



**HAL**  
open science

## Le conformisme des recruteurs : une expérience contrôlée

Florent Fremigacci, Rémi Le Gall, Yannick L'Horty, Pascale Petit

► **To cite this version:**

Florent Fremigacci, Rémi Le Gall, Yannick L'Horty, Pascale Petit. Le conformisme des recruteurs : une expérience contrôlée. 2016. halshs-01374419

**HAL Id: halshs-01374419**

**<https://shs.hal.science/halshs-01374419v1>**

Preprint submitted on 30 Sep 2016

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

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



**LE CONFORMISME DES RECRUTEURS :  
UNE EXPERIENCE CONTROLEE**

---

FLORENT FREMIGACCI, REMI LE GALL, YANNICK L'HORTY ET PASCALE PETIT

[www.tepp.eu](http://www.tepp.eu)

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

# Le conformisme des recruteurs : une expérience contrôlée

Florent FREMIGACCI, Rémi LE GALL

Yannick L'HORTY et Pascale PETIT

Avril 2016

## RESUME

Nous évaluons à l'aide d'une expérience contrôlée l'effet d'un passage par une situation particulière d'emploi ou de chômage (temps partiel, contrats à durée déterminée, activité réduite, chômage de courte ou de longue durée) sur les chances de retrouver un emploi. Trois professions où ces formes particulières d'emploi ne sont ni rares, ni excessivement fréquentes ont été testées : les assistants commerciaux, les comptables et les serveurs dans la restauration. Pour chacune de ces professions, sept candidatures fictives ont été fabriquées qui se distinguent d'une candidature de référence par le fait d'avoir travaillé à temps partiel, en contrat à durée déterminée, ou d'être au chômage au moment de la candidature ainsi que par le sexe du candidat. Entre février et mai 2015, nous avons répondu à 300 offres d'emplois publiées en Ile-de-France pour chaque profession en envoyant au total 6300 candidatures (3 x 7 x 300). L'étude consiste en une exploitation statistique et économétrique des résultats de ces envois. Il y a bien des inégalités de traitement selon le statut du candidat et ces différences selon la situation d'emploi ou de chômage peuvent être assez différentes d'une profession à l'autre. L'interprétation met en jeu le conformisme des recruteurs.

## *JEL classification*

C93, J23, J64

## *Mots-clés*

*Accès à l'emploi ; sortie du chômage ; emploi atypique ; testing*

Florent FREMIGACCI, Université Paris-Ouest Nanterre la Défense, ECONOMIX,  
[florent.fremigacci@gmail.com](mailto:florent.fremigacci@gmail.com)

Rémi LE GALL, Université Paris-Est, ERUDITE, TEPP (FR CNRS n°3435) et Centre d'Études de l'Emploi, 5 boulevard Descartes, Champs sur Marne 77454 Marne la Vallée cedex 2, [remi.legall@u-pem.fr](mailto:remi.legall@u-pem.fr)

Yannick L'HORTY, Université Paris-Est, ERUDITE et TEPP (FR CNRS n°3435), 5 boulevard Descartes, Champs sur Marne 77454 Marne la Vallée cedex 2, [lhorty@univ-paris-est.fr](mailto:lhorty@univ-paris-est.fr)

Pascale PETIT, Université Paris-Est, ERUDITE et TEPP (FR CNRS n°3435), 5 boulevard Descartes, Champs sur Marne 77454 Marne la Vallée cedex 2, [pascale.petit@univ-mlv.fr](mailto:pascale.petit@univ-mlv.fr)

Cette étude a été réalisée dans le cadre d'une convention de recherche avec Pôle emploi et a été pré-publiée dans la collection « Etudes et Recherche ». Elle a bénéficié des remarques des membres du conseil scientifique de Pôle emploi et de celles de François Aventure et Anita Bonnet.

## INTRODUCTION

Emplois atypiques, situations particulières d'emploi, nouvelles formes d'emplois, les qualificatifs ne manquent pas pour désigner les situations de travail qui s'écartent de la norme de l'emploi stable, occupé sur l'année, à temps complet, pour un même employeur, et pour une durée indéterminée, norme qui s'est construite *de facto* et *de jure* à partir des années cinquante en France (Fourcade, 1992). Peu valorisées dans les débats publics et fréquemment associées à la précarité sur le marché du travail, ces situations particulières d'emploi sont souvent aussi des situations particulières de chômage et conduisent à des niveaux de revenus du travail plus faibles, essentiellement du fait d'une durée de travail raccourcie, et à des contrats plus instables, donc des revenus plus fragiles. Un facteur supplémentaire de précarité serait lié au devenir des personnes qui sont dans ces situations. Selon une large littérature empirique le passage par une forme d'emploi atypique (temps partiel, contrat à durée déterminée, travail temporaire, activité réduite pour un demandeur d'emploi,...) réduirait les chances ultérieures d'occuper un emploi stable à temps complet.

Ainsi, le fait d'avoir occupé un emploi à temps partiel, surtout pour les temps partiels les plus courts, réduirait les chances d'occuper un emploi à temps complet (Galtier, 1999). La récurrence des épisodes de chômage stigmatiserait le demandeur d'emploi et contribuerait à l'exclure du marché primaire des emplois stables (Lollivier, 2000). Les jeunes qui débutent leur parcours professionnel par un emploi temporaire (CDD ou intérim) auraient moins de chances d'accéder à un contrat à durée indéterminée que les autres (Givord, 2005). Un passage par un contrat aidé dans les secteurs non marchand (CAE, CAV) diminuerait les chances d'accéder à l'emploi stable et de sortir du chômage tandis qu'un passage par un contrat aidé des secteurs marchands (CIE et CI-RMA) pourrait au contraire améliorer les chances d'insertion (Bénoteau, 2015). L'activité réduite des demandeurs d'emploi les enfermerait dans le chômage et ne produirait des effets positifs que faiblement et à long terme (Fremigacci et Terracol, 2014). Elle n'améliorerait pas la qualité de l'emploi retrouvé, mesurée à partir du salaire en emploi et du nombre d'heures travaillées, et réduirait les chances de retrouver un emploi lorsqu'elle est exercée plus de six mois (Fontaine et Rochut, 2014).

Même si elles mobilisent des données et des méthodologies variées, toutes ces études convergent pour indiquer que le statut d'emploi et la situation de chômage influencent la trajectoire ultérieure des personnes sur le marché du travail. Théoriquement, cet effet peut relever de deux types de mécanismes : un effet de capital humain ou un pur effet de signal. Selon le premier mécanisme, le passage par une forme particulière d'emploi relève d'une expérience professionnelle qui modifie le capital humain individuel. Elle peut altérer les aptitudes professionnelles de l'individu, modifier ses capacités cognitives ou non cognitives, en affectant par exemple ses motivations. Selon le deuxième mécanisme, même si les caractéristiques individuelles du demandeur d'emploi sont inchangées, le fait d'avoir occupé une forme d'emploi atypique est une information qui peut être utilisée par l'employeur dans le recrutement. On peut parler alors d'effet de stigmatisation ou de discrimination selon le statut d'emploi, au sens de Heckman (1998). Aucune des études que nous venons de citer n'est en mesure de distinguer ces deux mécanismes, du côté de l'offre ou du côté de la demande de travail. Cela paraît pour autant pertinent dans la mesure où les recommandations de politiques publiques sont très différentes. En présence d'effets de capital humain, il y a lieu de mettre en œuvre des dispositifs individuels d'accompagnement et de formation. Mais s'il s'agit d'effets de stigmatisme, ces mesures risquent d'être vouées à l'échec et il faut leur préférer des actions

ciblées sur les employeurs, sous la forme de campagnes d'information et de sensibilisation ou d'incitations qui correspondent à des actions de discrimination positive.

La situation d'emploi et de chômage conditionne-t-elle les trajectoires individuelles des personnes sur le marché du travail ? Cet effet est-il associé aux caractéristiques individuelles des salariés ou s'agit-il d'un pur effet de signal de la part des employeurs ? Peut-on parler de discrimination selon le statut sur le marché du travail ?

Il s'agit là de questions importantes dans un contexte de crise, de diffusion accélérée des formes particulières d'emploi et d'allongement de la durée du chômage. Dès lors que la situation d'emploi et de chômage conditionne effectivement les trajectoires individuelles sur le marché du travail, occuper un emploi de mauvaise qualité peut réduire durablement les chances d'insertion. Il y a donc un risque de trappe à précarité pour les personnes qui acceptent d'occuper un emploi atypique et un risque d'enlèvement dans le chômage de longue durée pour celles qui le refusent. Ce phénomène maintient et amplifie le dualisme du marché du travail, opposant les emplois stables aux emplois de mauvaise qualité. C'est aussi un facteur de persistance du chômage au niveau macroéconomique qui a été identifié depuis plusieurs décennies (Blanchard et Summers, 1986) et qui fait l'objet d'un regain d'attention dans le contexte de la grande récession. Aux Etats-Unis, des travaux récents ont montré que parmi les travailleurs qui ont connu 6 mois de chômage entre 2008 et 2012, seulement 11 % occupent un emploi stable 15 mois plus tard (sur les quatre derniers mois) (Krueger *et al.*, 2014). Les chances d'accéder à l'emploi dépendent très fortement de la durée passée dans le chômage, surtout les 8 premiers mois de recherche et lorsque les marchés locaux sont en tension (Kroft *et al.*, 2013). La crise aurait renforcé cette dépendance négative à la durée de chômage (Kroft *et al.*, 2014). Ce faisant, elle aurait modifié les propriétés cycliques de l'économie américaine, en la rendant globalement plus sensible aux chocs, c'est-à-dire moins résiliente.

Mais il s'agit aussi de questions auxquelles il est très difficile de répondre. Les chances de sortir du chômage et d'accéder à un emploi de qualité dépendent de nombreux facteurs individuels et contextuels. Parmi cet ensemble de facteurs, il est particulièrement compliqué d'identifier l'effet spécifique du statut de l'emploi occupé précédemment ou celui de la durée passée au chômage, qui dépendent des mêmes facteurs. Il faut se prémunir des biais de sélection et des biais d'endogénéité. C'est l'objet de la vaste littérature microéconométrique qui applique les modèles de durée à l'analyse du chômage<sup>1</sup>. Mais il est encore plus difficile de décomposer cet effet selon le mécanisme en œuvre, capital humain ou signal. C'est pourquoi très peu d'études identifient ces mécanismes. Seule une approche expérimentale peut permettre de contrôler toutes les caractéristiques observables et inobservables des candidats à l'emploi afin de mesurer l'effet spécifique du signal transmis par le statut d'emploi. Depuis la première étude qui a mesuré les effets de la durée du chômage sur les chances d'accéder à l'emploi avec une méthode expérimentale, réalisée en Suisse en 1999 (Oberholzer-Gee, 2008), quelques travaux américains ont poursuivi cette voie en utilisant des données issues d'une opération de testing (Kroft *et al.*, 2013, Ghayad, 2013). Selon ces travaux, il y aurait à l'œuvre à la fois un effet de capital humain et un effet de signal, qui se traduirait par une rupture des chances de sortir du chômage au bout de six mois seulement (Ghayad, 2014). Une étude réalisée en Suède avec le même type de méthode indique quant à elle que les effets de la situation passée d'emploi et de chômage sont peu significatifs tandis que l'effet de la situation

---

<sup>1</sup> Pour un survol de la littérature des modèles de durée appliqués à la sortie du chômage, voir par exemple Fremigacci, 2011.

présente du candidat serait plus marqué (Eriksson et Rooth, 2011). Aucune étude de ce type n'a encore été réalisée en France.

Dans cet article, nous mettons en œuvre la méthode expérimentale du testing pour mesurer toutes choses égales par ailleurs l'effet causal de la situation d'emploi ou de chômage passée et présente (temps partiel, CDD, chômage) sur les chances d'accéder à l'emploi. Nous nous situons d'emblée du côté de la demande de travail et examinons la perception qu'ont les recruteurs de ce type d'expériences lorsqu'elles apparaissent dans le *curriculum vitae* d'un candidat à l'emploi. Il s'agit ainsi d'observer si ces différentes situations passées ou présentes ont un effet persistant et le cas échéant d'une ampleur comparable sur les chances d'accéder à l'emploi.

Nous proposons de distinguer l'effet que peuvent avoir ces parcours différenciés, selon que le candidat à l'emploi est un homme ou une femme. En effet, il est possible que la perception d'un recruteur vis-à-vis de ce type d'expériences varie selon le genre du candidat, les femmes étant plus souvent concernées par le temps partiel, souvent subi (en 2011, 30% des femmes occupaient un poste à temps partiel, pour 7% des hommes), par les emplois en contrat à durée déterminée (en 2011, 11% des salariées étaient en CDD, pour 8% des salariés), et par le chômage (en 2011, le taux de chômage des femmes s'élevait à 9,7% contre 8,8% pour les hommes).

Cet article présente les résultats d'un testing mené en Ile-de-France entre février et mai 2015 sur trois professions : les comptables, les assistants commerciaux, les serveurs dans la restauration. Pour chacune de ces professions, sept candidatures fictives ont été fabriquées. Elles se distinguent d'une candidature de référence par le fait d'avoir travaillé à temps partiel, en contrat à durée déterminée, ou d'être au chômage au moment de la candidature ainsi que par le sexe du candidat. Au total, nous avons répondu à 300 offres d'emplois publiées en Ile-de-France pour chaque profession en envoyant 6300 candidatures (3 x 7 x 300). Nous commençons par présenter en détail le protocole de cette expérience contrôlée avant de donner les résultats.

## **1. DESIGN EXPERIMENTAL ET COLLECTE DES DONNEES**

Pour évaluer l'effet d'une caractéristique d'un individu, tels qu'une activité réduite, un contrat à durée déterminée ou un épisode de chômage passés, sur ses chances d'accéder à l'emploi, il conviendrait idéalement de comparer l'accès à l'emploi de cet individu selon qu'il est pourvu ou non de cette caractéristique. Toutefois, dans la réalité, les caractéristiques individuelles sont données : un individu est doté d'un ensemble de caractéristiques particulières et l'évaluateur n'est pas en mesure d'observer qu'elle aurait été la situation de cet individu s'il avait eu des caractéristiques différentes, puisque cet état de la nature ne se réalise par définition pas. Une stratégie consiste donc à comparer la situation vis-à-vis de l'emploi d'individus distincts, très proches en termes de caractéristiques à l'exception de celle dont on souhaite évaluer l'effet, ici l'expérience passée. La théorie économique identifie un grand nombre de facteurs influençant les chances d'accès à l'emploi. Pour autant, tous ces déterminants potentiels ne sont pas mobilisables dans les données administratives ou dans les enquêtes disponibles. Certains sont souvent imparfaitement observables (expérience professionnelle quantitative et qualitative), d'autres sont inobservables (effort de recherche d'emploi, auto-sélection). Or, pour évaluer l'effet d'une caractéristique donnée, il faut être en mesure d'observer et d'isoler l'effet potentiel de tous les autres déterminants.

Les données expérimentales peuvent être utilisées pour évaluer l'effet d'une caractéristique « toutes choses égales par ailleurs ». En particulier, la méthode du *testing* est la mieux adaptée pour mesurer l'effet d'une caractéristique individuelle sur les chances d'accès à l'emploi. Elle consiste à construire de toute pièce des candidatures fictives parfaitement similaires à l'exception de la caractéristique dont on souhaite évaluer l'effet, puis à les envoyer simultanément en réponse aux mêmes offres d'emploi. Il suffit alors de comparer les chances de succès des candidats fictifs pour évaluer l'effet de la caractéristique testée. Cette méthode permet d'éliminer l'hétérogénéité habituellement inobservable des candidats à l'emploi, les biais de sélection et les effets de réseau. Sa limite principale porte sur la généralisation des résultats à l'ensemble du marché du travail. Les évaluations issues de données de *testing* produisent, en effet, une mesure ponctuelle, localisée à un bassin d'emploi particulier et partielle puisqu'un petit nombre de professions sont examinées. Pour autant, sur ce champ spécifique, le *testing* fournit une bonne mesure des préférences des employeurs.

### 1.1 Choix des professions

Nous avons mené à bien un test simple d'accès à un entretien d'embauche. Aucun candidat n'a été envoyé physiquement à un entretien. Deux raisons expliquent ce choix de méthode. Tout d'abord, envoyer des candidats aux entretiens introduit des biais liés à l'appréciation subjective du physique ou de la personnalité des candidats par les recruteurs ; ces biais inévitables sont inobservables par les chercheurs et de fait incontrôlables. Nous considérons que dans la mesure où l'organisation d'entretiens génère un coût pour le recruteur, celui-ci ne convoquera en entretien que les candidats qui ont effectivement une chance d'obtenir le poste. Notons que les candidatures écrites sont dépourvues de photographie. Deuxièmement, la procédure de collecte des données s'en trouve allégée, de sorte qu'en un temps donné (4 mois dans ce *testing*), nous sommes en mesure de constituer un échantillon de taille plus conséquente (900 offres d'emploi testées).

La première étape consiste à sélectionner les professions qui vont être testées. Nous utilisons une procédure statistique reproductible pour effectuer cette sélection. Nous avons considéré trois critères équipondérés et nous avons mené à bien une exploitation spécifique du Fichier Historique Statistique de Pôle emploi sur la région Ile-de-France sur la période allant de mai 2012 à avril 2013. Les deux premiers critères sont traditionnels dans les campagnes de *testing* (Duguet et Petit, 2005 ; Duguet et al. 2010). Tout d'abord, puisque l'analyse des discriminations va consister à exploiter des différences de taux de succès entre candidats, nous allons sélectionner des professions dont le marché du travail est en tension. Pour mesurer la tension, nous utilisons l'indicateur traditionnel de Pôle emploi qui rapporte les offres d'emploi enregistrées aux demandes d'emploi en fin de mois de catégorie A (OEE/DEFM) calculé au niveau de chaque code ROME<sup>2</sup>. Ce critère de sélection s'est avéré particulièrement utile dans un contexte de fort ralentissement économique (Bougard *et al.*, 2014). Ce faisant, on prend le risque de sous-estimer les discriminations réelles puisqu'il est *a priori* plus coûteux pour un employeur de discriminer sur un marché en tension.

Ensuite, afin de minimiser le risque de détection et de perturber le moins possible le marché du travail, nous retenons des professions qui présentent des flux d'offres élevés. Ce deuxième critère est traduit statistiquement par le fait de sélectionner des codes ROME où le nombre

---

<sup>2</sup> Le répertoire opérationnel des métiers et des emplois (le ROME) est une nomenclature opérationnelle fondée sur une définition des métiers en termes de compétence. Nous travaillons sur une extraction du FHS réalisée par Pôle Emploi sur l'ensemble des demandes et offres enregistrées entre mai 2012 et avril 2013 en région Ile-de-France, ventilée en 532 codes ROME.

des OEE et celui des DEFM est forte. Il s'agit des professions dont le marché du travail est le plus actif.

Le troisième critère est spécifique à l'objet de recherche. Nous avons choisi ici de retenir des professions où les situations d'emploi et de chômage atypiques ne sont ni excessivement rares, ni anormalement fréquentes. Statistiquement, nous sélectionnons des codes ROME qui vont être proches de la médiane régionale du point de vue de la durée des missions qui est précisée pour chaque offre enregistrée, en retenant comme indicateur synthétique la part des offres de plus de 7 mois. En quelque sorte, il s'agit de sélectionner des professions où les emplois atypiques ne sont pas atypiques.

Nous attribuons le même poids à chacun de ces trois critères. Nous avons choisi de sélectionner les professions les plus actives, les plus tendues et où la diffusion des emplois atypiques, mesurée par la durée moyenne des missions, était la plus proche de la médiane régionale. En pratique, nous avons classé 532 codes ROME sur la base de chacun des trois critères et nous avons finalement retenu les dix codes ROME présentant le meilleur score cumulé sur les trois classements. Le tableau 1 donne le résultat de cette procédure. Parmi ces dix codes ROME, nous avons retenu finalement ceux qui nous paraissent les moins spécifiques à un univers professionnel ou sectoriel particulier. Notre choix final s'est porté sur les assistants commerciaux (code D1401), les comptables et secrétaires comptables (codes M1608 et M1203) et les serveurs en restauration (code G1803).

**Tableau 1. Les dix professions franciliennes les plus actives, les plus tendues et où la durée des missions est la plus proche de la médiane régionale**

K2104 Éducation et surveillance au sein d'établissements d'enseignement
<b>D1401 Assistanat commercial</b>
I1304 Installation et maintenance d'équipements industriels et d'exploitation
I1604 Mécanique automobile
I1401 Maintenance informatique et bureautique
G1204 Éducation en activités sportives
<b>M1608 Secrétariat comptable</b>
<b>M1203 Comptabilité</b>
K1207 Intervention socioéducative
<b>G1803 Service en restauration</b>

Source des données : extractions du FHS, Pôle emploi

Champ : demandes et offres enregistrées entre mai 2012 et avril 2013, région Ile-de-France.

Ventilation : 532 codes ROME

Indicateur de tension :  $\frac{3}{4} * OEE/DEE + \frac{1}{4} * OEE/DEFM$

Indicateur d'intensité des flux : nombre d'offres d'emploi enregistrées et nombre de DEFM

Indicateur d'emploi atypique : distance à la médiane régionale (deux missions de plus de 7 mois pour trois offres) de la part des offres d'emploi de plus de 7 mois dans l'ensemble des offres.

## 1.2 Construction des candidatures fictives

Pour chacune de ces trois professions nous voulons mesurer les effets sur les chances d'accéder à l'emploi : *i)* d'une situation présente de chômage de courte durée ; *ii)* d'une situation présente de chômage de longue durée ; *iii)* d'un parcours antérieur essentiellement constitué de CDD ; *iv)* d'un parcours antérieur essentiellement constitué de temps partiel, selon que le candidat soit un homme ou une femme. Ces mesures vont être effectuées relativement à une situation de référence caractérisée par un parcours constitué de CDI à temps complet sans épisode de chômage selon que le candidat soit un homme ou une femme.



Au total, pour chacune des 3 professions, nous construisons 7 CV fictifs parfaitement similaires à l'exception d'une caractéristique. Ces profils sont présentés dans le tableau 2.

**Tableau 2. Profil des candidats fictifs**

Candidat	Dénomination	Sexe	Âge	Situation passée et présente
1 <i>Référence</i>	H_CDI	Homme	33	Parcours professionnel en CDI <i>Actuellement en CDI</i>
2	H_CCT	Homme	32	Parcours professionnel en CDI <i>Actuellement au chômage depuis 3 mois</i>
3	H_CLT	Homme	31	Parcours professionnel en CDI <i>Actuellement au chômage depuis plus d'1 an</i>
4	H_CDD	Homme	33	Parcours professionnel en CDD <i>Actuellement en CDD</i>
5	H_TP	Homme	31	Parcours professionnel en CDI <i>Actuellement en CDI à temps partiel</i>
6	F_CDI	Femme	32	Parcours professionnel en CDI <i>Actuellement en CDI</i>
7	F_TP	Femme	31	Parcours professionnel en CDI <i>Actuellement en CDI à temps partiel</i>

Les seules caractéristiques qui distinguent significativement les candidats sont leur parcours professionnel et leur sexe. Les candidats sont parfaitement similaires pour toutes les autres caractéristiques présentes sur leur curriculum vitae. Ils ont les mêmes diplômes, les plus fréquents dans leur profession, des parcours professionnel identiques, le même type d'expériences un point de vue qualitatif, et les mêmes compétences informatiques et linguistiques. Ils sont âgés de 31 à 33 ans, de nationalité et d'origine française. Ils habitent la même commune (celle de l'offre d'emploi). Ils sont tous originaires de province et ils sont mobiles (permis B et voiture personnelle). Le détail de leur parcours professionnel et des autres caractéristiques figure en annexe 1.

Pour construire ces profils et afin de bien vérifier qu'ils sont réalistes, nous nous sommes appuyés sur les données de l'enquête Emploi de l'INSEE, à partir de laquelle nous avons calculé les caractéristiques moyennes ou modales des salariés en poste dans chacune des professions, en nous limitant aux salariés âgés de 30 à 35 ans en Île-de-France, à l'image de nos candidats (tableau 3). Nos candidatures fictives ont été construites pour reproduire ces caractéristiques modales.

Puisque ces candidatures ont été envoyées simultanément en réponse aux mêmes offres d'emploi, elles devaient comporter des éléments de différenciation. Ces différences portent sur la présentation des CV : type de police d'écriture, taille de la police, mise en page, tout en demeurant standard. Les candidats affichent une expérience acquise dans des entreprises réelles ; celles-ci sont différentes mais comparables (en termes d'activité, de taille, de pouvoir de marché). Les loisirs des candidats sont également différents, tout en étant très standards et impersonnels (pratique d'un sport collectif, sport, cinéma, lecture, musique, etc.). Les courriers succincts accompagnant le CV étaient également formulés différemment, tout en restant standard. Une adresse postale, un numéro de téléphone portable et une adresse électronique ont été attribués à chaque candidat.

Les CV ainsi constitués ont fait l'objet d'une expertise par des représentants de chaque univers professionnel que nous avons sollicité afin de recueillir leur avis sur le réalisme des candidatures. Un exemple de CV figure en annexe 2. Il s'agit du profil du candidat de référence pour un poste d'assistant commercial.

**Tableau 3. Profils types des salariés dans les professions testées**

Profession	Comptable		Assistant Commercial		Serveurs	
	F	H	F	H	F	H
Sexe (en %)	84,79	15,21	34,02	65,98	46,26	53,74
CDI (en %)	89,60		97,34		90,22	
	F	H	F	H	F	H
	88,6	95,12	98,91	96,47	86,67	93,26
CDD (en %)	8,38		2,47		6,21	
	F	H	F	H	F	H
	9	4,88	0,6	3,5	6,87	5,63
Saisonnier (en %)	0,2		0,2		2,09	
	F	H	F	H	F	H
	0,2	0	0,2	0	3,89	0,55
Intérim (en %)	1,2%		0		1,48	
	F	H	F	H	F	H
	1,4	0	0	0	2,56	0,55
Apprentissage (en %)	0,7		0		0	
	F	H	F	H	F	H
	0,8	0	0	0	0	0
Durée moyenne du travail (en heure)	35,40		39,51		34,93	
	F	H	F	H	F	H
	35,04	37,05	37,98	40,29	34,39	35,39
Part des emplois à temps partiel (en %)	21,2		3,57		32,79	
	F	H	F	H	F	H
	23,7	7,3	7	1,79	35,52	30,44
Part des individus en emploi, précédemment au chômage (en %)	23,37		18,16		22,01	
	F	H	F	H	F	H
	23,99	19,94	16,44	18,98	25,84	19,02
Durée moyenne du chômage précédant l'emploi (en jours)	249,79		324,35		523,19	
	F	H	F	H	F	H
	247,56	264,48	406,29	290,15	431,14	620,79
Âge moyen de fin d'études (en années)	21,19		22,07		19,5	
	F	H	F	H	F	H
	21,04	22	22,00	22,16	20,16	18,92
Diplôme le plus élevé obtenu (mode)	DUT, BTS 44,85		DUT, BTS 33,59		CAP, BEP 19	
Expérience potentielle (en années)	11,28		10,37		12,88	
	F	H	F	H	F	H
	11,49	10,13	9,92	10,61	11,79	13,84
Nombre d'observations	395		553		254	

Source : Enquête Emploi de 2007 à 2012 (Insee)

Champ : Salariés du secteur privé âgés de 30 à 35 ans dans la région Île-de-France

Comptables : 312c (Experts comptables, comptables agréés, libéraux), 373a (Cadres des services financiers ou comptables des grandes entreprises), 373c (Cadres des services financiers ou comptables des petites et moyennes entreprises), 543a (Employés des services comptables ou financiers)

Assistant commercial : 225a (Intermédiaires indépendants du commerce, de 0 à 9 salariés), 463a (Techniciens commerciaux et technico-commerciaux, représentants en informatique), 463b (Techniciens commerciaux et technico-commerciaux, représentants en biens d'équipement, en biens intermédiaires, commerce interindustriel (hors informatique)), 463c (Techniciens commerciaux et technico-commerciaux, représentants en biens de consommation auprès d'entreprises), 463d (Techniciens commerciaux et technico-commerciaux, représentants en services auprès d'entreprises ou de professionnels (hors banque, assurance, informatique))

Service en restauration : codes profession 561a (Serveurs, commis de restaurant, garçons (bar, brasserie, café ou restaurant))

### 1.3 Réponses aux offres d'emploi

L'expérience a consisté à envoyer ces candidatures construites de toutes pièces, en réponse à des offres d'emploi diffusées par les recruteurs entre février et mai 2015. Pour éviter que le style ou le contenu d'une candidature particulière n'influencent systématiquement le choix des entreprises pour un candidat particulier (et ce, malgré les précautions prises lors de la construction des candidatures), nous avons permuté les supports de CV et les lettres de motivation correspondante entre les candidats féminins et masculins ayant les mêmes caractéristiques (femme / homme en CDI ; femme / homme à temps partiel), ainsi qu'entre les candidats aux différentes durées de chômage (homme en chômage courte / longue durée). Ces deux jeux de CV et lettres de motivations ont été affectés aléatoirement aux offres d'emploi testées.

Les candidatures à une même offre d'emploi ont été envoyées peu après la diffusion de l'offre sur Internet, à intervalles de temps rapprochés, par courrier électronique émanant de la boîte mail de chaque candidat, ou bien par courriers postaux<sup>3</sup>.

Toutes les offres d'emploi d'assistants commerciaux, de comptables et de serveurs dans la restauration à temps complet, en CDD ou CDI, localisées en Ile-de-France entraient dans le champ de l'étude. Nous avons testé toutes celles portées à notre connaissance entre début février et fin mai 2015 jusqu'à atteindre un nombre de 300 offres pour chaque profession. Au total 900 offres ont été testées, ce qui correspond à l'envoi de 6300 candidatures (7x900). La composition de l'échantillon est reportée dans le tableau 4.

**Tableau 4. Offres d'emploi testées**

Profession	Nombre d'offres testées	Nombre de candidatures envoyées (7 x nb d'offres d'emploi)
Assistant commercial	300	2100
Comptables	300	2100
Serveurs dans la restauration	300	2100
<i>Total</i>	<i>900</i>	<i>6300</i>

Nous avons collecté des données sur les caractéristiques des emplois offerts telles qu'elles apparaissaient dans le contenu des annonces. Dans l'échantillon de ces offres, on constate que la part des offres en CDI est plus faible pour les postes de serveurs, que les rémunérations et le niveau de diplôme prérequis y sont plus faibles également (tableau 5).

**Tableau 5. Caractéristiques des offres d'emplois testées**

	Assistants commerciaux	Comptables	Serveurs
Part des offres en CDI	76,66 %	73,67 %	49,33 %
Salaire horaire médian	13,09	15	10,71
Part des offres offrant un salaire au-dessus du salaire médian	46,67 %	44,67 %	19 %
Part des offres exigeant un diplôme	57 %	68 %	14,33 %
Part des offres offrant un poste supérieur au dernier emploi occupé	26%	11%	33,67%
Nombre d'observations	300	300	300

<sup>3</sup> Ce mode d'envoi était effectué à partir de différents bureaux distributeurs afin de minimiser le risque de détection par les recruteurs.

La réponse est considérée positive lorsque le recruteur convie le candidat à un entretien ou qu'il se manifeste pour obtenir plus de renseignements sur sa situation présente ou ses qualifications. En revanche, la réponse est considérée comme négative si le recruteur rejette formellement la candidature ou s'il n'y répond pas. Des traitements particuliers ont été réalisés pour tirer partie de l'information contenue dans les appels en absence.

## 2. RESULTATS DE L'EXPERIENCE

Nous présentons dans cette section les principaux résultats issus de l'exploitation statistique et économétrique de la campagne de *testing*.

### 2.1 Taux de succès bruts

Le tableau 6 présente les taux de succès pour l'obtention d'un entretien d'embauche des 7 candidats fictifs dans chacune des trois professions, qui ne se distinguent que par leur situation d'emploi et de chômage passée. Les taux de succès de chaque candidat sont d'un ordre de grandeur comparable selon les professions testées, qui sont toutes des professions en tensions. Pour le candidat de référence (un homme actuellement en CDI avec une trajectoire antérieure en CDI), le taux brut de réponses positives est de 19,7 % pour les assistants commerciaux et de 21,7 % pour les comptables. Il lui faut répondre à 5 offres d'emploi pour obtenir une invitation à un entretien d'embauche. Le taux brut de succès est de 16% pour les serveurs, soit un peu plus de 6 réponses à des offres pour espérer obtenir une invitation à un entretien.

Au sein de chacune des trois professions, les taux de succès des candidats fictifs sont toutefois assez différents selon le profil du candidat. Le maximum est atteint pour les comptables en situation de chômage de courte durée avec un taux de 26,7% tandis que le minimum concerne les serveurs avec une trajectoire professionnelle uniquement sur des postes en CDD (13 %). Au sein de chaque profession, l'écart maximal de taux de succès selon le statut d'emploi est de 61,3 % chez les assistants commerciaux, de 86,7% pour les comptables, à 94,6 % pour les serveurs. L'amplitude de ces écarts suggère la présence de forts effets de signal selon le statut d'emploi qui serait perçu par l'employeur.

Le tableau 7 compare deux à deux les taux de succès sur les mêmes offres, ce qui permet de mettre en évidence les effets du statut d'emploi relativement à la situation de référence. Le protocole de l'étude permet de distinguer l'effet d'être en situation de chômage, selon la durée du chômage, l'effet d'avoir une trajectoire antérieure uniquement composé de contrat à durée déterminée, et l'effet d'être en temps partiel. Il permet aussi de mesurer l'effet du sexe sur les chances d'être invité à un entretien d'embauche et l'effet du temps partiel conditionnellement au sexe. Il est utile de commenter pas-à-pas chacun de ces effets. Nous commençons par décrire ces effets sur l'ensemble des offres d'emploi puis on s'intéresse à des sous-échantillons d'offres d'emploi de bonne qualité, qu'il s'agisse d'emploi en CDI, avec un salaire horaire supérieur à la moyenne, exigeant explicitement un diplôme ou correspondant à un poste d'un niveau supérieur au dernier poste occupé par le candidat à l'embauche. Ces différents sous-échantillons contiennent de moins en moins d'offres et permettent donc de mettre en évidence des effets avec de moins en moins de précision statistique. Les tableaux correspondants figurent en annexe 3.

**Tableau 6. Taux brut de réponses positives**

	Assistants Commerciaux	Comptables	Serveurs
H_CDI	19,7***	21,7***	16***
H_CCT	21,7***	26,7***	17,3***
H_CLT	20,3***	18***	18,7***
H_CDD	13,3***	14,3***	13***
H_TP	16,3***	16,7***	16,7***
F_CDI	26,3***	25,7***	20,3***
F_TP	23,7***	24***	25,3***
Part des offres avec au moins 1 réponse positive	43,67	43,67	45,67
Nombre d'observations	300	300	300

Note de lecture : En moyenne, le candidat assistant commercial actuellement en CDI a reçu une réponse positive sur 19,7% de ses candidatures. Les p-value sont reportées entre parenthèses. Les p-value ont été calculées par la méthode du bootstrap, réalisée sur 1000 tirages. \*\*\* : significatif au seuil de 1%. \*\* : significatif au seuil de 5%. \* : significatif au seuil de 10%.

## 2.2 L'effet de stigmatisme du chômage de longue durée

On pourrait attendre une préférence des employeurs pour les candidats en emploi plutôt que pour les candidats chômeurs. Ce n'est pas le cas. Le fait d'être en situation de chômage depuis moins de trois mois n'exerce aucun effet significatif sur les chances d'accéder à l'emploi, dans le cas des serveurs et des assistants commerciaux (les candidats au chômage ont d'ailleurs un taux de succès toujours plus élevés que les candidats en emplois, mais la différence, qui atteint deux points dans le cas des serveurs, n'est pas statistiquement significative). Le fait d'être en situation de chômage court exerce même un effet positif dans le cas des comptables, pour lesquels le taux de succès augmente de 5 points. Remarquons que cet effet n'est plus significatif si l'on restreint l'échantillon aux offres de bonne qualité, en CDI, sur des salaires horaires supérieurs à la moyenne, sur les offres exigeant un diplôme ou sur celles offrant un poste supérieur au dernier emploi occupé (tableaux en annexe 3). Ce premier résultat peut être relié au fait que les candidats à l'emploi, pour les trois professions testées, sont fréquemment des personnes sans emploi (pour environ un quart d'entre elles selon les données du tableau en annexe 4 qui donne le profil type des personnes employées depuis moins d'un an sur ces marchés du travail).

On ne trouve pas non plus d'effet significatif d'une situation de chômage de longue durée si la référence est un candidat en emploi. Relativement à un candidat actuellement en CDI, le fait d'être au chômage depuis plus d'un an n'exerce aucun effet significatif pour les trois professions (tableau 7). C'est le cas aussi si l'on restreint l'échantillon d'offres aux postes de qualité. Pour les trois professions et pour toutes les autres définitions d'un emploi de qualité, le fait d'être chômeur de longue durée n'est pas pénalisant relativement au fait d'être actuellement en emploi (tableau A1 en annexe 3).

Pour autant, il y a bien un effet négatif d'une durée élevée de chômage si la référence est un candidat en chômage depuis moins de trois mois, dans le cas des comptables. Pour cette profession uniquement, on constate qu'un chômeur de longue durée a des chances réduites d'accéder à un emploi (tableau 7). On retrouve ici le résultat de la première étude expérimentale sur les effets de dépendance à la durée de chômage, menée à bien en Suisse par Oberholzer-Gee (2008). Puisque l'on contrôle de l'hétérogénéité inobservée, l'interprétation pour le mécanisme économique sous-jacent serait celle d'un effet de *herding* : les recruteurs, en situation d'asymétrie d'information sur la qualité des candidats, adoptent un réflexe moutonnier lorsqu'ils sont confrontés à un demandeur d'emploi de longue durée. Ils se disent que si ce chômeur n'a pas encore trouvé d'emploi, c'est que de nombreux employeurs l'ont d'ores et déjà refusé. En l'absence d'autres informations, il est sans doute prudent de « suivre le troupeau ». Cet effet résiste à un contrôle par la qualité des emplois offerts lorsque l'échantillon est limité aux offres en CDI ou aux offres exigeant un niveau donné de diplôme (cf. tableaux A1 et A3 en annexe 3), mais il ne résiste pas pour les autres définitions d'un emploi de qualité (salaire supérieur à la moyenne, poste proposé d'un niveau hiérarchique supérieur à celui précédemment occupé). On constate en outre que le fait de limiter l'échantillon aux offres en CDI ou aux offres exigeant un niveau donné de diplôme fait apparaître un effet significatif en sens inverse, pour les serveurs uniquement, correspondant à une prime à l'embauche des chômeurs de longue durée.

Pour réconcilier ces résultats, une interprétation est qu'un candidat actuellement en CDI envoie un signal positif sur son employabilité mais qu'il envoie également un signal négatif sur sa disponibilité. Un chômeur de courte durée est tout autant employable mais plus disponible qu'un candidat en CDI, qui va devoir effectuer un préavis avant de changer d'emploi. La disponibilité est particulièrement valorisée pour les emplois de faible qualité, tandis que l'employabilité est valorisée pour les emplois de bonne qualité, tel qu'un emploi en CDI bien rémunéré. Un chômeur de longue durée est quant à lui tout autant disponible que le chômeur court mais il envoie un moindre signal d'employabilité si les recruteurs ont un comportement de *herding*. La comparaison entre un candidat en CDI et un candidat en chômage court peut donc avantager ce dernier (effet disponibilité), tandis qu'elle peut avantager le CDI vis-à-vis d'un candidat en chômage de longue durée (si l'effet employabilité l'emporte sur l'effet disponibilité). Pour le cas particulier des serveurs, on doit noter que la durée de chômage avant un emploi est la plus élevée sur le marché du travail francilien<sup>4</sup>. Le profil majoritaire est celui d'un chômeur de longue durée, ce qui peut contribuer à atténuer l'effet de *herding*. En outre, pour ces offres en CDI ou exigeant un niveau de diplôme donné, l'employeur peut préférer à expérience professionnelle identique un chômeur de longue durée qui est susceptible d'accepter une rémunération plus faible.

---

<sup>4</sup> Pour les salariés de 30 à 35 ans dans la région Ile-de-France, la durée moyenne du chômage précédant l'emploi est de 249,8 jours pour les comptables, 324,4 jours pour les assistants commerciaux et de 523,2 jours pour les serveurs (source : exploitation de l'Enquête Emploi de 2007 à 2012 – cf tableau 3).

**Tableau 7. Comparaison deux à deux des taux de succès**

	Assistants Commerciaux	Comptables	Serveurs
H_CDI vs H_CCT	2 (0,369)	5** (0,023)	1,3 (0,528)
H_CDI vs H_CLT	0,7 (0,761)	-3,7 (0,154)	2,7 (0,194)
H_CDI vs H_CDD	-6,3*** (0,001)	-7,3*** (0,001)	-3 (0,128)
H_CDI vs H_TP	-3,3 (0,109)	-5** (0,025)	0,7 (0,741)
H_CCT vs H_CLT	-1,3 (0,484)	-8,7*** (0,001)	1,3 (0,542)
H_CDI vs F_CDI	6,7*** (0,010)	4* (0,088)	4,3* (0,088)
F_CDI vs F_TP	-2,7 (0,24)	-1,7 (0,459)	5* (0,058)
F_TP vs H_TP	7,3*** (0,002)	7,3*** (0,003)	8,7*** (0,001)
Nombre d'observation	300	300	300

Note de lecture : Les différences sont reportées en point de pourcentage. Les p-value sont reportées entre parenthèses. Les p-value ont été calculées par la méthode du bootstrap, réalisée sur 1000 tirages. : \*\*\* significatif au seuil de 1%. \*\*: significatif au seuil de 5%. \*: significatif au seuil de 10%.

### 2.3 Pénalité à l'embauche pour une carrière en CDD

Le deuxième effet qui peut être étudié dans notre protocole est celui d'un contrat de travail à durée déterminée. Relativement au candidat de référence qui affiche une trajectoire professionnelle composée d'une succession de contrats à durée indéterminée, le candidat actuellement en CDD avec une histoire professionnelle entièrement composée de CDD est significativement pénalisé dans deux professions sur les trois que nous avons testées (tableau 7). La pénalité est maximale pour les commerciaux (-7,3 %) et forte chez les comptables (-6,3%) tandis qu'elle est négative (-3 %) mais statistiquement non significative aux seuils usuels pour les serveurs<sup>5</sup>. Notons qu'en Ile-de-France, les emplois en CDD sont les plus rares chez les assistants commerciaux (cf. tableau en annexe 4).

Cette pénalité à l'embauche pour une carrière en CDD est maintenue voire renforcée lorsque l'échantillon est limité aux emplois de qualité (cf tableaux en annexe 3). Elle est significative pour les trois professions pour les offres d'emplois en CDI. Elle est significative pour les comptables et les serveurs sur les offres rémunérées au-dessus du salaire moyen. Elle l'est également pour les comptables et les assistants commerciaux pour les emplois qui supposent une progression relativement au poste occupé auparavant par le candidat et pour ceux qui exigent explicitement un niveau donné de diplôme. Enfin, elle demeure significative pour les comptables pour les offres correspondant à un poste supérieur au dernier emploi occupé, alors que l'échantillon est très restreint.

On peut évoquer à nouveau un effet de *herding*. Toutes choses observables égales par ailleurs, si aucun employeur auparavant n'a conclu un CDI avec ce candidat, il peut paraître préférable

<sup>5</sup> Tous les écarts qui figurent dans cette section sont des points de pourcentages.

aux yeux du recruteur de ne pas le retenir pour un emploi de ce type. Cet effet peut se combiner avec un mécanisme de distance à la norme d'emploi, ce qui permet d'expliquer pourquoi il est moins présent chez les comptables et les serveurs où les CDD sont beaucoup plus fréquents dans les trajectoires d'emploi.

#### **2.4 Pénalité au temps partiel masculin**

Le protocole de notre étude permet d'évaluer également un troisième effet, celui du temps partiel. Relativement à un candidat de référence qui a enchaîné des CDI à temps plein, un candidat qui a enchaîné le même type de parcours mais qui est actuellement à temps partiel, peut subir une pénalité à l'embauche. Cette pénalité est significative chez les comptables et est à la limite de la significativité chez les assistants commerciaux, deux professions où le temps partiel est rare, voire exceptionnel (tableau 7). L'effet significatif chez les comptables se maintient si l'on restreint l'échantillon aux seules offres en CDI et sur les offres exigeant un diplôme, pour lesquelles on trouve également un effet significatif pour les assistants commerciaux. Cet effet négatif du fait d'être à temps partiel n'est jamais significatif pour les serveurs, quel que soit l'échantillon, complet ou restreint. Or, le temps partiel masculin est le plus diffusé chez les serveurs, avec près d'un tiers des nouveaux emplois masculins (annexe 4).

Ces différences inter professionnelles suggèrent que la distance à la norme d'emploi dans un univers professionnel donné joue un rôle déterminant sur les effets de telle ou telle caractéristique individuelle : une caractéristique donnée, ici le fait d'occuper un emploi à temps partiel, peut être pénalisante lorsqu'elle est rare chez les personnes en emploi, mais elle ne l'est pas si elle est très diffusée voire majoritaire dans le stock des emplois, comme c'est le cas ici pour les serveurs.

#### **2.5 Une prime à l'embauche des femmes**

Nous avons également introduit le sexe dans les variables actives de notre protocole. L'idée était de mesurer un effet spécifique du sexe et de mesurer également un effet croisé du sexe et de la situation d'emploi, qui s'interprète comme une discrimination conditionnelle. Des expériences précédentes ont mis en évidence ce type de discrimination conditionnelle sur données franciliennes en croisant le sexe et l'origine (Petit *et al.*, 2014) ou encore le sexe et lieu de résidence (L'Horty *et al.*, 2011), mais la combinaison du sexe et de la situation d'emploi n'a pas encore été étudiée avec ce type d'approche.

Vis-à-vis du candidat masculin dont la trajectoire professionnelle s'est entièrement déroulée sur des emplois stables à temps complet, une candidature féminine avec le même type de trajectoire bénéficie d'une prime à l'embauche dans les trois professions que nous avons testées (tableau 7). Les différences de taux de succès en faveur de la candidature féminine, toutes significativement différentes de zéro, sont de 6,7 % pour les assistants commerciaux, de 4,3 % pour les serveurs et de 4 % pour les comptables.

A nouveau, on peut tenter de mobiliser la norme d'emploi de chaque profession pour interpréter ces constats. Selon les données de l'enquête Emploi, la part des femmes est différente dans ces trois professions. Sur les données franciliennes, parmi les salariés employés depuis moins d'un an, les comptables comptent 82,3 %, 8 % de femmes, les serveurs 46,9 %, les assistants commerciaux 42 %. L'ampleur de la prime à l'embauche des femmes varie donc en raison inverse de la part des femmes dans chaque profession. Pour les assistants commerciaux, la prime à l'embauche reste significative pour toutes les offres de qualité, en CDI à haut salaire et pour un poste supérieur au dernier emploi occupé, mais elle ne l'est plus



sur les offres exigeant un diplôme. La prime à l'embauche des femmes comptables et serveurs, en revanche, ne résiste pas à une restriction de l'échantillon des offres aux emplois de bonne qualité. Pour ces professions féminisées, les emplois de qualité ne sont pas les plus accessibles aux femmes, à la seule exception des postes offrant un salaire supérieur à la moyenne pour les comptables.

Cette prime à l'embauche des femmes est encore plus nette si l'on compare deux profils qui travaillent à temps partiel. Les différences de taux de succès en faveur des femmes atteignent alors 7,3 % pour les assistants commerciaux (de 6,7 % pour deux profils en CDI), 8,7 % pour les serveurs (4,3 % en CDI) et 7,3 % pour les comptables (4 % en CDI). Ces écarts restent significatifs si l'on restreint le champ d'analyse aux emplois de bonne qualité, pour les quatre sous-échantillons, pour les assistants commerciaux, pour les trois premiers échantillons dans le cas des comptables et pour le premier seulement dans le cas des serveurs où les emplois de qualité sont globalement plus rares.

## **2.6 Prime au temps partiel féminin**

Le protocole de recherche permet enfin d'isoler l'effet d'une situation d'emploi à temps partiel conditionnellement au sexe. Nous avons noté que, pour les hommes, le temps partiel exerçait un effet négatif sur les chances d'accéder à l'emploi, sauf pour les serveurs où le temps partiel était plus répandu. Le temps partiel féminin produit un effet inverse, mais seulement dans la profession où il est le plus diffusé, celle des serveurs.

Pour une femme qui cherche un emploi de serveuse, le fait d'être à temps partiel augmente de 5 points la probabilité d'être invitée à un entretien d'embauche, relativement à une candidate qui occupe un emploi à temps complet. On ne trouve pas de différences pour les autres professions où le temps partiel féminin est beaucoup moins diffusé. Une serveuse à temps partiel est par conséquent dans une situation d'emploi plus proche de la norme de sa profession et elle bénéficie d'une prime à l'embauche. Ce n'est pas le cas d'une comptable ou d'une assistante commerciale à temps partiel qui est plutôt dans une situation atypique. La prime au temps partiel des serveuses relativement au serveur est plus forte encore pour des offres d'emplois en CDI (7,4 %) ou pour les offres proposant des salaires horaires supérieurs à la moyenne (10,5 %).

## **3. CONCLUSIONS**

Au terme de cette étude, nous répondons positivement à notre question initiale. Il existe effectivement des formes de discriminations liées au statut d'emploi ou de chômage sur le marché du travail. Les résultats de notre expérimentation nous ont permis de mettre en évidence plusieurs manifestations tangibles de ce type de discriminations pour les trois professions que nous avons testées en Ile-de-France, dans le cadre de l'exploitation d'une collecte de données qui s'est déroulée entre février et mai 2015. Mais nos résultats indiquent que les effets des situations passées ou présentes d'emploi et de chômage ne sont ni déterministes, ni univoques. Elles dépendent des caractéristiques personnelles des candidats à l'emploi et de celles des domaines professionnelles pour lesquels ils postulent.

Ainsi, le fait d'être au chômage relativement à une position présente en CDI, n'a aucune incidence chez les serveurs et les assistants commerciaux, alors qu'elle peut exercer un effet positif pour les comptables pour des offres de faible qualité pour lesquelles la disponibilité du

candidat est valorisée. L'exposition au chômage de longue durée réduit les chances d'accéder à l'emploi pour les comptables, elle est sans effet pour les assistants commerciaux et augmente les chances d'accéder à l'emploi pour les serveurs pour des offres en CDI ou qui requièrent un niveau donné de diplôme. Le fait de travailler à temps partiel diminue l'employabilité des commerciaux et des comptables, surtout pour des emplois de qualité, alors qu'il est sans effet sur les serveurs. De même, une carrière en CDD pénalise l'accès à l'emploi des assistants commerciaux et des comptables, en particulier pour des emplois de qualité, alors qu'elle n'a pas d'effet pour les serveurs.

Pour interpréter ces différences inter-professionnelles, il est utile de combiner deux types de mécanismes qui s'apparentent à chaque fois à une forme de conformisme des recruteurs. Le premier est un effet de *herding*, selon lequel les employeurs auront tendance à imiter le comportement d'autres recruteurs. Pour un poste à pourvoir en CDI, un recruteur ne va pas privilégier un chômeur de longue durée parce qu'il n'a pas été recruté par d'autres employeurs et il ne va pas privilégier un candidat qui a fait toute sa carrière en CDD parce que les autres employeurs ne lui ont sans doute pas proposé de CDI.

Le deuxième mécanisme en œuvre est un effet de distance à la norme d'emploi propre à chacune des professions. Cela est manifeste pour l'effet du temps partiel, qui change de signe selon le sexe du candidat. Dans chacune des professions, le temps partiel est très rare chez les hommes et le fait d'occuper un emploi de ce type réduit les chances d'être invité à un entretien d'embauche. Mais il est fréquent chez les femmes et peut alors augmenter les chances d'être invité à un entretien d'embauche, comme c'est le cas chez les serveuses où il est le plus répandu. Ce type de mécanisme de distance à la norme paraît jouer dans chaque univers professionnel. Une carrière en CDD ou le fait d'occuper un emploi à temps partiel n'est pas pénalisé chez les serveurs, où il s'agit d'une situation fréquente, voire normale.

Si l'on suit ces résultats et ces interprétations, il n'y aurait pas de déterminisme univoque sur les effets de telle ou telle caractéristique des demandeurs d'emploi sur leurs chances d'insertion professionnelle. En particulier, on aurait tort de considérer que telle ou telle situation d'emploi produirait un effet mécanique sur la trajectoire ultérieure des personnes. Notre interprétation suggère que telle ou telle situation d'emploi ou de chômage ne joue pas un effet déterminé par nature, mais que c'est son caractère singulier qui joue un rôle déterminant. Par exemple, une situation de travail à temps partiel n'exerce un effet mécaniquement négatif sur les chances d'accéder à un autre emploi que si cette forme d'emploi est atypique dans tel univers professionnel ou pour tel type de demandeurs. Une carrière en contrat court peut n'exercer aucun effet négatif dans une profession où la norme est celle des contrats courts.

Dans un contexte où les formes particulières d'emploi se diffusent et deviennent de moins en moins atypiques tandis que les chômeurs de longue durée deviennent majoritaires dans l'ensemble des demandeurs d'emploi, le conformisme des recruteurs peut jouer un rôle positif pour les trajectoires des personnes. Il est à même de réduire les pénalités associées à des différentes situations d'emploi et de chômage en jouant un rôle de force de rappel sur le marché du travail. Ce mécanisme peut atténuer les risques de trappe à précarité pour les personnes qui acceptent d'occuper un emploi atypique et d'enlisement dans le chômage de longue durée pour celles qui le refusent.

## BIBLIOGRAPHIE

- ARROW, K. J., (1973). "The Theory of Discrimination", in O. Ashenfelter and A. Rees (eds.), *Discrimination in Labor Markets*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- BENOTEAU I. (2015). « Quels effets du recrutement en contrat aidé sur la trajectoire professionnelle ? Une évaluation à partir du Panel 2008 », *Economie et statistique*, n°477, pp 85-129.
- BLANCHARD, O. J. and L. H. SUMMERS. "Hysteresis and the European Unemployment Problem," NBER Macroeconomics Annual, Stanley Fischer, ed. Vol 1, Fall 1986, Cambridge: MIT Press. Pp. 15-78.
- BOUGARD J., BRODATY T., EMOND C., L'HORTY Y., DU PARQUET L., PETIT P., « Bénévolat et accès à l'emploi. Les enseignements d'une expérience contrôlée », *Revue économique* 1/2014 (Vol. 65), p. 47-69
- DUGUET E, Y, L'HORTY et P, PETIT, (2009), « L'apport du testing à la mesure des discriminations », *Connaissances de l'emploi*, (68).
- DUGUET E. et P. PETIT, 2005. "Hiring discrimination in the French financial sector: an econometric analysis on field experiment data", *Annals of Economics and Statistics*, 78 : 79-102.
- DUGUET E., L. DU PARQUET, Y. L'HORTY, P. PETIT, 2015. « New Evidence of Ethnic and Gender discriminations in the French Labor Market using experimental data: A ranking extension of responses from correspondence tests », *Annals of Economics and Statistics*, vol 1.
- DUGUET E., N. LEANDRI, Y. L'HORTY et P. PETIT, 2010. "Are young French jobseekers of ethnic immigrant origin discriminated against? A controlled Experiment in the Paris area", *Annals of Economics and Statistics*, 99-100 : 187-215.
- ERIKSSON S., ROTH, D-O (2011). "Do employers use unemployment as a sorting criterion when hiring? Evidence from a field experiment", *Discussion Paper series*, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, No. 6235.
- FONTAINE M. 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 », document d'études de la DARES, N° 183, juillet 2014.
- FOURCADE B. (1992). « L'évolution des situations particulières d'emploi de 1945 à 1992 », *Travail et Emploi*, n°52, pp 4-19.
- FREMIGACCI F. (2011). « Evaluer l'impact de l'assurance chômage sur les trajectoires individuelles : de la théorie à la pratique. », *Revue française d'économie* 1/2011 (Volume XXVI), p. 49-95
- FREMIGACCI F., A. TERRACOL, (2014). « L'activité réduite en France. Effet d'enfermement et effet tremplin », *Travail et emploi* 3/2014 (n° 139), p. 25-37.
- GALTIER B. (1999). « Le temps partiel est-il une passerelle vers le temps plein ? », *Economie et statistique*, n°321-322, pp79-87.
- GHAYAD R. et W. DICKENS, (2014) « Long-term unemployment in the great recession », PHD thesis.
- GIVORD P. (2005). « Formes particulières d'emploi et insertion des jeunes », *Economie et statistique*, n° 388-389, pp. 129-143
- HECKMAN J. J., (1998). « Detecting discrimination ». *Journal of Economic Perspectives* 12(2): 101–116.
- KROFT K., F. LANGE, M. J. NOTOWIDIGDO, (2013). « Duration Dependence and Labor Market Conditions: Evidence from a Field Experiment » *Quarterly Journal of Economics*, 128(3): 1123-1167,.
- KROFT K., F. LANGE, M. J. NOTOWIDIGDO, L. F. KATZ (2014). « Long-Term Unemployment and the Great Recession: The Role of Composition, Duration Dependence, and Non-Participation », *NBER Working Papers* 20273, National Bureau of Economic Research, Inc.

KRUEGER, A.B., J. CRAMER, and D. CHO (2014). “Are the Long-Term Unemployed on the Margins of the Labor Market?” *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring 2014 Conference.

L’HORTY Y., E. DUGUET, L. DU PARQUET, P. PETIT ET F. SARI, (2011), « Les effets du lieu de résidence sur l’accès à l’emploi : un test de discrimination sur des jeunes qualifiés en Ile-de-France », *Economie et Statistique*, n° 447-448, 2011, pp. 71-95

LOLLIVIER S. (2000). « Récurrence du chômage dans l’insertion des jeunes : des trajectoires hétérogènes », *Economie et statistique*, n°334, pp. 129-143.

OBERHOLZER-GEE F. (2008). « Nonemployment stigma as rational herding: A field experiment », *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 65 (2008) 30–40.

PETIT P., E. DUGUET, Y. L’HORTY, L. DU PARQUET et F. SARI (2014). « Discrimination à l’embauche : les effets du genre et de l’origine se cumulent-ils systématiquement ? », *Economie et Statistique*, n°464-465-466, pp 141-153.

RIACH P. A., J. RICH, (2002). « Field experiments of discrimination in the market place. » *The Economic Journal* 112(483): 480–518.

## **ANNEXE 1**

### **Caractéristiques productives des candidats fictifs**

Les diplômes et les expériences professionnelles des candidats fictifs sont similaires. Une expertise externe l'a confirmé pour chacune des trois professions testées. Nous les présentons ci-dessous en fonction de la profession examinée.

#### **Assistants commerciaux**

4 expériences d'assistant commercial pour les parcours CDI (7 pour le parcours CDD)  
Diplômes : BAC ES et DUT TC (avec 2 stages)  
Pratique courante de l'anglais et de l'espagnol  
Bonne maîtrise de Pack Office

#### **Serveurs**

4 expériences de serveur pour les parcours CDI (7 pour le parcours CDD), dont une expérience de 2 ans et demi en restaurant gastronomique  
Diplômes CAP et BAC PRO en apprentissage

#### **Comptables**

4 expériences d'aide comptable puis comptable pour les parcours CDI (7 pour le parcours CDD) en cabinet d'expertise comptable et en entreprise  
Diplômes : BAC STT et BTS (avec 2 stages)  
Bonne maîtrise de Pack Office et des logiciels de comptabilité les plus répandus (Ciel, Sage, EBP)

## ANNEXE 2

### Exemple de curriculum vitae pour le candidat de référence

Guillaume BONNET

32 rue de l'Eglise 75013 Paris

TEL : 06 99 21 33 82

E-MAIL : [bonnetguillaume@laposte.net](mailto:bonnetguillaume@laposte.net)

**ASSISTANT COMMERCIAL**

(32 ans – célibataire – sans enfant)

## EXPERIENCE PROFESSIONNELLE

**Depuis 2011 :**  
(CDI)

**Assistant commercial (E-Themis à Noisy le Grand)**

Accueil téléphonique. Renseignement de la clientèle sur les produits et les services. Enregistrement et suivi des commandes de prestations, suivi des livrables, devis et factures. Participation aux réunions commerciales (reporting). Traitement des courriers. Tenue des tableaux de bord. Mise à jour des fichiers de prospects et des suivis d'activités.

**2007-2011 :**  
(CDI)

**Assistant commercial (France Baie à Chelles)**

Renseignement de la clientèle sur les produits, les prix et les délais de livraison. Prospection commerciale. Prise de rendez-vous pour les commerciaux terrain. Planification des interventions des techniciens. Rédaction des devis, facturation, service après-vente

**2004 – 2007 :**  
(CDI)

**Assistant commercial (OMC Manutention à Cherbourg)**

Renseignement de la clientèle, propositions commerciales, Prise de commandes. Rédaction des devis et facturation.

**2002 – 2004 :**  
(CDI)

**Assistant commercial (Harmonie Médical Services à Caen)**

Enregistrement et suivi des commandes clients. Relations avec fournisseurs, demandes de prix. Gestion de catalogues. Envoi de mailing. Prospection.

**2002 :**  
(Stage de 8 semaines)

**Stagiaire assistant commercial (Agrileader au Molay Littry)**

Enregistrement et suivi des commandes clients. Accueil téléphonique. Envoi de mailing. Prospection.

**2001 :**  
(Stage de 4 semaines)

**Stagiaire assistant commercial (MGEN à Caen)**

Accueil téléphonique. Envoi de mailing. Prospection.

## FORMATION

**2002 :**

**DUT Techniques de Commercialisation**  
IUT de Caen

**2000 :**

**Baccalauréat Economique et Social**  
Académie de Caen

## DIVERS

Parfaite mobilité avec voiture personnelle.

Informatique : Excel, Word, PowerPoint (bons niveaux).

Langues : Anglais et Espagnol (bons niveaux).

Loisirs : basket, musique, lecture.

### ANNEXE 3

## Comparaison deux à deux des taux de succès pour des offres d'emploi de qualité

**Tableau A-1. Sur les offres en CDI**

	Assistants commerciaux	Comptables	Serveurs
H_CDI vs H_CCT	2,2	3,6	-2,7
	(0,389)	(0,128)	(0,389)
H_CDI vs H_CLT	1,7	-4,1	4,1
	(0,498)	(0,161)	(0,221)
H_CDI vs H_CDD	-7***	-7,2***	-5,4*
	(0,002)	(0,009)	(0,072)
H_CDI vs H_TP	-2,6	-5,4**	2
	(0,316)	(0,036)	(0,524)
H_CCT vs H_CLT	-0,4	-7,7***	6,8**
	(0,851)	(0,006)	(0,023)
H_CDI vs F_CDI	5,7*	3,2	2
	(0,061)	(0,236)	(0,583)
F_CDI vs F_TP	-2,6	-2,3	7,4**
	(0,325)	(0,385)	(0,039)
F_TP vs H_TP	5,7**	6,3**	7,4*
	(0,037)	(0,024)	(0,06)
Nombre d'observations	230	221	148

**Tableau A-2. Sur les offres offrant un salaire horaire supérieur à la moyenne**

	Assistants commerciaux	Comptables	Serveurs
H_CDI vs H_CCT	5,7	2,2	-3,5
	(0,104)	(0,466)	(0,557)
H_CDI vs H_CLT	4,3	-3	-1,8
	(0,228)	(0,418)	(0,732)
H_CDI vs H_CDD	-0,7	-9***	-10,5**
	(0,798)	(0,006)	(0,026)
H_CDI vs H_TP	-2,1	-5,2	3,5
	(0,475)	(0,123)	(0,478)
H_CCT vs H_CLT	-1,4	-5,2	1,8
	(0,652)	(0,177)	(0,733)
H_CDI vs F_CDI	9,3**	9,7***	-7
	(0,015)	(0,008)	(0,216)
F_CDI vs F_TP	-5	-4,5	10,5*
	(0,108)	(0,178)	(0,077)
F_TP vs H_TP	6,4*	10,4***	0
	(0,055)	(0,005)	(1)
Nombre d'observations	140	134	57

Note de lecture : Les différences sont reportées en point de pourcentage. Les p-value sont reportées entre parenthèses. Les p-value ont été calculées par la méthode du bootstrap, réalisée sur 1000 tirages. : \*\*\* significatif au seuil de 1%. \*\*: significatif au seuil de 5%. \*: significatif au seuil de 10%.

**Tableau A-3. Sur les offres exigeant un diplôme**

	Assistants commerciaux	Comptables	Serveurs
H_CDI vs H_CCT	0,6	3,4	0
	(0,841)	(0,194)	(1)
H_CDI vs H_CLT	-1,2	-4,4	7
	(0,69)	(0,172)	(0,316)
H_CDI vs H_CDD	-9,9***	-7,8***	-7
	(0,000)	(0,006)	(0,263)
H_CDI vs H_TP	-6,4**	-5,4*	7
	(0,024)	(0,051)	(0,253)
H_CCT vs H_CLT	-1,8	-7,8**	7*
	(0,471)	(0,011)	(0,074)
H_CDI vs F_CDI	3,5	2,9	0
	(0,303)	(0,304)	(1)
F_CDI vs F_TP	1,2	-2	7
	(0,689)	(0,513)	(0,366)
F_TP vs H_TP	11,1***	6,4**	0
	(0,001)	(0,048)	(1)
Nombre d'observations	171	204	43

**Tableau A-4. Sur les offres offrant un poste supérieur au dernier emploi occupé**

	Assistants commerciaux	Comptables	Serveurs
H_CDI vs H_CCT	0	6,1	3
	(1)	(0,298)	(0,463)
H_CDI vs H_CLT	2,6	-3	4
	(0,509)	(0,698)	(0,251)
H_CDI vs H_CDD	1,3	-9,1*	-5
	(0,706)	(0,065)	(0,157)
H_CDI vs H_TP	0	-3	3
	(1)	(0,31)	(0,439)
H_CCT vs H_CLT	2,6	-9,1	1
	(0,3)	(0,243)	(0,828)
H_CDI vs F_CDI	11,5**	9,1	0
	(0,026)	(0,165)	(1)
F_CDI vs F_TP	-5,1	-6,1	4
	(0,192)	(0,292)	(0,381)
F_TP vs H_TP	6,4*	6,1	1
	(0,056)	(0,418)	(0,827)
Nombre d'observations	78	33	101

Note de lecture : Les différences sont reportées en point de pourcentage. Les p-value sont reportées entre parenthèses. Les p-value ont été calculées par la méthode du bootstrap, réalisée sur 1000 tirages. :  
 \*\*\* significatif au seuil de 1%. \*\*: significatif au seuil de 5%. \*: significatif au seuil de 10%.



## ANNEXE 4

### Profil des employés depuis moins d'un an dans chaque professions, en Ile-de-France

Profession	Comptable		Assistant Commercial		Serveur	
	F	H	F	H	F	H
Sexe (en %)	82,33	17,67	41,97	58,03	46,89	53,11
CDI (en %)	85,55		89,87		85,15	
	F	H	F	H	F	H
	85,93	83,74	88,72	90,74	83,99	86,17
CDD (en %)	8,05		6,45		9,10	
	F	H	F	H	F	H
	7,68	9,81	7,82	5,40	10,19	8,14
Saisonnier (en %)	0,07		0,11		1,05	
	F	H	F	H	F	H
	0,07	0	0,11	0	1,93	2,79
Intérim (en %)	3,02		0,41		1,41	
	F	H	F	H	F	H
	3,22	2,06	0,53	0,31	1,57	1,27
Apprentissage (en %)	3,31		3,16		3,28	
	F	H	F	H	F	H
	3,09	4,39	2,66	3,54	2,32	4,14
Durée moyenne du travail (en heure)	35,11		39,90		34,71	
	F	H	F	H	F	H
	34,84	36,40	37,78	41,42	32,94	36,24
Part des emplois à temps partiel (en %)	17,39		8,69		35,09	
	F	H	F	H	F	H
	20,06	4,92	12,66	5,84	37,60	32,88
Part des individus en emploi précédemment au chômage (en %)	23,08		22,28		27,07	
	F	H	F	H	F	H
	23,39	21,66	20,87	23,27	20,06	32,97
Durée moyenne du chômage précédant l'emploi (en jours)	610,96		331,83		331,49	
	F	H	F	H	F	H
	650,25	416,30	296,98	382,49	384,58	304,32
Âge moyen de fin d'études (en années)	20,33		20,93		18,93	
	F	H	F	H	F	H
	20,17	21,13	21,34	20,64	19,02	18,85
Diplôme le plus élevé obtenu (mode)	DUT BTS		DUT BTS		CAP BEP	
	31,85		30,45		19,43	
Expérience potentielle (en années)	18,40		18,76		15,4	
	F	H	F	H	F	H
	18,80	16,45	18,59	18,88	15,41	15,39
Nombre d'observations	2485		2924		1779	

Source : Enquête Emploi de 2007 à 2012 (Insee) ; Champ : Salariés du secteur privé âgés de 15 à 60 ans dans la région Île-de-France  
Comptables : 312c (Experts comptables, comptables agréés, libéraux), 373a (Cadres des services financiers ou comptables des grandes entreprises), 373c (Cadres des services financiers ou comptables des petites et moyennes entreprises), 543a (Employés des services comptables ou financiers) ; Assistant commercial : 225a (Intermédiaires indépendants du commerce, de 0 à 9 salariés), 463a (Techniciens commerciaux et technico-commerciaux, représentants en informatique), 463b (Techniciens commerciaux et technico-commerciaux, représentants en biens d'équipement, en biens intermédiaires, commerce interindustriel (hors informatique)), 463c (Techniciens commerciaux et technico-commerciaux, représentants en biens de consommation auprès d'entreprises), 463d (Techniciens commerciaux et technico-commerciaux, représentants en services auprès d'entreprises ou de professionnels (hors banque, assurance, informatique)) ; Service en restauration : codes profession 561a (Serveurs, commis de restaurant, garçons (bar, brasserie, café ou restaurant))

## **TEPP Rapports de Recherche 2016**

---

### **16-4. Sélectionner des territoires de contrôle pour évaluer une politique localisée : le cas des territoires de soin numériques**

Sophie Buffeteau, Yannick L'Horty

### **16-3. Discrimination à l'embauche à l'encontre des femmes dans le secteur du bâtiment : les résultats d'un testing en Ile-De-France**

Emmanuel Duguet, Souleymane Mbaye, Loïc Du Parquet et Pascale Petit

### **16-2. Accès à l'emploi selon l'âge et le genre: Les résultats d'une expérience contrôlée**

Laetitia Challe, Florent Fremigacci, François Langot, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet et Pascale Petit

### **16-1. Faut-il encourager les étudiants à améliorer leur orthographe?**

Estelle Bellity, Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Laurent Sarfati

---

## **TEPP Rapports de Recherche 2015**

---

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

Etienne Lehmann

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

Mathieu Bunel, Elisabeth Tovar

### **15-3. L'adresse contribue-t-elle à expliquer les écarts de salaires ? Le cas de jeunes sortant du système scolaire**

Emilia Ene Jones, Florent Sari

### **15-2. Analyse spatiale de l'espace urbain : le cas de l'agglomération lyonnaise**

Emilie Arnoult, Florent Sari

### **15-1. Les effets de la crise sur les disparités locales de sorties du chômage : une première exploration en Rhône-Alpes**

Yannick L'Horty, Emmanuel Duguet, Florent Sari

---

## **TEPP Rapports de Recherche 2014**

---

### **14-6. Dépréciation du capital humain et formation continue au cours du cycle de vie : quelle dynamique des externalités sociales ?**

Arnaud Chéron, Anthony Terriau

### **14-5. La persistance du chômage ultra-marin**

Yannick L'Horty

### **14-4. Grèves et productivité du travail : Application au cas français**

Jérémy Tanguy

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

Sylvain Chareyron

### **14-2. Une évaluation de l'impact de l'aménagement des conditions de travail sur la reprise du travail après un cancer**

Emmanuel Duguet, Christine Le Clainche

### **14-1. Renforcer la progressivité des prélèvements sociaux**

Yannick L'Horty, Etienne Lehmann

---

## La Fédération TEPP

---

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

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

La Fédération TEPP rassemble 190 chercheurs et enseignants-chercheurs, 140 doctorants et 40 chercheurs associés, qui étudient les mutations du travail et de l'emploi en relation avec les choix des entreprises et analysent les politiques publiques en mobilisant les nouvelles méthodes d'évaluation.