: Labor Mobility and Wage Distribution in Europe and the U.S.*, **European Economic Review**, vol. 50 n°4, pp. 877-907.

A. Kümmerling et S. Lehndorff [2014] : *The Use of Working Time-Related Crisis Response Measures During the Great Recession*, **International Labour Office**, Conditions of Work and Employment Branch n°44, Genève: ILO.

C. Landais, T. Piketty et E. Saez [2011] : **Pour une révolution fiscale : un impôt sur le revenu pour le XXIème siècle**, Le Seuil, Paris.

F. Langot et C. Quintero-Rojas [2009] : *European vs American Hours Worked: Assessing the Role of the Extensive and Intensive Margins*, **Economics Bulletin,** vol. 29 n°2, pp. 530-542.

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie

G. Laroque et B. Salanié [2003] : **Institutions et emploi : les femmes et le marché du travail en France**, Economica.

D. M. Lilien et R. E. Hall [1986] : *Cyclical Fluctuations in the Labor Market*, *in* O. Ashenfelter et R. Layard (eds), **Handbook of Labor Economics,** Elsevier, vol. 2, pp. 1001-1038.

L. Ljungqvist et T. J. Sargent [1998] : *The European Unemployment Dilemma*, **Journal of Political Economy**, vol. 106 n°3, pp. 514-550.

G. Llosa, L. E. Ohanian, A. Raffo et R. Rogerson [2015] : *Firing Costs and Labor Market Fluctuations : A Cross-Country Analysis*, mimeo, Federal Reserve Board.

F. Milewski [2013] : *Le travail à temps partiel*, rapport au Conseil économique social et environnemental, Paris.

S. Nickell, L. Nunziata et W. Ochel [2005], *Unemployment in the OECD Since the 1960s: What do we Know?*, **The Economic Journal**, vol. 115 n°500, pp. 1-27.

L. Nunziata [2003] : *Labour Market Institutions and the Cyclical Dynamics of Employment*, **Labour Economics**, vol. 10 n°1, pp. 31-53.

OCDE [2004] : *Évolution récente et perspectives du marché du travail*, **Perspectives de l'emploi**, chap. 1, OCDE, Paris.

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

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

L. E. Ohanian et A. Raffo [2012] : *Aggregate Hours Worked in OCED Countries : New Measurement and Implications for Business Cycle*, **Journal of Monetary Economics,** vol. 59 n°1, pp. 40-56.

M. Pak [2013] : *Le travail à temps partiel,* **Synthèse Stat',** n°04, Dares.

J. Pencavel [1986] : *Labor Supply of Men: A survey*, *in* O. Ashenfelter et R. Layard, (eds), **Handbook of Labor Economics,** Elsevier, vol. 1, pp. 3-102.

M.T. Pignoni [2016] : *La syndicalisation en France*, **Dares, Analyses**, n°25.

Pôle emploi [2016] : *Pratiques et impact des activités réduites : les résultats issus de 5 recherches soutenues par Pôle emploi*, **Etudes et recherches**, n°8.

J.M. Poterba et J.H. Summers [1986] : *Reporting Errors and Labor Market Dynamics*, **Économétrica,** vol. 54 n°6, pp. 1319-1338.

R. Rogerson [2006] : *Understanding Differences in Hours Worked*, **Review of Economic Dynamics,** vol. 9 n°3, pp. 365-409.

G. van Lomwel et J.C. van Ours [2005] : *On the Employment Effects of Part-Time Labor*, **De Economist**, 153, pp. 451-460.

R. Shimer [2012] : *Reassessing the Ins and Outs of Unemployment*, **Review of Economic Dynamics,** vol. 15 n°2, pp. 127-148.

Unédic [2012] : *Enquête auprès des allocataires de l'assurance chômage en activité réduite*, **Éclairages, études et analyses**, n° 4, septembre.

Document téléchargé depuis www.cairn.info - Université du Québec à Montréal - - 132.208.223.250 - 07/02/2019 20h07. © Revue française d'économie