HAL
open science

L'importance des incitations financières dans l'obtention d'un emploi est-elle surestimée ?

Cyrille Hagneré, Nathalie Picard, Alain Trannoy, Karine van Der Straeten

To cite this version:

Cyrille Hagneré, Nathalie Picard, Alain Trannoy, Karine van Der Straeten. L'importance des incitations financières dans l'obtention d'un emploi est-elle surestimée ?. 2003. hal-00242960

HAL Id: hal-00242960

https://hal.science/hal-00242960

Preprint submitted on 6 Feb 2008

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.

ECOLE POLYTECHNIQUE

CENTRE NATIONAL DE LA RECHERCHE SCIENTIFIQUE

L'importance des incitations financières dans l'obtention d'un emploi est-elle surestimée ?

Cyrille Hagneré

Nathalie Picard

Alain Trannoy

Karine Van der Straeten

Juillet 2003

Cahier n° 2003-014

LABORATOIRE D'ECONOMETRIE

1rue Descartes F-75005 Paris

(33) 1 55558215

http://ceco.polytechnique.fr/

mailto:labecox@poly.polytechnique.fr

L'importance des incitations financières dans l'obtention d'un emploi est-elle surestimée ?

Cyrille Hagneré

Nathalie Picard

Alain Trannoy

Karine Van der Straeten

Juillet 2003

Cahier n° 2003-014

Résumé: Il est procédé à l'estimation par maximum de vraisemblance de 6 modèles qui font intervenir d'une manière tantôt substituable, tantôt complémentaire trois facteurs de non-emploi : le plus ou moins grand désir de travailler lié aux incitations financières, une productivité insuffisante inférieure au coût du Smic et des dysfonctionnements du marché du travail. L'étude du comportement de participation est réalisée à l'aide d'un modèle de micro-simulation basé sur l'enquête Revenus Fiscaux 1998, tandis que l'estimation de la censure au SMIC utilise les données de l'enquête Emploi 1997. Il ressort des estimations effectuées sur les personnes isolées que les modèles qui s'ajustent le mieux aux données sont ceux qui supposent une complémentarité stricte entre le risque de censure et le risque de refus d'accepter un travail. L'effet revenu existe et le loisir est un bien normal. Une augmentation de 10% du revenu disponible du Smicard sous forme de transferts se traduirait par un gain de probabilité d'emploi de l'ordre de 10%.

Abstract: *Are financial incentives to get a job over-estimated?*

Six econometrics models are estimated, that combine with various levels of substitutability three possible explanatory factors for unemployment: disincentives to find a job due to high inactivity benefits and low wages, minimum wage regulation, labor market shortcomings. The investigation of the participation behaviour relies on the survey "Revenus Fiscaux" (year 1998), whereas the impact of the minimum wage legislation is estimated thanks to the data in "Enquête Emploi" (years 1997 and 1998). The study conducted on one-adult households shows that the best fit is obtained by models in which a strict complementarity between minimum wage censorship and participation is assumed. There is a significant income effect and leisure is a normal good. An increase by 10% through transfers of the revenue of a female worker earning the minimum wage would induce an increase by roughly 10% of her probability to be employed.

Mots clés : non-emploi, estimation économétrique, SMIC, incitations financières

Key Words : unemployment, econometric estimation, minimum wage, financial incentives

Classification JEL: H31, I38, J21

L'importance des incitations financières dans l'obtention d'un emploi est-elle surestimée*?

Cyrille Hagneré[†], Nathalie Picard[‡], Alain Trannoy[§] et Karine Van der Straeten[¶]

July 28, 2003

Abstract

Résumé. Il est procédé à l'estimation par maximum de vraisemblance de 6 modèles qui font intervenir d'une manière tantôt substituable tantôt complémentaire trois facteurs de non-emploi : le plus ou moins grand désir de travailler lié aux incitations financières, une productivité insuffisante inférieure au coût du Smic et des dysfonctionnements du marché du travail. L'étude du comportement de participation est réalisée à l'aide d'un modèle de microsimulation basé sur l'enquête Revenus Fiscaux 1998, tandis que l'estimation de la censure au SMIC utilise les données des enquêtes Emploi 1997 et 1998. Il ressort des estimations effectuées sur les personnes isolées que les modèles qui s'ajustent le mieux aux données sont ceux qui posent une complémentarité stricte entre la censure au SMIC et la participation. L'effet revenu existe et le loisir est un bien normal. Une augmentation de 10% du revenu disponible de la Smicarde sous forme de transferts se traduirait par un gain de probabilité d'emploi de l'ordre de 10%.

1 Introduction

Deux millions d'emplois ont été créés et le chômage a reculé de près de 4 points ces 5 dernières années. Néanmoins avec un taux de 9%, le chômage reste à un niveau élevé en comparaison de la plupart des autres pays de l'OCDE. Le rôle des incitations financières à reprendre un emploi a été pointé du doigt, et le paradigme de l'offre de travail a été mobilisé pour tenter de rendre compte de ce taux de chômage élevé. L'importance de ce facteur est cependant contestée et le but de cet article est justement d'essayer d'y voir plus clair, en testant différents modèles d'emploi qui sont tous branchés sur un même modèle de micro-simulation assis sur la base de données Revenus Fiscaux 1998 (revenus de 1997) couplée aux enquêtes Emplois 1997 et 1998. Le champ de l'étude est constitué des ménages comportant

*Cette recherche s'inscrit dans la perspective de bâtir un modèle de microsimulation comportemental en matière d'offre de travail pour l'Assemblée Nationale. Nous remercions Arnaud Lefranc et deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires.

[†]OFCE et THEMA, c.hagnere@ofce.sciences-po.fr

[‡]THEMA, Université de Cergy-Pontoise, Nathalie.Picard@eco.u-cergy.fr

[§]EHESS, GREQAM-IDEP et THEMA, alain.trannoy@eco.u-cergy.fr

[¶]CNRS, Laboratoire d'Econométrie de l'Ecole Polytechnique, karine.van-der-straeten@polytechnique.fr

un seul adulte en distinguant hommes et femmes. Il nous semble que cette catégorie de population, les personnes isolées, constitue le cœur de cible naturel d'une politique de l'emploi, puisque 23% sont sans emploi et 12% ont un emploi à temps partiel. En outre la modélisation du comportement des isolés à travers un modèle de comportement «unitaire» ne souffre pas de discussion comme dans le cas du couple. Tous les modèles utilisés ici ont en commun d'être des modèles extensifs d'emploi : ils visent à comprendre les raisons du non-emploi, mais nous excluons d'emblée de parvenir à expliquer le choix du nombre d'heures de travail, la distinction temps partiel temps plein n'étant même pas opérée. Dans ces conditions (personnes isolées et modèle extensif de travail), le terme d'incitations financières revêt une signification simple, d'autant que nous nous plaçons à long terme, comme chez Laroque et Salanié (2001), c'est-à-dire que l'effet transitoire de l'intéressement ou des allocations chômage n'est pas modélisé[1]. Concernant ces incitations financières, la première question porte sur l'aspect éventuellement désincitatif du montant du revenu d'inactivité qui provient du cumul du RMI et d'une allocation logement. La deuxième interrogation porte sur le caractère éventuellement insuffisant de la rémunération de ceux qui sont en emploi, que cela provienne du marché du travail ou du jeu de transferts et d'impôts pesant sur les employés. En somme nous souhaitons, par exemple, apporter une réponse aux questions suivantes qui semblent apparemment simples. De combien varie la probabilité d'être en emploi, si on diminue le RMI de 10% ou si l'on augmente le revenu disponible de ceux qui travaillent de 10% ?

Nous souhaitons apporter à ces questions des réponses les plus robustes possibles. Ce souci de robustesse qui anime bien évidemment tout travail de recherche empirique est rehaussé du fait que ce travail provient d'une commande publique de la représentation nationale et que les prévisions obtenues sont susceptibles de conduire à des décisions de politique économique. Une compétition entre différentes lectures du marché du travail est donc organisée d'une manière quelque peu systématique et nous examinons comment le changement de modèle affecte les réponses aux questions posées.

Le modèle de participation

Bien sûr, la question des incitations financières renvoie au comportement des offreurs de travail et donc le modèle le plus simple, qui peut constituer le modèle de référence, se place dans le cadre canonique de l'offre de travail où la seule raison du non-emploi est à trouver du côté des préférences individuelles dans le plan loisir revenu disponible. Dans ce modèle dit de participation, la seule explication possible au non-emploi est l'insuffisance des incitations financières au regard de la possible désutilité du travail, qui est appréciée par un certain nombre de facteurs observables pesant sur les dites préférences, comme le nombre et l'âge des enfants, l'âge de l'individu, etc.... L'individu reçoit une offre qui comporte une proposition de rémunération. Une équation de participation et une équation de salaire sont estimées par maximum de vraisemblance en tenant compte de la sélection endogène des individus pour lesquels on observe le salaire. Il est possible d'exhiber pour ce modèle la distribution simulée des revenus de réserve d'acceptation d'un travail pour les sans-emploi. Cette distribution est en effet cruciale pour estimer l'impact de toute mesure visant à restaurer les incitations financières à retrouver un emploi, comme par exemple la prime pour l'emploi. Cette distribution permet de savoir de combien il faudrait supplémenter le revenu d'activité des sans-emploi pour que la probabilité d'accepter une proposition d'emploi augmente de x%. La probabilité *de non-emploi*, dont il a été question plus haut, est ici une probabilité *de*

[1]Nous nous plaçons à long terme du point de vue de l'emploi, mais à court terme du point de vue socio-démographique, car la taille familiale, la CSP et la résidence sont supposées exogènes.

refus d'un emploi, puisque par hypothèse, dans ce paradigme, les propositions d'emploi sont à portée de main de l'individu. Comme exemple d'études antérieures dans ce cadre théorique, on peut citer Bourguignon et Magnac (1990), Gravel *et alii* (2001), Hagneré *et alii* (2002). La distribution des valeurs de la désutilité au travail obtenue dans ce dernier travail (Cf. Figure 4) a jeté le doute dans notre esprit sur la validité de ce cadre de référence. Grosso modo, les non-employés présentaient une forte désutilité au travail, cependant qu'un grand nombre d' employés avaient une utilité positive au travail !

Ce modèle constituant néanmoins le cadre le plus simple pour penser la question du non-emploi, nous le retenons comme premier modèle à considérer et estimer. Nous le désignerons par la suite sous le terme de *modèle de participation*.

Les autres causes de non-emploi

Devant les performances assez médiocres de ce modèle de participation, il a fallu recourir à des modèles plus complexes. Des modèles plus élaborés font intervenir de manière concurrente d'autres causes de non-emploi. Les autres modèles théoriques envisagent la possibilité que l'individu ne reçoive pas d'offre. Deux raisons principales peuvent être distinguées. La première provient d'une réaction de comportement des entreprises qui sont censées respecter la législation du salaire minimum. Celui-ci peut constituer un frein à l'embauche du côté des entreprises et peut expliquer la présence d'une censure au niveau du SMIC, dans le cas où la productivité de l'individu, qui est égale au coût du travail dans un modèle de concurrence pure et parfaite, est inférieure au SMIC. Une deuxième raison de l'absence d'offre peut provenir d'un fonctionnement défectueux du marché du travail sur lequel est positionné l'individu, en raison de sa localisation, de son expérience passée, de la formation obtenue et du secteur d'activité. Il se peut donc que l'individu ne reçoive pas d'offre pour des raisons tenant au non-emploi frictionnel ou à un excédent structurel d'offre de travail dans sa spécialité ou sa branche d'activité. Un chômage conjoncturel de type Keynésien peut également être également à l'origine de l'absence d'offre. Pour faire court, nous désignerons respectivement ces deux motifs de non-emploi par les termes de *censure* et de *réception*[2].

La manière dont ces deux motifs se combinent à celui associé au désir de participation est *a priori* assez indéterminée. En particulier, ces différents motifs de non-emploi sont-ils substituable ou complémentaire ? Ces motifs se compensent-ils, auquel cas, ils apparaissent tous les trois dans une seule équation d'emploi ? Ou les différents handicaps se cumulent-ils et dans ce cas de figure les trois facteurs joueraient d'une façon complémentaire ? La probabilité d'être en emploi est alors le produit de trois probabilités, la première de recevoir une offre, la seconde de n'être pas censuré, la troisième d'accepter l'offre. Cette solution est la solution retenue par Laroque et Salanié dans une série de travaux cités en références. Nos modèles, autre que celui de participation, se distinguent les uns des autres suivant le degré de substituabilité qui est autorisé *a priori*, en considérant en bout de chaîne, d'une part le modèle parfaitement substituable et d'autre part le modèle parfaitement complémentaire et en complétant l'analyse par des modèles intermédiaires où l'on considère que l'un des facteurs est substituable par rapport aux deux autres.

[2] Ces termes ne prennent tout leur sens qu'en référence à l'arbre de décision qui supporte un des modèles utilisés (Voir le modèle Réception-Censure-Participation dans la section 2). Notre terminologie colle à l'arbre de décision utilisé alors, qui fait se succéder trois noeuds : reception, censure et participation. Ces termes diffèrent de ceux employés par Laroque et Salanié qui adoptent les termes de *non-emploi classique* et *autre non-emploi*, termes qui ont tout leur sens dans une perspective d'équilibre général. La toile de fond des exercices de microsimualtion est bien l'équilibre partiel et nous voulons ainsi éviter toute surinterprétation. Le lecteur trouvera en conclusion une comparaison plus systématique avec leur travail.

La substituabilité des causes de non-emploi

Par rapport au modèle de référence que peut constituer le modèle parfaitement complémentaire, il importe certainement d'explorer les soubassements économiques de l'hypothèse économique alternative, la substituabilité entre obstacles à l'emploi.

Par exemple, concernant les possibilités de substitution entre censure et réception, on peut penser que les difficultés d'appariement entre offre et demande de travail légal dans un secteur donné peuvent pousser certaines entreprises de ce secteur à faire appel au travail illégal[3]. Dans ce cas, réception et censure seraient substituables. Dans une description assez riche des décisions d'embauche de l'entreprise, les deux formes de travail, légal et illégal apparaissent comme deux alternatives possibles. La difficulté d'appariement représente un coût fixe de recherche, qui réduit la rentabilité d'embauche du premier type, alors que le risque de pénalité associé à l'embauche du second type réduit la rentabilité d'embauche du travailleur au noir.

Prenons maintenant l'exemple de la participation et de la réception. Les personnes qui vivent dans un bassin d'emploi touché par des restructurations importantes peuvent par réaction se montrer moins exigeantes en matière de conditions de travail ou de rémunération. Elles font plus de concessions pour ne pas se retrouver sans emploi, sachant qu'il leur serait particulièrement difficile de s'en voir proposer un.

Ce même bassin d'emploi peut illustrer également un phénomène de substitution entre participation et censure. Suite aux restructurations, des travailleurs peu qualifiés perdent leur emploi et sans doute leur employabilité car, au fil du temps, ils ont développé des compétences spécifiques qui ont peu de chances d'être valorisées dans d'autres secteurs. Ce changement peut rendre les travailleurs moins exigeants sur les conditions de rémunération, car ces personnes prennent conscience qu'en restant sans emploi, elles perdraient en capital humain et donc en productivité, augmentant par là même leur risque de censure.

Nous ne prétendons pas que ces arguments aient une portée très générale. On pourrait très bien opposer à ces exemples de substituabilité des exemples de complémentarité : par exemple, des difficultés d'appariement entraînent une augmentation des coûts de recherche qui s'apparentent à des coûts fixes pour les demandeurs d'emploi, qui peuvent alors décider de se retirer du marché du travail. Néanmoins, il suffit que l'on puisse trouver des exemples plausibles de substituabilité pour motiver la mise en question du modèle strictement complémentaire et lui opposer des alternatives. La question ne peut alors être tranchée qu'empiriquement.

Le modèle parfaitement complémentaire : le modèle Réception-Censure-Participation

Notre modèle parfaitement complémentaire est assez proche de celui mis au point par Laroque et Salanié dans [15]. Il s'en démarque cependant par un champ différent (les isolés plutôt que les femmes mariées), par l'utilisation des données de l'enquête Revenus Fiscaux qui nous permet d'enrichir notablement les données concernant les revenus non salariaux, par des imputations moins frustes concernant l'allocation logement, par un traitement différent du nombre d'heures de travail, par une modélisation un peu différente de l'autre non-emploi. Le traitement de la censure est également différent et vise à tenir compte de l'importance des

[3] Par exemple, les travaux des vendanges, il y a une vingtaine d'années faisaient appel largement à la main d'oeuvre étudiante. Celle ci a largement disparu, remplacée par des travailleurs d'origine tzigane français ou étrangers qui ne sont pas toujours rémunérés légalement, comme en témoignent les escouades d'inspecteurs du travail qui s'abattent sur les vignobles au moment des vendanges pour vérifier les cartes de séjour et dresser des procès-verbaux.

individus rémunérés à un taux de salaire horaire inférieur au SMIC. En effet, par exemple, sur l'ensemble des femmes salariés, 3% des travailleuses à temps complet déclarent implicitement un salaire horaire inférieur au SMIC, cependant que ce pourcentage monte à 24% pour les temps partiels. La contrainte du SMIC dans les données semble donc une contrainte « molle » sans que l'on sache si le flou provient d'erreurs de déclaration ou d'horaires de travail effectivement plus importants que les horaires légaux. Plutôt que de retraiter ces données, nous les incluons dans l'analyse en supposant que l'offre d'emploi, si elle survient, comporte à la fois une proposition de salaire et une proposition d'un nombre d'heures de travail ou ce qui revient au même, une rémunération annuelle et un salaire horaire. Une équation de rémunération annuelle est estimée au même titre qu'une équation de salaire horaire. Ces estimations nous permettent d'imputer un salaire annuel et un salaire horaire potentiels à chaque personne sans emploi. Ceci nous permet d'estimer le risque que le salaire horaire soit inférieur au SMIC et donc une probabilité que cette proposition de travail ne puisse se concrétiser en raison de la censure opérée par le SMIC.

Objectifs et plan de l'article

Le but premier de l'article est donc d'examiner comment se comportent nos paramètres d'intérêt que représentent les deux variables d'incitations financières en passant d'une modélisation à une autre. Une autre question, de nature plus ardue, est de savoir si on peut calculer dans ces différents modèles quelque chose qui puisse s'apparenter vraiment à un revenu de réserve d'acceptation d'un emploi, comme on est en droit de le faire dans le modèle de participation. Pour être en mesure de le faire, il faut que les variables qui sont censées être liées aux préférences n'influent pas sur les deux autres motifs de non-emploi. Si nous étions en mesure d'appréhender les facteurs de réception par des données adéquates concernant le taux d'arrivée d'offres sur tel marché du travail segmenté par la localisation, l'expérience, la formation et le métier, tel serait bien le cas. Mais, et c'est là que le bât blesse, nous ne disposons pas à l'heure actuelle de telles données fiables et donc nous sommes obligés de nous en remettre à des variables proxy qui, pour un certain nombre d'entre-elles, peuvent être suspectées d'influencer les préférences. Pour prendre un exemple concret, prenons le cas du handicap. Il peut jouer sur les préférences en augmentant la pénibilité du travail, mais il est susceptible également d'influencer la réception d'une offre, les entreprises pratiquant suivant les cas une politique de discrimination négative, ou une politique de discrimination positive comme l'exige la loi. Lorsqu'on raisonne dans le cas du modèle complètement substituable, où le handicap est une variable parmi d'autres dans l'équation d'emploi, qui mixe toutes les causes de non-emploi, il est bien évident que la présence d'une telle variable empêche d'isoler les préférences des autres facteurs de non-emploi. La décomposition du non-emploi n'est donc pas possible dans ce cas de figure. Plaçons nous maintenant dans le cas du modèle purement complémentaire. Dans la mesure où l'équation de participation est bien séparée de l'équation de réception, le modélisateur fait face à un choix difficile. Pour des raisons d'identification non paramétrique, il doit attribuer la variable à l'une des deux équations. Ce choix est forcément *ad hoc* et c'est pour cela que nous avons été amenés à considérer des variantes dans le modèle purement complémentaire, suivant l'affectation des variables qui peuvent servir d'instrument de contrôle à la fois à la participation et à la réception. C'est également un deuxième objectif de cette étude que de mettre en lumière ce genre de difficultés qui surviennent lorsqu'on abandonne le paradigme pur de l'offre de travail et d'en appréhender l'importance empirique.

Le plan de l'article est le suivant. La deuxième section est consacrée à l'exposé théorique

des modèles, la troisième au modèle de microsimulation et au traitement des données. L'exposé de la méthodologie économétrique fait l'objet d'une quatrième section, tandis que les résultats et des exercices de simulation pour se rendre compte des différences de prédiction sur cas-types font l'objet d'une cinquième section. Enfin, une dernière section livre les principaux enseignements de cette étude et compare cette étude avec celles menées par Laroque et Salanié.

2 Les modèles : Inspiration théorique

Pour la clarté de l'exposé, nous commençons par présenter le modèle purement complémentaire, c'est à dire le modèle où les trois motifs du non-emploi sont présents et sont isolés les uns des autres. Nous verrons ensuite la logique qui préside à la construction des autres modèles.

2.1 Le modèle Réception-Censure-Participation

Carcatéristiques générales du modèle

Nous ne modélisons ici que la décision d'acceptation d'emploi et non le choix d'heures de travail. L'individu est supposé ne pas avoir le choix des heures. Nous désirons construire un modèle compatible avec l'*a priori* que le non-emploi en 1997 en France ne résultait pas seulement d'une décision assumée par les offreurs de travail mais également d'autres facteurs qui faisaient que l'individu n'était pas en situation de choix. Pêle-mêle, citons la possibilité d'un chômage Keynésien dû à une insuffisance de la demande globale, d'un chômage dû à une insuffisance de capital installé, d'un chômage frictionnel, enfin d'un chômage dû à l'importance du coût du salaire minimum. En fait le modèle permet d'aller un peu plus loin en cherchant à identifier parmi toutes les autres causes qui expliquent qu'un individu ne trouve pas d'emploi la césure représentée par le SMIC horaire.

Cette modélisation est réalisée dans un contexte statique qui pourra évoluer assez naturellement vers un contexte dynamique. Nous nous intéressons à des ménages ne comportant qu'un seul adulte et en conséquence la prise de décision est purement individuelle. Cet individu n'exerce son libre-arbitre que s'il a reçu préalablement une proposition d'emploi. Dans l'unité de temps considérée, l'individu reçoit **au plus** une offre d'emploi qui spécifie si elle est à temps partiel ou à temps plein. Cette proposition de contrat de travail porte sur un salaire et un nombre d'heures de travail. L'individu a le choix d'accepter l'offre ou de rester sans emploi et l'option retenue est celle qui maximise son utilité. Dans la mesure où il est supposé que l'individu ne reçoit qu'une seule offre, l'individu ne choisit pas entre le temps partiel et le temps plein. Dans la terminologie habituelle, nous mettons donc l'accent sur le **temps partiel contraint**. Dans de nombreuses enquêtes d'opinion, les individus qui travaillent à temps partiel déclarent qu'ils souhaiteraient travailler plus et c'est cette réalité que le modèle cherche à capturer. Le temps partiel choisi semble en effet plus l'apanage des femmes en couples.

Parmi les raisons qui font qu'un individu peut ne pas recevoir d'offre, on peut citer un hômage Keynésien dû à une insuffisance de la demande globale, un chômage frictionnel, un chômage dû à l'importance du coût du salaire minimum... Parmi ces causes, on allons isoler celle constituée par la possible césure représentée par le SMIC horaire. Nous faisons l'hypothèse que les individus sont rémunérés à leur productivité horaire (hypothèse qui sera

conservée dans tous les modèles autre que le modèle de participation - où le salaire horaire n'intervient pas). Aucune heure de travail ne peut en théorie être rémunérée en dessous du SMIC. Les individus qui ont une productivité horaire inférieure au coût du SMIC ne pourront donc trouver à s'embaucher. Une difficulté se présente cependant. Les données de l'enquête Emploi portent témoignage d'individus rémunérés en dessous du SMIC horaire. Même en tenant compte de possibles erreurs de mesure sur les heures de travail renseignées dans cette enquête, cela plaide pour supposer qu'un certain nombre d'entreprises acceptent de prendre un risque avec la loi du salaire minimal. Plutôt que de supposer que le SMIC introduit une censure franche, nous préférons en conséquence modéliser une **censure présentant un caractère aléatoire**. Le scénario est le suivant. La deuxième caractéristique de l'offre d'emploi que reçoit l'individu correspond au nombre d'heures à effectuer concrètement au sein de l'entreprise. L'entreprise établit le rapport entre la rémunération salariale et le nombre d'heures effectuées[4] et calcule le coût du travail horaire en incorporant les charges sociales. Si ce coût dépasse le coût du SMIC horaire, l'entreprise est en règle. Si ce coût est inférieur, l'entreprise fraude et risque d'être sanctionnée. Certaines prennent ce risque, d'autres non. Donc une personne, qui a une productivité inférieure au SMIC, peut quand même avoir une chance d'être embauchée : pour remplir la tâche impartie, elle réalise des heures en sus des heures officiellement déclarées et l'entreprise est prête à l'accepter.

En résumé, l'individu tire indépendamment deux cartes, une première carte qui lui révèle s'il reçoit une proposition de travail avec une rémunération et un nombre d'heures à effectuer et une deuxième carte qui lui enseigne si l'entreprise accepterait, le cas échéant, de le rémunérer en dessous du seuil du SMIC. L'individu est donc confronté à deux aléas et ce n'est que dans la conjonction favorable d'une offre non censurée aléatoirement par la règle du SMIC que s'exerce le libre arbitre de l'individu en matière d'acceptation d'emploi. Le modèle est un modèle de travail posté et il n'y a aucune négociation sur le salaire et la durée du travail.

Ce modèle, proche dans son esprit de celui de Laroque Salanié dans leur monographie (2003) (voir aussi Laroque Salanié 2000) où ils intègrent la possibilité du temps partiel, s'en distingue par un renversement de la problématique - le choix des individus vient en dernier ici et en premier chez eux[5] - et par un traitement totalement symétrique du temps partiel et du temps plein en particulier vis à vis de la césure du SMIC.

Introduisons un premier jeu de notations. Le modèle décrit les choix d'un individu générique noté $i = 1, ..., N$.

La reception d'une offre

La probabilité de recevoir une offre (sans tenir compte d'une éventuelle cendure au SMIC) est notée P_i^r qui est indexée par i car elle peut dépendre de certaines caractéristiques de l'individu comme l'âge, le sexe, son lieu de résidence etc... La proposition comporte un revenu d'activité net de charges sociales y_i qui est couplé avec une durée du travail h_i. Le salaire horaire est défini par $\omega_i = \frac{y_i}{h_i}$. y_i et h_i ou ce qui revient au même y_i et ω_i sont des variables aléatoires pour l'individu.

[4] Celui-ci peut être différent du nombre d'heures affiché sur la feuille de salaire. L'entreprise ne se met jamais dans une position où l'on puisse vérifier aisément qu'elle se met hors la loi.

[5] Ce renversement de problématique où les individus jouent en dernier permet d'éviter de se poser la question de l'anticipation des autres obstacles à l'emploi par les individus. Chez Laroque et Salanié où les individus jouent en premier, cette question est nécessairement posée et ces auteurs retiennent l'hypothèse implicite que les individus n'anticipent pas les autres obstacles à l'emploi.

La censure au SMIC

La probabilité conditionnelle à ω_i de ne pas être censuré par le couperet du SMIC, $P^{nc}(\omega_i)$, résulte d'un comportement d'**optimisation** de la part de l'entreprise. Nous supposons que le niveau de risque dépend de la comparaison des coins salariaux. Le coin salarial est une fonction de la rémunération et du nombre d'heures, noté $C(\omega_i, h_i)$, que l'entreprise compare avec $C(SMIC, h_i)$ qui donne le coin salarial si l'entreprise avait rémunéré l'individu au SMIC (dans la limite de 39 heures par semaine) et au delà en appliquant la législation sur les heures supplémentaires. La pénalité qu'encourt l'entreprise est supposée linéaire[6] en fonction du rapport $\frac{C(SMIC,h_i)}{C(\omega_i,h_i)}$ dans la limite $\omega_i < SMIC$. En supposant que l'entreprise éprouve de l'aversion au risque, et en retenant une spécification logarithmique pour la fonction d'utilité de Von Neuman-Morgenstern, l'entreprise compare le niveau de risque correspondant à l'embauche donné par

$$Max\left[0, \ln\left(\frac{C(SMIC, h_i)}{C(\omega_i, h_i)}\right)\right]$$

à un seuil de risque qui lui est propre. Si ce seuil est dépassé, l'embauche a lieu, sinon l'entreprise renonce à l'embauche. Ces seuils de risques sont distribués selon une certaine loi, qui génère P^{nc} conditionnellement à ω_i.

La participation

Une réalisation de ces différentes variables aléatoires permet à l'individu d'être placé en situation de choix, lorsque les circonstances lui sont favorables. Comme le modèle est entièrement statique, la consommation de l'individu est juste égale à son revenu disponible. S'il ne travaille, son revenu disponible est égal à $R_{i0}(a_i; \theta)$ où a_i désigne ses ressources hors activité et transferts (qui sont supposées identiques en cas d'emploi ou de non-emploi et insensibles à toute réforme) et θ représente le système fiscalo-social. S'il travaille, son revenu disponible $R_i(y_i, a_i; \theta)$ dépend en plus de son revenu d'activité y_i. On notera que les fonctions de revenu disponible sont indexées car les formules de calcul des transferts peuvent dépendre de caractéristiques de l'individu comme l'âge, son lieu de résidence etc... .La prise en compte de la taille familiale est réalisée classiquement en raisonnant en revenu disponible équivalent, qui se définit en quotientant le revenu disponible par le nombre d'équivalents-adultes donné par une échelle d'équivalence.

Le seul choix que réalise l'individu dans le cadre de ce modèle extensif d'offre de travail est d'accepter ou de refuser le travail qui lui est proposé. Ce choix est guidé par les valeurs prises par une fonction d'utilité $U_{il}(.)$ qui dépend du statut d'emploi, $l = 1$ quand l'individu est employé, $l = 0$ sinon. Par rapport au revenu disponible, la fonction d'utilité est du type Von Neuman-Morgenstern (VNM) avec un coefficient d'aversion relative au risque constant et égal à 1[7]. La spécification retenue est la suivante :

$$U_{i0} = \ln\left(R_{i0}(a_i; \theta)\right), \tag{1}$$

$$U_{i1} = \beta_i \ln R_i(y_i, a_i; \theta) + m_i. \tag{2}$$

[6] Il ressort de la lecture du code du travail relatif aux sanctions encourues par la personne morale coupable de travail dit "dissimulé" que les sanctions sont discontinues et semblent s'appliquer quelle que soit l'importance de la fraude. Par exemple, s'agissant des seules pénalités financières, une amende de 150 000 Euros, et le versement éventuel d'une indemnité aux salariés égale à 6 mois de salaire figurent dans le code du travail. La façon dont les textes sont appliqués selon la gravité de la fraude relève de la jurisprudence et demande de plus amples investigations.

[7] Chez Laroque et Salanié, l'utilité est linéaire.

L'utilité de l'individu n'est pas supposée additivement séparable en consommation et statut d'emploi. Celui-ci intervient à travers deux paramètres. Une valeur négative du paramètre m_i peut s'interpréter comme une désutilité du travail induite par exemple par les coûts fixes de garde pour un ménage monoparental, alors qu'il représente une valorisation associée à l'intégration au monde du travail en cas de valeur positive. Le paramètre β_i affecte l'utilité marginale du revenu. Si la valeur de ce paramètre est supérieure à 1, cela indique qu'un individu ne peut atteindre à temps plein ou à temps partiel le même niveau d'utilité marginale qu'en non-emploi que si son revenu est supérieur. Ce complément de revenu compense des coûts qui seraient variables avec le revenu, par exemple certains frais de garde et certains frais professionnels. Les deux paramètres peuvent dépendre de la taille familiale. L'individu accepte la proposition d'emploi si et seulement si $U_{i1} > U_{i0}$. La décision de l'individu détermine un statut d'emploi noté L_i qui vaut 0 dans en cas de non-emploi, et 1 autrement En résumé :

$$L_i = 1 \Leftrightarrow \beta_i \ln\left(R_i\left(y_i, a_i; \theta\right)\right) - \ln\left(R_{i0}\left(a_i; \theta\right)\right) + m_i > 0 \tag{3}$$

Comme y_i est une variable aléatoire, la réponse de l'individu pour l'observateur est de nature stochastique et $P_i^p(y_i)$ est la probabilité de participer conditionnelle à y_i.

Au total dans ce modèle, la probabilité d'être employé sachant y_i et ω_i , $P_i^e(y_i, \omega_i)$ est donnée par :

$$P_i^e(y_i, \omega_i) = P_i^r.P^{nc}(\omega_i).P_i^p(y_i).$$

Bien évidemment $P_i^e(y_i, \omega_i) \leq \min(P_i^r, P^{nc}(\omega_i), P_i^p(y_i))$ et nous avons bien affaire à un modèle où les trois motifs du non-emploi jouent d'une façon strictement complémentaire[8].

2.2 Les autres modèles

Une fois ce modèle exposé, il est relativement aisé de comprendre la logique de construction des autres modèles.[9] Le premier modèle est un modèle pur de participation (modèle P) où les deux probabilités P_i^r et $P^{nc}(\omega_i)$ sont posées par hypothèse égales à 1 :

$$Modèle(P) \Longleftrightarrow P_i^e(y_i, \omega_i) = P_i^p(y_i).$$

Les autres modèles identifient bien les trois raisons du non-emploi.

Dans le modèle d'emploi (modèle E), celles-ci peuvent se compenser et apparaissent comme substituables dans une équation d'emploi fourre-tout qui ne procède pas d'un comportement d'optimisation. Soit X_i^r un vecteur de caractéristiques individuelles expliquant la réception d'offre et β_r un vecteur de paramètres associés, alors l'emploi est expliqué par la variable latente suivante

$$L_i = 1 \Leftrightarrow \beta_i \ln\left(R_i\left(y_i, a_i; \theta\right)\right) - \ln\left(R_{i0}\left(a_i; \theta\right)\right) + m_i + \gamma Max\left[0, \ln\left(\frac{C(SMIC, h_i)}{C(\omega_i, h_i)}\right)\right] + X_i^r \beta_r > 0 \tag{4}$$

[8] Il importe de souligner que les trois motifs de non-emploi ne sont pas directement assimilables à ceux mis en avant par Laroque et Salanié, en raison du renversement de l'arbre. Par exemple chez nous la probabilité de participer est une probabilité de participer conditionnellement à celle de recevoir une offre, et de ne pas être censuré, alors que chez eux, c'est une probabilité non conditonnelle et ainsi de suite.

[9] Afin de ne pas alourdir les notations, nous utilisons la même lettre pour le coefficient associé à une même variable dans les différents modèles, même si la valeur de ce coefficient diffère bien évidemment d'un modèle à l'autre.

et, en appelant P_i^{rcp} la probabilité associée, on a

$$Modèle(E) \Longleftrightarrow P_i^e(y_i, \omega_i) = P_i^{rcp}(y_i, \omega_i)$$

Trois modèles intermédiaires isolent un des facteurs de non-emploi par rapport aux deux autres.

Dans le modèle Emploi-Censure (Modèle CE), c'est la censure qui est singularisée

$$Modèle(CE) \Longleftrightarrow P_i^e(y_i, \omega_i) = P^{nc}(\omega_i).P_i^{rp}(y_i)$$

avec $P_i^{rp}(y_i)$ associée à la variable latente

$$L_i = 1 \Leftrightarrow \beta_i \ln\left(R_i\left(y_i, a_i; \theta\right)\right) - \ln\left(R_{i0}\left(a_i; \theta\right)\right) + m_i + X_i^r \beta_r > 0 \tag{5}$$

Dans le modèle réception-emploi (Modèle RE), c'est la réception qui est distinguée

$$Modèle(RE) \Longleftrightarrow P_i^e(y_i, \omega_i) = P^r.P_i^{cp}(y_i, \omega_i)$$

avec $P_i^{cp}(y_i)$ associée à la variable latente

$$L_i = 1 \Leftrightarrow \beta_i \ln\left(R_i\left(y_i, a_i; \theta\right)\right) - \ln\left(R_{i0}\left(a_i; \theta\right)\right) + m_i + \gamma Max\left[0, \ln\left(\frac{C(SMIC, h_i)}{C(\omega_i, h_i)}\right)\right] > 0. \tag{6}$$

Dans le modèle emploi-participation (Modèle EP), c'est la participation qui est isolée

$$Modèle(EP) \Longleftrightarrow P_i^e(y_i, \omega_i) = P^{rc}(\omega_i).P_i^p(y_i)$$

avec $P_i^{rc}(y_i)$ associée à la variable latente

$$L_i = 1 \Leftrightarrow \gamma Max\left[0, \ln\left(\frac{C(SMIC, h_i)}{C(\omega_i, h_i)}\right)\right] + X_i^r \beta_r > 0 \tag{7}$$

3 Données

3.1 Sources

Nous mobilisons les données de l'enquête Revenus Fiscaux 1998 qui concernent 2/3 des ménages des enquêtes Emploi 1997 et 1998. Pour chaque ménage, on dispose donc du revenu de marché annuel, du revenu salarial mensuel au mois de mars 1997 et au mars 1998 et du temps de travail déclaré ainsi que du calendrier d'activité mois par mois au cours de ces deux années.

L'originalité dans l'utilisation des données réside dans la mise en oeuvre d'un double couplage : toutes les variables d'intérêt financier pour l'étude de la décision de participation proviennent de l'enquête Revenus Fiscaux, tandis que l'enquête Emploi est mobilisée pour les variables permettant d' apprécier le phénomène de censure au SMIC. Les modèles théoriques nous indiquent que chaque individu reçoit une offre qui porte tout à la fois sur un revenu d'activité annuel et un nombre annuel d'heures de travail, autrement dit, une offre qui porte bien sur les deux aspects, revenu d'activité annuel, salaire horaire. La première donnée provient de l'enquête Revenus Fiscaux, et la seconde de l'enquête Emploi. Sont compris dans le revenu d'activité annuel les traitements et salaires au sens de l'enquête Revenus

Fiscaux de la personne de référence du ménage, déduction faite des allocations chômage éventuelles. Pour les individus qui n'ont pas travaillé toute l'année 1997 (leur calendrier est connu grâce à l'EE), nous dérogeons à notre règle, leur salaire annuel net imposable n'est pas celui de l'enquête Revenus Fiscaux et nous lui avons substitué une valeur égale à 12 fois le salaire mensuel renseigné dans l'enquête Emploi.

Cette division du travail entre les deux sources nous semble naturelle. D'une part, les revenus hors travail et hors transferts sont renseignés dans Revenus Fiscaux, alors qu'ils ne le sont pas dans l'enquête Emploi. D'autre part, les transferts sont mieux renseignés dans Revenus Fiscaux et il est plus approprié d'utiliser pour le calcul des conditions de ressources la source de revenu d'origine fiscale qui est réputée de meilleure qualité statistique qu'une donnée d'enquête. Par contre, le calcul du salaire horaire qui nécessite des données d'heures de travail ne pouvait se baser que sur les données de l'enquête Emploi.

On pourrait se demander si ce dualisme ne peut entraîner des incohérences. Tel que les modèles sont construits, nous faisons comme si la décision du ménage prenait appui sur des données provenant de Revenus Fiscaux, alors que la décision de l'entreprise mobilise des données de l'enquête Emploi. Aucun agent dans le modèle n'a besoin de croiser ces informations.

3.2 Champ : les isolés

Les individus retenus sont les isolés (en distinguant les hommes des femmes), âgés de 20 à 60 ans, qui ne se déclarent ni retraité ni étudiant ni préretraité. Sont exclus d'emblée les individus qui ont un statut d'indépendant, d'employeur, d'aide familial, d'apprenti, de stagiaire[10] et d'une manière générale tout individu dont l'activité n'est pas réglementée par le SMIC. Les individus qui bénéficient de contrats aidés ne sont pas pris en compte car on ne connaît pas le coefficient d'aide dont bénéficient les entreprises qui les accueillent. Enfin les individus qui ne sont pas la personne de référence du ménage sont écartés du champ de l'étude. Les sans-emploi regroupent les chômeurs, les personnes qui se déclarent être au foyer et les autres inactifs et, par convention, ceux qui travaillent sont les individus qui se sont déclarés en emploi en mars 1997 dans l'enquête Emploi. Au total, la taille de l'échantillon féminin est de 3222 individus, représentatifs de 972 573 adultes, tandis que l'échantillon masculin est plus réduit, 1801 unités représentatif de 661 373 personnes dans la population française[11]. Le taux de non-emploi est plus élevé chez les femmes que les hommes; 2340 femmes sont en effet en emploi, ce qui correspond, compte tenu de la pondération, à un taux de non-emploi de 26,82%, alors que 1409 hommes sont en emploi, ce qui nous donne un taux de 21, 95% de non-emploi. Chez les hommes, 5,12% travaillent à temps partiel et cette proportion est beaucoup plus considérable chez les femmes,17,51%. Signalons enfin que toutes les personnes qui ont un revenu disponible d'inactivité nul (8 femmes et 8 hommes) ont été écartées de l'échantillon, et un seuil de salaire horaire net minimal a été fixé à 15 francs, ce qui élimine 55 individus du champ de l'étude.

[10] Rappelons que la rémunération des stagiaires et les apprentis n'obeit pas à la législation du salaire minimum.

[11] Les tailles des échantillons limitaient les possibilités de réaliser l'étude sur un sous-échantillon comme celui des Rmistes. Gurgand et Margolis (2001) ont cependant montré l'importance de cibler le groupe de référence pour bien apprécier les salaires espérés.

Les caractéristiques socio-démographiques des deux sous-échantillons sont présentées dans le Tableau 1.

[Insérer Tableau 1]

3.3 Pour l'étude de la censure au SMIC : l'Enquête Emploi

Le salaire horaire a été d'abord calculé sur la base du salaire mensuel dans l'enquête Emploi 1997, y compris les primes déclarées dans cette enquête. Pour certains individus qui sont employés en mars 1997, les données concernant leur salaire et les heures déclarées sont manquantes. On leur a imputé les valeurs du mois de mars 1998, voire mars 1996. Cela concerne 16 individus.

Par contre nous avons procédé à un redressement des heures de travail au regard des données figurant dans les DADS.

L'enquête Emploi renseigne sur les heures habituellement travaillées tandis que les DADS concernent les heures rémunérées. La comparaison des données de l'Enquête Emploi et des données DADS suggère une différence significative. La figure 1, qui donne la fonction de répartition de la durée hebdomadaire de travail pour les hommes et pour les femmes qui travaillent à temps plein pour les deux enquêtes, en respectant bien évidemment le même champ d'étude, témoigne d'une surestimation systématique pour les hommes ; la distribution de l'enquête Emploi domine stochastiquement au premier ordre la distribution pour les DADS.

[Insérer Figure 1]

Pour les femmes, le phénomène de surestimation est manifeste pour les durées du travail supérieures à 40 heures. Pour les durées inférieures, c'est la relation inverse qui prévaut, les durées seraient sous-estimées dans l'enquête Emploi. Il est rassurant cependant de constater que la proportion des individus qui ont une durée de travail hebdomadaire inférieure ou égale à 40 heures est identique dans les deux distributions et ceci pour les deux sexes.

Si les données d'heures de travail de l'enquête Emploi étaient fiables, cette surestimation prouverait, selon la terminologie juridique en vigueur, que le travail "dissimulé" est un phénomène d'une ampleur avérée. Nous prendrions les données de l'enquête Emploi telles quelles et la rémunération horaire serait alors calculée en fonction de ces données. A ce stade, il convient toutefois de prendre en ligne de compte l'avis des enquêteurs qui ont en charge l'enquête Emploi selon lequel les données d'heures de travail, au niveau individuel s'entend, sont à prendre avec précaution. Des erreurs de mesure sont possibles voire certaines dans un certain nombre de cas. Les personnes intérrogées auraient du mal à faire la distinction entre les pauses et les périodes réelles de travail, certaines incluraient toute ou partie des temps de transport, ce qui n'est pas totalement illégitime d'ailleurs si un certain type de travail est effectué pendant le trajet en transport en commun. D'une façon générale, il semble qu'il y ait un biais vers le haut et que les personnes aient tendance à arrondir vers le haut leur temps de travail. L'ensemble des données des statistiques françaises en matière de travail ne permet pas de quantifier la part de l'écart entre données DADS et données de l'enquête Emploi qui peut être qualifiée de travail dissimulé et celle qui ressort d'une erreur de mesure. Dans ces conditions, il faut faire un choix et nous avons pris le parti de minimiser au maximum les heures de travail et donc d'imputer l'écart entre les deux distributions comme le

résultat d'une seule erreur de mesure. L'évocation de phénomènes de fraude au SMIC est une question sensible et nous ne tenons pas à ce que nos estimations soient entâchées d'une suspiscion concernant des erreurs de mesure sur les heures de travail.

Nous avons donc procédé à un calage des distributions de durée du travail de l'enquête Emploi sur celles des DADS en distinguant pour chacun des deux sexes les personnes qui travaillent à temps plein et à temps partiel. Le graphe de la fonction de passage fait l'objet de la figure 2.

[Insérer Figure 2]

Compte-tenu de cette correction, 7,24% des femmes (respectivement, 4,56% des hommes) sont payées à un salaire horaire en dessous du SMIC horaire brut de juillet 1996 (soit 37,91FF); 3,56% (resp. 4,04%) pour les temps plein mais 24,06% pour les temps partiel (resp.14,19%).

La distribution des productivités, c'est à dire, la distribution des coins salariaux horaires est retracée dans la figure ci dessous pour les femmes et les hommes avec la césure du SMIC.

[Insérer Figure 3]

Il semble bien qu'une personne qui a une productivité inférieure au SMIC, puisse quand même avoir une chance d'être embauchée: pour remplir la tâche impartie, elle réalise des heures en sus des heures officielles et l'entreprise est prête à l'accepter. Laroque et Salanié adoptent alors un traitement différentiel suivant le temps partiel ou le temps plein de la censure au SMIC. Pour les personnes travaillant à temps plein, ils considèrent que le couperet du SMIC est définitif et à cette fin, ils éliminent de l'échantillon les 12% des personnes rémunérées en dessous du SMIC dans leur échantillon. Par contre pour les salariés à temps partiel, ils gardent tout le monde en éliminant seulement les individus qui gagnent moins de 3000 FF par mois. Nous retenons un traitement indifférencié de la contrainte du SMIC qui n'exerce qu'une troncature "probabiliste" que l'on soit à plein temps ou à mi-temps. A ce stade nous supposons que le logarithme du salaire horaire est mesuré sans erreur. Si ce n'est pas le cas, mais que le résidu de l'équation de productivité n'est pas corrélé avec les variables explicatives, les estimations de productivité sont imprécises mais resteront sans biais. En particulier, sous cette hypothèse, la probabilité que l'entreprise accepte de rémunérer en dessous du SMIC est correctement estimée.

3.4 Pour l'étude de la participation : Revenus Fiscaux

Une petite complication intervient dans le calcul du revenu disponible du fait qu'un même ménage INSEE peut comprendre plusieurs foyers fiscaux. Le revenu disponible d'inactivité comprend les revenus du capital au sens des Revenus Fiscaux et les revenus des autres personnes du ménage, y compris ceux appartenant à d'autres foyers fiscaux. Les impôts sur le revenu acquittés par ces autres foyers viennent évidemment en déduction et ne font pas l'objet d'une microsimulation. Du côté des prestations, sont microsimulés le RMI, l'API, les allocations familiales de base, le complément familial, l'APJE, l'allocation de rentrée scolaire, l'aide au logement et l'APL. On se place dans une perspective de long terme, c'est-à-dire que l'on néglige tous les phénomènes d'intéressement (cumul temporaire d'un minimum social et d'une activité rémunérée autorisé par la législation). Ce choix, qui n'est pas exempt de critiques, a été guidé par deux considérations. D'une part, la base de données RF ne se prête

pas bien au calcul des suppléments provisoires de revenu qu'autorise le système fiscalo-social, puisque les revenus d'activité des années antérieures n'y sont pas renseignés. D'autre part, l'erreur en 1997 est modeste, car les possibilités de cumul restaient à l'époque très limitées (Cf, par exemple, Fleurbaey *et al.* [4]). Les allocations chômage ne sont pas prises en compte, ce qui se justifie là encore, lorsque l'on adopte une optique de long terme. L'ASS n'a pas été calculée en raison du manque d'information sur le calendrier d'activité passée de l'individu.

Les montants de l'AL et de l'APL dépendent des revenus d'activité et doivent donc être simulés. Comme ces deux allocations dépendent du loyer, nous avons décidé d'imputer un loyer ou un montant de remboursement d'emprunt sous l'hypothèse que le statut d'emploi n'influe pas sur les choix d'habitation. Cette hypothèse défendable à court terme, ne l'est pas à long terme. Il faut donc ajouter que nous nous plaçons à court terme aussi bien en terme de choix d'habitation que de choix de localisation et de composition familiale. Etant donné qu'aucune des deux bases de données ne comporte le montant du loyer, la possibilité de construire un modèle où les choix d'habitation seraient endogénéisés ne nous est pas offerte de toute façon[12]. L'imputation du loyer (ou le remboursement d'emprunt) par nombre de pièces est réalisé à partir d'une équation économétrique estimée à partir de l'enquête Logement (respectivement Budget des Familles pour les accédants à la propriété) en prenant comme variables explicatives des caractéristiques du ménage communes à l'enquête Emploi et à l'enquête Logement (resp. BDF)[13]. Les estimations obtenues font état d'un R^2 de plus de 0,7.

L'impôt sur le revenu du foyer fiscal de la personne de référence et les cotisations sociales salariales et patronales calculés selon le barème du régime général sont également microsimulés et la réduction de charges pour les individus travaillant à temps partiel en vigueur en 1997 est incorporée. D'une manière générale la législation appliquée est celle en vigueur en 1997. Le revenu disponible du ménage est quotienté au moyen des échelles d'équivalence INSEE (0,3 pour les enfants de moins de 15 ans, 0,5 pour les enfants de plus de 15 ans).

La distribution des revenus disponibles d'inactivité suivant le sexe et le statut d'emploi est exposée dans la figure 4.

[Insérer Figure 4]

La distribution de revenu disponible en cas de non-emploi exhibe deux pics quelque soit le cas de figure. Le premier rassemble tous ceux qui ne peuvent toucher que le RMI, soit parce qu'ils sont hébergés ou parce qu'ils sont propriétaires et que leurs emprunts sont déjà remboursés. Le second pic, d'une valeur un peu inférieure au double du premier, correspond aux individus qui peuvent cumuler le RMI et une aide au logement. Il apparaît assez nettement que les revenus des femmes isolées sont plus diversifiés que celui des hommes. Un certain nombre d'entre-elles bénéficient de pensions alimentaires et/ou de l'API, ce qui contribue à lisser la distribution des revenus disponibles en non-emploi chez les femmes et à la différencier de celle des hommes.

[12] L'impact d'un changement de loyer est nul, dans le cas où les loyers dépassent le niveau, somme toute modeste des plafonds de loyer dans les aides au logement.

[13] Les variables retenues sont : la tranche d'unité urbaine, l'année de construction (en tranches), maison ou immeuble, le nombre de pièces d'habitation (absolu, par tête, en niveau, en log), la tranche d'unité urbaine croisée avec le nombre de pièces par tête, le nombre de personnes du ménage, la région, l'âge de la personne de référence, le revenu disponible total du ménage (polynôme de degré 3, absolu et par tête).

La distribution des revenus d'activité des femmes employées est plus symétrique que celle des hommes, en raison de l'importance du travail à temps partiel.

[Insérer Figures 5]

3.5 Réception

Les variables qui saisissent la "chance" d'un individu de recevoir une offre seraient idéalement le taux d'arrivée par unité de temps des offres d'emploi sur le marché du travail auquel appartient l'individu de par sa formation, sa branche d'activité, son expérience, sa localisation géographique. Pour l'instant, nous ne disposons pas de telles données, et nous devons nous rabattre sur des variables proxy qui présentent au mieux une corrélation attendue avec ce que nous voudrions mesurer. Nous avons retenu en premier lieu les taux de chômage nationaux pour l'année 1997 en croisant expérience et âge avec le diplôme ainsi que les taux de chômage départementaux pour cette même année. Ensuite, en désespoir de cause, nous avons introduit quelques caractéristiques individuelles pouvant avoir un impact sur le taux d'arrivée des offres comme le fait d'être handicapé, d'être étranger et l'expérience générale (âge moins âge de fin d'études) en forme quadratique, en retenant l'hypothèse que l'on a le maximum de chances de recevoir une offre après 20 ans d'expérience.

4 Spécification économétrique et méthode d'estimation

Nous présentons les spécifications économétriques des six modèles. Pour les estimer, nous avons eu recours à la méthode du maximum de vraisemblance.

4.1 Modèle de Participation (P)

Il s'agit d'estimer classiquement deux équations, une équation de salaire et une équation de participation.

4.1.1 Equation de salaire annuel net imposable

Avec y_i le salaire annuel net imposable, l'équation de salaire est donnée par une équation de Mincer :

$$\ln y_i = X_{i1}\alpha_1 + \sigma_1\varepsilon_{i1} \tag{8}$$

avec l'écart-type de l'erreur $\sigma_1 > 0$, un bruit blanc $\varepsilon_{i1} \backsim \mathcal{N}(0,1)$, X_{i1} le vecteur de caractéristiques expliquant le salaire et α_1 le vecteur de paramètres associé. On suppose que cette écriture est valable aussi bien pour les individus avec un emploi que pour ceux observés sans emploi. $X_{i1}\alpha_1$ traduit l'hétérogénéité inter-individuelle observable de revenu d'activité tandis que $\sigma_1\varepsilon_{i1}$ traduit l'hétérogénéité non observable. Cette équation ne peut être estimée que sur l'échantillon d'individus qui ont un emploi. Bien évidemment, une estimation de cette équation par simples MCO souffrirait d'un biais de sélection endogène des individus actifs, qu'il convient de corriger à l'aide de l'équation de sélection (équation de participation).

Pour les employés, le résidu de l'équation (8) s'écrit :

$$e_{i1} = \frac{\ln y_i - X_{i1}\alpha_1}{\sigma_1} \tag{9}$$

4.1.2 Equation de participation

En s'appuyant sur la modélisation économique de la participation condensée dans l'équation (3) La variable latente pour accepter ou refuser un emploi caractérisé par y_i est donné par:

$$\beta_1 \ln\left(R_i\left(y_i\right)\right) + \beta_0 \ln(R_{i0}) + X_i^p \beta_p + \nu_i$$

où X_i^p est un vecteur de caractéristiques individuelles expliquant la participation, β_0, β_1 et β_p les paramètres à estimer et ν_i un terme d'erreur suivant une loi $\mathcal{N}(0,1)$.[14]

La probabilité de participer de l'individu i, sachant y_i,[15] est donc :

$$\begin{aligned} P_i^p(\varepsilon_{1i}) &= P\left(\beta_1 \ln\left(R_i\left(y_i\right)\right) + \beta_0 \ln(R_{i0}) + X_i^p \beta_p + \nu_i > 0 | \varepsilon_{1i}\right) \\ &= 1 - P\left(\nu_i \leq -\left[\beta_1 \ln\left(R_i\left(y_i\right)\right) + \beta_0 \ln(R_{i0}) + X_i^p \beta_p\right] \mid \varepsilon_{1i}\right) \end{aligned}$$

Dans toute équation de sélection, seul le signe de la variable latente est identifiable, donc seul le rapport entre les coefficients à estimer et l'écart-type des résidus est identifiable. La solution généralement adoptée consiste à normaliser à 1 la variance des résidus de l'équation de sélection[16]. Si

$$\mathsf{E}\begin{pmatrix} \varepsilon_{1i} \\ \nu_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix} \text{ et } \mathsf{V}\begin{pmatrix} \varepsilon_{1i} \\ \nu_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{pmatrix}$$

avec ρ_1 le coefficient de corrélation entre les résidus de l'équation de salaire annuel et de l'équation de participation, alors $\mathsf{E}(\nu_i|\varepsilon_{1i}) = \rho_1 \varepsilon_{1i}$ et $\mathsf{V}(\nu_i|\varepsilon_{1i}) = 1 - \rho_1^2$. En posant $\xi_i = \frac{\nu_i - \mathsf{E}(\nu_i|\varepsilon_{1i})}{\sqrt{\mathsf{V}(\nu_i|\varepsilon_{1i})}}$,on obtient $\mathsf{E}(\xi_i|\varepsilon_{1i}) = 0$ et $\mathsf{V}(\xi_i|\varepsilon_{1i}) = 1$. On suppose que ξ_i suit une loi Normale $\mathcal{N}(0,1)$, avec Φ sa fonction de répartition . D'où :

$$\begin{aligned} P_i^p(\varepsilon_{1i}) &= 1 - P\left(\xi_i \leq -\frac{\left[\beta_1 \ln\left(R_i\left(y_i\right)\right) + \beta_0 \ln(R_{i0}) + X_i^p \beta_p + \mathsf{E}(\nu_i|\varepsilon_{1i})\right]}{\sqrt{\mathsf{V}\left(\nu_i|\varepsilon_{1i}\right)}}\right) \\ &= \Phi\left(\frac{\left[\beta_1 \ln\left(R_i\left(y_i\right)\right) + \beta_0 \ln(R_{i0}) + X_i^p \beta_p + \mathsf{E}(\nu_i|\varepsilon_{1i})\right]}{\sqrt{\mathsf{V}\left(\nu_i|\varepsilon_{1i}\right)}}\right) \end{aligned} \tag{10}$$

4.1.3 Vraisemblance

Le cas de l'employé

$$\mathcal{L}_i^e = P_i^p(e_{1i}).\frac{1}{\sigma_1}\phi(e_{1i}) \tag{11}$$

avec $\phi(e_{1i}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{e_{1i}^2}{2}}$ la densité de la loi normale.

Le cas du non-employé

On ne connaît pas y_i, donc ε_{1i} peut prendre toute valeur dans $\mathbb{R}$. On intègre donc sur ε_{1i}.

$$\mathcal{L}_i^{ne} = \int_{\mathbb{R}} (1 - P_i^p(\varepsilon_{1i})).\phi(\varepsilon_{1i}) d\varepsilon_{1i} \tag{12}$$

[14] Comme dans tout modèle binaire, seul le rapport β/σ est identifiable. Nous avons adopté pour les estimations la normalisation habituelle $V(\nu_i) = 1$. Le paramètre β_i de l'équation 3 correspond alors à $\frac{\beta_1}{-\beta_0}$. On s'attend évidemment à $\beta_0 < 0$ et $\beta_1 > 0$, donc $\beta_i > 0$.

[15] Le conditionnement par rapport aux exogènes observables X_i^p et X_{i1} n'est pas précisé explicitement pour ne pas alourdir les notations.

[16] Le paramètre β_i de l'équation 2 correspond alors à $\frac{\beta_1}{-\beta_0}$.

4.2 Modèle d'Emploi (E)

Une deuxième équation de "salaire" qui correspond au coût du travail vient s'ajouter aux deux équations précédentes, cependant que l'équation de participation se transforme en équation d'emploi.

4.2.1 Equation du Coût du travail

On calcule pour chacun des salariés les coûts du travail correspondant au salaire brut horaire de l'individu ω_i et au SMIC horaire *smic*, associés à h_i heures de travail.

On calcule alors $\Delta C(\omega_i, h_i) = \ln C(\omega, h_i) - \ln(C(smic, h_i))$ qui est supposé satisfaire:

$$\Delta C(\omega_i, h_i) = X_{i1}\alpha_2 + \sigma_2 \varepsilon_{2i} \tag{13}$$

avec $\sigma_2 > 0$, $\varepsilon_{2i} \backsim \mathcal{N}(0,1)$, X_{i1} le vecteur des variables explicatives (les mêmes que dans l'équation de salaire annuel net imposable (8)) et α_2 le vecteur de paramètres associé.

Le résidu de l'équation (13) pour les employés s'écrit :

$$e_{2i} = \frac{\Delta C(\omega_i, h_i) - X_{i1}\alpha_2}{\sigma_2} \tag{14}$$

4.2.2 Equation d'emploi

Cette fois-ci, on cherche la probabilité d'être employé. La traduction économétrique de l'équation d'emploi (4) demande à ce que la variable latente pour avoir un emploi caractérisé par y_i et ΔC_i est donnée par :

$$\beta_1 \ln(R_i(y_i)) + \beta_0 \ln(R_{i0}) + \gamma \max(0, -\Delta C(\omega_i, h_i)) + X_i^p \beta_p + X_i^r \beta_r + \nu_i$$

où X_i^r est un vecteur de caractéristiques individuelles expliquant la réception d'offre d'emploi.

La probabilité d'être employé de l'individu i, sachant ω_i et ΔC_i, est donc :

$$P_i^e(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i}) = P\begin{pmatrix} \beta_1 \ln(R_i(y_i)) + \beta_0 \ln(R_{i0}) + X_i^p \beta_p + X_i^r \beta_r \\ +\gamma \max(0, -\Delta C(\omega_i, h_i)) + \nu_i > 0 | \varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i} \end{pmatrix}$$

Si $\mathsf{E}\begin{pmatrix} \varepsilon_{1i} \\ \varepsilon_{2i} \\ \nu_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$ et $\mathsf{V}\begin{pmatrix} \varepsilon_{1i} \\ \varepsilon_{2i} \\ \nu_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \rho_0 & \rho_1 \\ \rho_0 & 1 & \rho_2 \\ \rho_1 & \rho_2 & 1 \end{pmatrix}$ avec ρ_0 le coefficient de corrélation entre les deux équations de salaire et ρ_2 le coefficient de corrélation entre l'équation d'emploi et l'équation de coût du travail, alors, par le même raisonnement que précédemment, on aboutit à

$$P_i^e(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i}) = \Phi\left(\frac{\left[\beta_1 \ln(R_i(y_i)) + \beta_0 \ln(R_{i0}) + X_i^p \beta_p + X_i^r \beta_r + \gamma \max(0, -\Delta C(\omega_i, h_i)) + \mathsf{E}(\nu_i | \varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i})\right]}{\sqrt{\mathsf{V}(\nu_i | \varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i})}}\right) \tag{15}$$

avec

$$\mathsf{E}(\nu_i | \varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i}) = \frac{1}{1-\rho_0^2}\left[(\rho_1 - \rho_0\rho_2)\varepsilon_{1i} + (\rho_2 - \rho_0\rho_1)\varepsilon_{2i}\right]$$

et

$$\mathsf{V}(\nu_i | \varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i}) = 1 - \frac{1}{1-\rho_0^2}\left[(\rho_1 - \rho_0\rho_2)\rho_1 + (\rho_2 - \rho_0\rho_1)\rho_2\right]$$

où $\varepsilon_{1i} = e_{1i}$ et $\varepsilon_{2i} = e_{2i}$ pour les individus observés employés.

4.2.3 Vraisemblance

Le cas de l'employé

$$\mathcal{L}_i^e = P_i^e(e_{1i}, e_{2i}).\frac{1}{\sigma_1\sigma_2}\phi_b(e_{1i}, e_{2i}) \tag{16}$$

où ϕ_b est la densité de la loi normale bivariée centrée réduite avec ρ_0 le coefficient de corrélation

$$\phi_b(e_{1i}, e_{2i}) = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho_0^2}} * \exp\left\{-\frac{e_{1i}^2 + e_{2i}^2 - 2\rho_0 e_{1i}e_{2i}}{2*(1-\rho_0^2)}\right\}$$

Le cas du non-employé

On ne connaît ni y_i ni ω_i donc ε_{1i} et ε_{2i} peuvent prendre toutes valeurs dans $\mathbb{R}^2$. On intègre donc sur ε_{1i} et ε_{2i}.

$$\mathcal{L}_i^{ne} = \int_{\mathbb{R}}\int_{\mathbb{R}}(1 - P_i^e(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i})).\phi_b(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i})d\varepsilon_{1i}d\varepsilon_{2i} \tag{17}$$

4.3 Modèle Censure-Emploi (CE)

Les deux équations de salaire sont identiques aux équations précédentes. La censure au SMIC est détachée de l'emploi.

4.3.1 Equation d'emploi

Il s'agit encore d'une équation d'emploi mais sans variable de censure. La variable latente correspondante à l'équation (5) est :

$$\beta_1 \ln(R_i(y_i)) + \beta_0 \ln(R_{i0}) + X_i^p\beta_p + X_i^r\beta_r + \nu_i$$

et la probabilité correspondante est donnée par :

$$P_i^{rp}(\varepsilon_{1i}) = \Phi\left(\frac{\left[\beta_1 \ln(R_i(y_i)) + \beta_0 \ln(R_{i0}) + X_i^p\beta_p + X_i^r\beta_r + \mathsf{E}(\nu_i|\varepsilon_{1i})\right]}{\sqrt{\mathsf{V}(\nu_i|\varepsilon_{1i})}}\right) \tag{18}$$

4.3.2 Equation de Censure

Le modèle théorique nous dit que la probabilité de ne pas être censuré est égale à 1, lorsque la productivité est égale ou supérieure au SMIC, que cette probabilité tend vers 0, quand la productivité tend vers 0, c.a.d, lorsque $\Delta C(\omega_i, h_i)$.tend vers $-\infty$. On souhaite modéliser cette probabilité de ne pas être censuré par une fonction croissante sur $\Re^-$,qui vaut 1 en 0 et qui tend vers 0 en $-\infty$. Une candidate possible est la fonction suivante

$$f(x) = (1-x)e^x$$

Cette forme est tout aussi ad hoc que celle proposée par Laroque et Salanié (2003, p. 83), mais elle offre l'avantage d'être dérivable 0 (ω_i = SMIC), ce qui réduit les problèmes de maximisation de la vraisemblance. On considère donc une probabilité de ne pas être censuré de la forme suivante :

$$P_i^{nc}(\varepsilon_{2i}) = (1 - \gamma(\max(0, -\Delta C(\omega_i, h_i)))\, e^{\gamma.(\max(0,-\Delta C(\omega_i,h_i))} \tag{19}$$

avec $\gamma \leq 0$, et $\varepsilon_{2i} = e_{2i}$ pour les individus observés employés.

4.3.3 Vraisemblance

Le cas de l'employé

Un employé est un individu qui a répondu favorablement à une offre et n'a pas été censuré. D'où :

$$\mathcal{L}_i^e = P_i^{rp}(e_{1i}).P_i^{nc}(e_{2i}).\frac{1}{\sigma_1\sigma_2}\phi_b(e_{1i}, e_{2i}) \tag{20}$$

Le cas du non-employé

Il y a deux cas à considérer :

1) l'individu ne répond pas favorablement à une offre,

2) l'individu répond favorablement à une offre mais est censuré.

$$\mathcal{L}_i^{ne} = \int_{\mathbb{R}}(1 - P_i^{rp}(\varepsilon_{1i})).\phi(\varepsilon_{1i})d\varepsilon_{1i} + \int_{\mathbb{R}}\int_{\mathbb{R}} P_i^{rp}(\varepsilon_{1i}).(1 - P_i^{nc}(\varepsilon_{2i})).\phi_b(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i})d\varepsilon_{1i}d\varepsilon_{2i} \tag{21}$$

4.4 Modèle Réception-Emploi (RE)

On introduit pour la première fois une équation de réception d'une offre.

4.4.1 Réception d'une offre

Pour des raisons tenant à des problèmes d'identification, nous ne modèlisons que la probabilité relative de recevoir une offre : Nous normalisons à 1 la probabilité de recevoir une offre pour un individu de référence[17], c'est à dire, un individu qui a des caractéristiques telles (département peu touché par le chômage, une expérience de 20 ans et absence d'handicap) qu'il recevra toujours une offre d'emploi.

La probabilité relative de recevoir une offre est alors donné par une forme semblable à celle retenue pour la censure au SMIC[18] :

$$P_i^r = (1 - (X_i^r - X_R^r).\delta)\, e^{(X_i^r - X_R^r).\delta} \tag{22}$$

où X_R^r est le vecteur de caractéristiques de l'individu de référence et δ le vecteur de paramètres à estimer. Par construction les composantes de $(X_i^r - X_R^r)$ sont positives ou nulles et celles de δ sont négatives ou nulles.

4.4.2 L'équation d'emploi

Elle est semblable à l'équation du modèle d'emploi sauf que les variables supposées mesurer la plus ou moins grande difficulté de recevoir une offre n'y figurent plus. La variable latente pour avoir un emploi caractérisé par y_i et $\Delta C(\omega_i, h_i)$ correspondante à (6)est :

$$\beta_1 \ln(R_i(y_i)) + \beta_0 \ln(R_{i0}) + X_i^p\beta_p + \gamma \max(0, -\Delta C(\omega_i, h_i)) + \nu_i$$

et la probabilité correspondante est donnée par

[17] Ce type d'individu a été déterminé d'une façon empirique.

[18] La remarque concernant le choix de cette forme fonctionnelle pour modéliser la censure s'applique également ici.

$$P_i^{ce}(\varepsilon_{1i},\varepsilon_{2i}) = \Phi\left(\frac{\left[\beta_1 \ln\left(R_i\left(y_i\right)\right) + \beta_0 \ln(R_{i0}) + X_i^p\beta_p + \gamma \max(0, -\Delta C(\omega_i, h_i)) + \mathsf{E}\left(\nu_i|\varepsilon_{1i},\varepsilon_{2i}\right)\right]}{\sqrt{\mathsf{V}\left(\nu_i|\varepsilon_{1i},\varepsilon_{2i}\right)}}\right) \tag{23}$$

4.4.3 Vraisemblance

Le cas de l'employé

$$\mathcal{L}_i^e = P_i^r P_i^{ce}(e_{1i}, e_{2i}).\frac{1}{\sigma_1\sigma_2}\phi_b(e_{1i}, e_{2i}) \tag{24}$$

où ϕ_b est la densité de la loi normale bivariée centrée réduite :

$$\phi_b(e_{1i}, e_{2i}) = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho_0^2}} * \exp\left\{-\frac{e_{1i}^2 + e_{2i}^2 - 2\rho_0 e_{1i}e_{2i}}{2*(1-\rho_0^2)}\right\}$$

Le cas du non-employé

On ne connaît ni y_i ni $\Delta C(\omega_i, h_i)$ donc ε_{1i} et ε_{2i} peuvent prendre toutes valeurs dans $\mathbb{R}^2$. On intègre donc sur ε_{1i} et ε_{2i}.

$$\mathcal{L}_i^{ne} = (1 - P_i^r) + P_i^r \int_{\mathbb{R}}\int_{\mathbb{R}} (1 - P_i^{ce}(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i})).\phi_b(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i}) d\varepsilon_{1i} d\varepsilon_{2i} \tag{25}$$

4.5 Modèle Emploi-Participation (EP)

L'équation de participation est complètement identique à celle du modèle P.

La probabilité de recevoir une offre et de ne pas être censurée au SMIC qui traduit économétriquement l'équation (7) est donnée par :

$$P_i^{rc} = (1 - (X_i^r - X_R^r).\delta - \gamma(\max(0, -\Delta C(\omega_i, h_i)))) \, e^{(X_i^r - X_R^r).\delta + \gamma(\max(0, -\Delta C(\omega_i, h_i)))} \tag{26}$$

4.5.1 Vraisemblance

Le cas de l'employé

Un employé est un individu qui a répondu favorablement à une offre et n'a pas été censuré. D'où :

$$\mathcal{L}_i^e = P_i^p(e_{1i}).P_i^{rc}(e_{2i}).\frac{1}{\sigma_1\sigma_2}\phi_b(e_{1i}, e_{2i}) \tag{27}$$

Le cas du non-employé

Il y a deux cas à considérer :

1) l'individu ne répond pas favorablement à une offre,

2) l'individu répondrait favorablement à une offre mais ne reçoit pas d'offre.

$$\mathcal{L}_i^{ne} = \int_{\mathbb{R}} (1 - P_i^p(\varepsilon_{1i})).\phi(\varepsilon_{1i}) d\varepsilon_{1i} + \int_{\mathbb{R}}\int_{\mathbb{R}} P_i^p(\varepsilon_{1i}).(1 - P_i^{rc}(\varepsilon_{2i})).\phi_b(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i}) d\varepsilon_{1i} d\varepsilon_{2i} \tag{28}$$

4.6 Modèle Réception-Censure-Emploi (RCE)

Les trois causes du non-emploi sont maintenant isolées. L'équation de réception est semblable à celle du modèle RE et l'équation de censure est identique à celle du modèle CE, l'équation de participation à celle du modèle PE.

4.6.1 Vraisemblance

Le cas de l'employé

Un employé est un individu qui a reçu une offre qu'il a acceptée et qui n'a pas été censuré. Donc :

$$\mathcal{L}_i^e = P_i^r.P_i^p(e_{1i}).P_i^{nc}(e_{2i}).\frac{1}{\sigma_1\sigma_2}\phi_b(e_{1i}, e_{2i}) \tag{29}$$

Le cas du non-employé

Il faut tenir compte des trois cas suivants :
1) ne reçoit pas d'offre,
2) reçoit une offre mais la refuse,
3) reçoit une offre, l'accepte mais est censuré.

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_i^{ne} &= (1 - P_i^r) + P_i^r.\int_{\mathbb{R}}(1 - P_i^p(\varepsilon_{1i})).\phi(\varepsilon_{1i})d\varepsilon_{1i} && (30) \\ &+P_i^r.\int_{\mathbb{R}}\int_{\mathbb{R}} P_i^p(\varepsilon_{1i}).(1 - P_i^{nc}(\varepsilon_{2i})).\phi_b(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i})d\varepsilon_{1i}d\varepsilon_{2i} && (31) \end{aligned}$$

Nous avons procédé à deux variantes de ce modèle suivant le choix des variables affectées à l'équation de participation ou à l'équation de réception. En effet, on peut soupçonner qu'il y a une intersection non vide entre X^p et X^r. Par exemple, un handicap peut tout aussi bien jouer sur les préférences que sur la réception d'une offre. Un raisonnement analogue ne serait pas absurde pour le nombre d'enfants ou pour l'âge des enfants. Dans tous les modèles où participation et réception sont entremêlées, les conséquences d'un tel enchevêtrement sont sans importance, sinon qu'il sera incorrect d'interpréter le m_i estimé comme un salaire de réserve. Cependant, lorsque participation et réception sont séparées, il faut bien affecter lesdites variables à l'un ou à l'autre des facteurs de non-emploi. Les affecter aux deux risque de soulever des problèmes d'identification. Le modèlisateur doit faire un choix quelque peu *ad hoc* et le modèle RCP correspond à une vision extensive des variables affectant la participation, alors que le modèle RCP* retient une version extensive des variables affectant la réception. Concrètement, le handicap est dans les variables affectant la participation dans le premier modèle, et dans les variables affectant la réception dans le second.

Pour les questions d'identification de tels modèles, on se reportera à Laroque et Salanié (2003) [15] p.85-86. Pour notre part, nous nous sommes contentés d'assurer concrètement l'identification paramétrique de chacun des modèles. Nous avons programmé la vraisemblance et utilisé la procédure LNP de SAS et nous avons recouru à un algorithme d'optimisation de type quasi-Newton. Pour le calcul de la vraisemblance, nous approximons les intégrales d'une manière numérique en étendant la méthode retenue par Laroque et Salanié (2003 p.92) et en l'étendant aux intégrales doubles. Nous retenons 10 pas pour une intégrale simple et 100 pas pour une intégrale double. D'autre part, nous avons lissé la fonction de vraisemblance qui présente des non-différentiabilités en raison des bizarreries de la fonction de revenu disponible $R_i(y_i)$.

5 Résultats de l'estimation et simulations

Nous procédons à une première estimation de chaque équation par moindres carrés et par probit pour fournir des valeurs initiales à l'algorithme d'optimisation. Les coefficients de corrélation sont initialisés à 0 sauf ρ_0 qui est estimé à travers un modèle SUR. Les résultats des estimations sont obtenus au bout d'un quart d'heure à une heure, suivant les modèles, sur un micro-ordinateur Pentium 4 1,8 GHz.

5.1 Introduction de l'ancienneté

Sans introduire l'ancienneté (la durée d'emploi dans l'entreprise où le salarié est embauché en mars 1997), tous les modèles autres que le modèle (P) donnent soit une censure du mauvais signe soit des écarts-types gigantesques pour cette variable. Cette difficulté d'estimation pourrait être imputée aux spécifications choisies si d'autres auteurs n'avaient pas rencontré des difficultés analogues dans le même contexte. Ainsi, rappelons que Laroque et Salanié (2003) sont conduits à présenter des résultats correspondant à un maximum local mais non global de leur vraisemblance. Ceci témoigne à nos yeux de la fragilité des estimations d'un tel modèle sur des données portant uniquement sur les ménages. Des données de panel appariant ménages et entreprises auraient peut-être permis des résultats plus robustes.

Quoi qu'il en soit, nous sommes conscients des biais d'endogénéité susceptibles d'être véhiculés par la variable d'ancienneté, biais bien évidemment par rapport à l'emploi, mais également par rapport au salaire comme l'ont montré Abowd *et alii* (1999). Dans cet article, nous n'avons pas procédé à un traitement correcteur de cette endogénéité[19], mais nous pensons cependant que les résultats obtenus sont néanmoins éclairants.

La distribution de l'ancienneté chez les employés indique que plus de 9% des femmes et plus de 11% des hommes ont moins d'un an d'ancienneté. La moyenne chez les hommes est de 10,6 années et de 11,6 chez les femmes. La "densité" est assez nettement décroissante.

[Insertion Figure 6]

Les résultats des différents modèles sont présentés dans les tableaux A1 et A2 en annexe.

5.2 Equations de salaire

La première chose remarquable est certainement que le coefficient de corrélation ρ_0 entre les aléas des deux équations de salaire est très stable et aux alentours de 75% pour les femmes. Il n'est pas affecté par les différences de modélisation qui touchent l'emploi. Pour les hommes, par contre, dans deux modèles, le modèle E et RE, ce coefficient de corrélation est plus faible. D'une manière générale, les coefficients sont très stables pour les femmes. Pour les hommes, on remarque que pour les deux mêmes modèles, le terme d'ordre 1 correspondant à l'ancienneté n'est plus significatif.

Un diplômé de l'enseignement supérieur de sexe masculin ou féminin, titulaire d'un troisième cycle a une productivité de 50% supérieure à celle du non diplômé. Celle du bachelier, professionnel ou général n'est que 20% supérieure. Les deux équations de salaire témoignent de rendements de l'éducation assez voisins, bien que l'on puisse déceler quelques différences importantes. Par exemple, le rendement du bac général en terme de revenu

[19] Tous les instruments potentiels sont déjà utilisés par ailleurs pour l'estimation du modèle.

d'activité annuel est particulièrement faible pour les hommes et le gain n'est que 10% par rapport au non diplômé. La différence entre les deux notions de salaire tient dans le nombre d'heures de travail annuel. Il faut donc comprendre que les titulaires du seul baccalauréat travaillent moins dans l'année en moyenne que les non-diplômés. L'ancienneté joue un plus grand rôle chez les femmes que chez les hommes (un gain de 4% pour une année chez les femmes contre moins de 2% pour les hommes), ce qui est logique car l'ancienneté apporte une information moins corrélée avec l'âge dans le cas des femmes du fait d'épisodes de retrait du marché du travail plus importants sur le cycle de vie professionnel.

La productivité dans la région parisienne est supérieure de 7% à 8% à celle en province toutes choses égales par ailleurs mais l'écart est un peu plus important, lorsque l'on tient compte de la durée du travail (10% à 11%). Le fait d'être étranger ou né à l'étranger entraîne une baisse de salaire horaire de 15%, pour les hommes, mais curieusement cette baisse n'est que 5% à 6% pour les femmes. Lorsqu'on l'on raisonne en termes de revenu d'activité annuel, la comparaison est inverse. La pénalisation n'atteint plus que 7% pour les hommes, alors qu'elle monte à 12% chez les femmes. Donc on peut conclure que les hommes étrangers isolés sont relativement moins productifs que les femmes étrangères isolées en raisonnant par rapport à leurs équivalents français, mais qu'ils compensent cette infériorité en travaillant relativement plus.

5.3 Equations d'emploi

Il apparaît en premier lieu que le coefficient de corrélation ρ_1 entre l'équation de participation et l'équation de salaire annuel est négatif. C'est une caractéristique que l'on retrouve dans les résultats de Laroque et Salanié mais ce coefficient dans nos estimations a tendance à être plus fort en valeur absolue. Les valeurs de ce coefficient s'étagent entre -37% et -65% pour les femmes[20]. Exprimé d'une autre manière, ce coefficient est du signe (négatif) du coefficient du revenu disponible d'inactivité, ceci dans tous les modèles et pour les deux sexes. Cela implique qu'un choc sur le salaire annuel a deux effets sur les termes de l'équation de participation. En sus de l'effet mécanique de hausse du revenu disponible d'activité, effet bénéfique sur la participation, ce choc a également une répercussion semblabe à celle d'une augmentation de l'utilité de réserve, qui indubitablement représente un effet négatif sur la participation. L'effet total est la résultante de ces deux forces qui jouent en sens contraire et un calcul révèle que l'effet total est toujours positif. Maintenant, un choc positif sur le revenu disponible d'activité réalisé au moyen de transfert (par exemple du type de celui provoqué par la prime pour l'emploi) d'un même montant que le choc sur le salaire précédemment évoqué aurait le même effet positif, sans induire le même effet négatif. On en conclut donc, selon nos estimations, qu'une hausse du revenu disponible d'activité de x% suite à l'instauration d'une prime pour l'emploi par exemple aurait un impact plus grand sur la participation qu'une hausse de x% de ce même revenu d'activité suite à une hausse des salaires. Une interprétation économique du signe négatif transparaît dans le cas où la hausse du salaire annuel provient d'un accroissement des heures de travail. Le coefficient de corrélation négatif ρ_1 traduit le coût en terme d'utilité de ce supplément d'heures.

Soulignons en second lieu que nos résultats ne souffrent pas d'un problème d'identification paramétrique, puisqu'il y a au moins deux variables explicatives de l'emploi et non du salaire qui sont significatives quel que soit le modèle, ce sont le revenu disponible d'inactivité et les

[20] La valeur obtenue par Laroque et Salanié (2003) est de -0,428 (Tableau 8.4 p.100).

enfants de moins de trois ans pour les femmes, le revenu disponible d'inactivité et le nombre d'enfants (ce dernier jouant positivement sur l'emploi) pour les hommes. Les variables d'âge ne sortent jamais chez les hommes, et sortent moyennement chez les femmes. Les enfants de plus de 3 ans ne sont pas significatifs chez les femmes, mais la variable de handicap est toujours très significative, tant qu'elle fait partie des variables d'une équation de participation ou d'emploi.

Pour interpréter le signe et la valeur des coefficients devant les variables financières, il convient de revenir à l'équation de définition de la variable latente, où les incitations financière interviennent de manière additive sous la forme $L_i^* = \beta_1 \ln(R_i(y_i)) + \beta_0 \ln(R_{i0})$. Nous cherchons à interpréter ces coefficients en termes d'effet prix et d'effet revenu. Le "prix" du travail est donné par $z_i = R_i(y_i) - R_{i0}$ tandis que R_{i0} donne bien la variable de revenu. On cherche comment varie L_i^* en fonction de z_i et de R_{i0} pour appréhender le signe de l'effet prix et de l'effet revenu sous-jacent aux estimations. Le calcul des dérivées partielles de la variable latente en fonction de z_i et de R_{i0} nous donne

$$\begin{aligned}
\frac{\delta L_i^*}{\delta R_{i0}} &= \frac{\beta_1 R_{i0} + \beta_0 R_i(y_i)}{R(y_i) R_{i0}} < 0 \iff \frac{\beta_1}{-\beta_0} < \frac{R_i(y_i)}{R_{i0}} \\
\frac{\delta L_i^*}{\delta z_i} &= \frac{\beta_1}{R_i(y_i)} \text{ du signe de } \beta_1.
\end{aligned}$$

Etant donné que $\beta_1 > 0$ dans toutes les estimations, nous concluons à un effet prix positif, une augmentation de la rémunération du travail augmente bien la probabilité d'emploi. L'effet revenu est négatif en terme d'activité et donc positif en terme de loisir (le loisir est un bien normal) si le rapport des coefficients est inférieur en valeur absolue au rapport des revenus disponibles. L'examen des estimations pour les femmes nous enseigne que le rapport des coefficients varie suivant les modèles de 1,19 à 1,43. Donc, dès que la femme isolée gagne 43% de plus en travaillant qu'en ne travaillant pas, le loisir est un bien normal pour tous les modèles. Pour un certain nombre de modèles, en fait tous les autres modèles autre que le modèle P et le modèle E, ce seuil tombe aux alentours de 20%. Pour les hommes, ce seuil est encore plus bas, jusqu'à 8% pour 4 modèles mais il s'envole pour trois modèles, le modèle P, E et RE et il atteint au maximum 269% avec ce dernier modèle. Les modèles avec une plage importante de revenus disponibles pour laquelle le loisir est un bien inférieur sont ceux-là mêmes qui s'ajustent le moins bien aux données (voir ci-dessous).

5.4 Equations de censure

La figure ci-dessous compare la forme de la censure pour les hommes et pour les femmes pour les modèles Emploi-Censure (EC).

[Insérer Figure 7]

La censure est plus prononcée pour les hommes que pour les femmes. Lorsque la productivité atteint les 3/4 du SMIC, un homme n'a que 40% de chances de trouver une entreprise qui accepte de l'embaucher, alors qu'une femme en a près de 60%. Ce résultat est peut-être dû à la correction des heures suite au calage sur DADS qui a été plus importante chez les hommes que chez les femmes. En diminuant relativement plus les heures des hommes, nous avons augmenté relativement plus le salaire des hommes que les celui des femmes, ce qui a eu pour effet d'amplifier le déplacement vers la droite de la distribution cumulative des salaires

des hommes par rapport au déplacement de celle des femmes. Ceci ne prouve cependant pas que la correction ne devait pas être entreprise car il est encore possible que les hommes surestiment plus leurs heures de travail que ne le font les femmes.

5.5 Equations de réception

Les variables qui sont censées influer sur la réception sont modérément significatives. Chez les femmes, le chômage départemental est presque toujours significatif, sauf dans le modèle (PE). Chez les hommes, cette même variable se révèle significative dans 2 modèles, le modèle RPC et le modèle PE. La variable de handicap, lorsqu'elle figure dans l'équation de réception, ne se révèle pas significative chez les hommes. Elle reste significative chez les femmes, mais moins que lorsqu'elle figure dans l'équation de participation.

5.6 Qualité de l'ajustement

Les valeurs du logarithme de la vraisemblance ne sont pas toutes comparables entre elles. En particuler, la valeur pour le modèle de participation (P) ne peut être comparée en toute rigueur à celles des autres modèles, dans la mesure où dans le premier modèle on n'estime pas une équation du coût du travail. En conséquence, on estime dans le premier modèle une densité marginale, alors que dans les autres modèles, on estime une densité jointe du salaire et du coût du travail. Cependant il est permis de constater que les plus mauvaises vraisemblances[21] sont obtenues assez nettement pour le modèle où tous les facteurs d'emploi sont substituables (modèle E) où pour le modèle où la censure et la participation sont substituables (modèle RE). Cette conclusion est valable aussi bien pour les hommes que pour les femmes.

Pour compléter les enseignements apportés par l'étude de la vraisemblance, nous avons calculé les valeurs du R^2 généralisé qui se calcule comme le rapport de la variance expliquée par le modèle à la variance de la variable que l'on cherche à expliquer, ici, l'état d'emploi. Nous devons souligner d'abord que les valeurs élevées obtenues ne doivent pas être surinterprétées. Le fait d'introduire l'ancienneté permet d'augmenter assez mécaniquement le R^2. Sur les hommes, dans le modèle (P), la valeur de ce coefficient est de 20%, lorsqu'on n'introduit pas l'ancienneté. Après introduction de cette variable, il s'élève à 38%. Ce qui nous paraît digne d'intérêt, c'est la comparaison des niveaux de ce R^2 selon les différents modèles.

[Insérer Tableau 2]

Il apparaît assez nettement pour les deux sexes que le R^2 chute lorsque la censure n'est pas isolée de la participation, comme c'est le cas dans le modèle (E) et le modèle (RE). Il est donc possible d'énoncer que les données sont mieux ajustées par un modèle exprimant une forte complémentarité entre la censure au SMIC et la participation. Le modèle de participation tout simple occupe une position intermédiaire. Il est assez remarquable qu'il n'occupe pas le dernier rang quant à ses qualités prédictives. Nous ne comparerons pas les autres modèles dont les qualités prédictives sont assez similaires, les différences entre les R^2 étant de faible amplitude.

[21] L'on ne peut malheureusement pas s'appuyer sur des tests de rapports de vraisemblance dont la validité demande à ce que les modèles soient emboîtés.

Les résultats des prédictions par catégorie de diplômes consignés dans le tableau ci-dessous permettent de se rendre compte que les modèles E et RE sont nettement moins performants que les autres et surestiment les probabilités d'emploi. Il est à noter que tous les modèles surestiment les probabilités d'emploi des diplômés de l'enseignement supérieur de deuxième et troisième cycle.

[Insérer Tableau 3]

5.7 L'impact d'un changement des incitations financières selon les modèles

Nous considérons deux cas types suivant que le célibataire (homme ou femme) de 30 ans, sans enfant, qui touche du RMI et de l'allocation logement et qui habite la région parisienne, a une productivité égale ou inférieure au SMIC (0,8 SMIC). On veut alors simuler l'impact de deux réformes, la première augmente de 10% le montant du revenu disponible d'activité, par exemple à travers la Prime pour l'Emploi, tandis que la seconde augmente de 10% le RMI. Les variations des probabilités d'emploi sont retracées dans le tableau ci-dessous.

[Insérer Tableaux 4 et 5]

Chez les smicardes, le gain de probabilité suite à la première réforme est remarquablement proche pour quatre modèles (entre 10,5% et 10,9%). Il est plus faible pour les deux modèles qui ont les moins bonnes performances en terme de reproduction des données (entre 6,8% et 7,8%) et le simple modèle de participation donne une valeur encore supérieure à tous les autres 11%. L'ordre de grandeur chez les smicards est comparable. Lorsqu'on examine maintenant le retour à l'emploi d'un individu qui a une productivité inférieure au SMIC, le mouvement est amplifié mais les écarts de prédiction ne sont pas bouleversants. Nous pouvons conclure qu'un changement dans les conditions financières qui président à la reprise d'un emploi est de nature à augmenter d'une manière substantielle le taux d'emploi. Il apparaît également que l'augmentation de la probabilité d'emploi est un peu plus forte chez les hommes que chez les femmes.

Concernant une hausse du RMI, la contraction de la probabilité d'emploi reste assez voisine suivant les modèles pour les femmes. Pour les hommes, les prédictions sont beaucoup plus contrastées, du moins pour les smicards.

6 Conclusion

Plusieurs enseignements se dégagent de cette étude. En premier lieu, les trois facteurs de non-emploi semblent bien coexister. Les deux facteurs dominants sont la censure et la participation, mais il faut tempérer cette remarque en ajoutant que la description des difficultés de réception reste assez pauvre. C'est en particulier le seul obstacle à l'emploi pour lequel nous ne disposons pas de données proprement individuelles et en conséquence la contribution à l'explication de la variance du non-emploi en sera toujours minorée. Le fait que le chômage départemental apparaisse comme une variable significative laisse à penser qu'une description plus fine des marchés du travail serait de nature à accroître la part de ce facteur dans le non-emploi.

Il faut également constater que le modèle de participation pur ne semble pas le mieux placé pour décrire la situation du non-emploi chez les personnes isolées en 1997. En particulier,

sur les hommes, ce modèle ne semble pas donner des résultats très satisfaisants, en raison d'effets revenus bizarroïdes. Toutefois, la prise en compte d'autres aspects du non-emploi ne fait pas disparaître les incitations financières comme possible explication du non-emploi. Il est important de constater que s'agissant des hommes célibataires, c'est une des premières fois que l'impact des incitations financières est mis en lumière. Dans tous les modèles, ces variables financières sortent très significatives et les différences de prédiction quant à leur impact sur la participation ne sont pas d'un ordre de grandeur considérable. Nous trouvons que le loisir est un bien normal et nous montrons que l'effet en terme de gain de participation d'une augmentation transitoire du salaire annuel de x euros serait plus faible que celui entraîné par une augmentation d'un transfert du type prime pour l'emploi du même montant.

En troisième lieu, la comparaison des différents modèles quant à leur caractère prédictif tournent à l'avantage des modèles où la censure au SMIC intervient d'une manière complémentaire à la participation. Par contre, il n'apparaît pas de tendance nette quand à l'association de la réception avec l'un des autres obstacles à l'emploi. La différence de caractère prédictif entre une modélisation substituable ou complémentaire s'agissant de ces deux couples de causes du non-emploi n'est de toute façon pas très marquée, et donc le modèle strictement complémentaire retenu par Laroque et Salanié fait partie de la gamme des modèles que l'on peut recommander pour des études ultérieures.

A cet endroit, il convient sans doute de procéder à une comparaison un peu systématique avec leur travail. S'il n'y avait de différences de champ, d'utilisation des données, de modélisation économique, et de modélisation économétrique, et si nous avions distingué temps plein et temps partiel, le modèle de Laroque Salanié serait l'un des modèles testés. Mutatis mutandis, notre travail tend à montrer que leur choix en matière de modèlisation des trois formes de non-emploi est non-dominé. Non obstant les différences de modélisation, notre travail montre également que le même type de modélisation pouvait rendre compte également du non-emploi des hommes. Jusque là, les essais faits par Laroque et Salanié (2000) pour étendre leurs problématiques aux hommes n'ont pas été couronnés de succès. En outre, la possibilité d'estimer séparément ce type de modèle sur les femmes isolés sans les mélanger avec les femmes en couples peut également être considéré comme un succès[22]. Ces avancées trouvent leur origine dans la prise en compte des données de la base Revenus Fiscaux qui permettent de bien appréhender les revenus hors travail et en particulier les pensions alimentaires et les pensions de reversion qui jouent un rôle non négligeable comme revenu d'appoint pour les femmes isolées. Notre travail, en cela, peut être vu comme un exemple d'utilisation raisonnée d'une des plus belles bases de données concernant les ménages offertes par la statistique française, l'appariement de Revenus Fiscaus et de l'enquête Emploi. Quant à la non differenciation entre temps plein et temps partiel adoptée dans cette étude, elle est essentiellement commandée par le fait que travaillant sur les isolés, l'échantillon est de taille réduite et n'autorise pas une grande latitude à cet égard (voir infra). Il y a ensuite de petites différences de spécifications économétriques et pour pouvoir les départager, il faudrait les tester sur le même échantillon. Notre but n'était pas ici d'offrir une alternative concurrente de la leur mais de la compléter en matière de champ, sur la façon de traiter les données et de répondre empiriquement à une interrogation sur le caractère substituable ou complémentaire

[22] Les premiers essais faits par Laroque et Salanié (2000) concernant les femmes isolées n'étaient pas non plus encourageants. Dans leur dernier travail, ils procèdent à une estimation sur l'ensemble des femmes isolées et en couple.

de différentes formes de non-emploi.

L'analyse demande à être prolongée dans plusieurs directions. En premier lieu, les personnes qui travaillent à temps partiel n'ont pas été distinguées de celles qui travaillent à temps plein dans cette étude. Sur les hommes, aucune autre alternative n'est possible, vu le faible nombre d'individus travaillant à temps partiel. Pour les femmes, un raffinement est envisageable mais la faiblesse numérique du sous-échantillon des employés à temps partiel (564) est de mauvais augure[23]. Une solution serait d'empiler les données sur plusieurs années. En second lieu, il convient de s'interroger sur le rôle de la conjoncture. Nous pouvons estimer séparément le modèle sur un échantillon de même type portant sur l'année 1998 ou empiler les données sur les deux années 1997 et 1998. La réception d'offre n'est pas servie par les variables adéquates et il reste là aussi des marges de progression, en fonction des données que nous pourrions recueillir. L'extension au cas des femmes et des hommes en couple peut aussi s'envisager, malgré les réserves que suscite le modèle unitaire du ménage. Mais auparavant, il conviendrait d'apporter une réponse au problème d'endogéneité de l'ancienneté.

References

[1] Abowd J., F.Kramarz et D.Margolis, "High Wage Workers and High Wage Firms," *Econometrica*, March 1999.

[2] Blundell R. et T.MaCurdy " Labour supply : A review of alternative approaches" Handbook of Labour Economics vol III

[3] Bourguignon.F et T. Magnac "Labour supply and taxation in France" Journal of Human Resources 25,358-389.

[4] Fleurbaey M., C.Hagneré, M.Martinez et A.Trannoy (1999), Les minimas sociaux français : entre compensation et responsabilité, *Economie et Prévision*, n° 138-139, pp. 1-23.

[5] Gravel N, C. Hagneré et N. Picard (2000), Minima sociaux et offre de travail : Evaluation d'une réforme à l'aide d'un modèle de microsimulation dynamique, Document de travail THEMA n° 2000-52.

[6] Gravel N., C.Hagneré, N.Picard et A. Trannoy (2001), Une évaluation des impacts incitatifs et redistributifs d'une réforme des minima sociaux, *Revue Française d'Economie*, vol 16, 1, pp. 125-165.

[7] Gurgand M. et D. Margolis (2001), RMI et revenus du travail : une évaluation des gains financiers à l'emploi, *Economie et Statistique*, n° 346-347, 6-7, 103-123.

[8] Hagneré C. (2001), Les minima sociaux en France : analyse économique d'une réforme, Thèse de Doctorat, Université de Cergy-Pontoise.

[9] Hagneré C. et A.Trannoy (2001), L'impact conjugué de trois ans de réforme sur les trappes à inactivité, *Economie et Statistique*, n° 346-347, 6-7, 161-185.

[23] Les premiers essais réalisés en ce sens ne sont pas concluants.

[10] Hagneré C., N.Picard, A. Trannoy et K. Van der Straeten (2002), La Prime pour l'emploi est-elle optimale ? *Economie Publique, Etudes et Recherches*, 11, 2002.

[11] Heckman J., 1993, What has been learned about labor supply in the past twenty years, *American Economic Review,* LXXXIII, 116-121.

[12] Laroque G., (2002), Income Maintenance et Labor Force Participation, Conférence Présidentielle ESEM Venise, mimeo CREST.

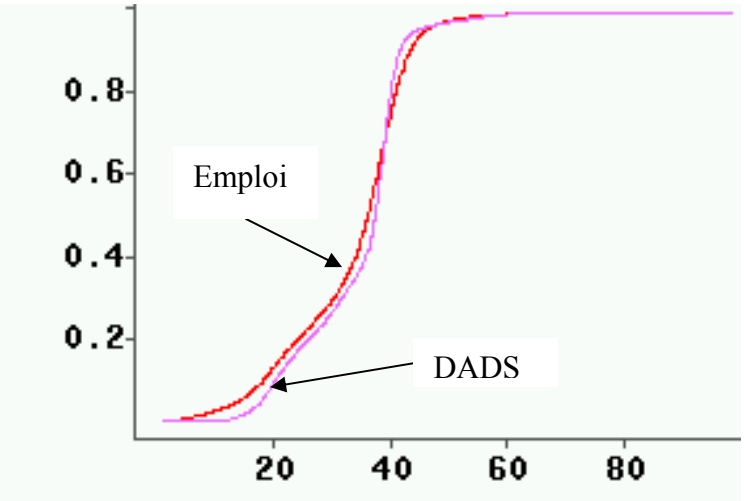
[13] Laroque G. et B.Salanié , (2002) Labour market institutions and employment in France, *Journal of Applied Econometrics*, 17, 25-48.

[14] Laroque G. et B.Salanié (2000), Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi, , Document de travail INSEE G2000 /11.

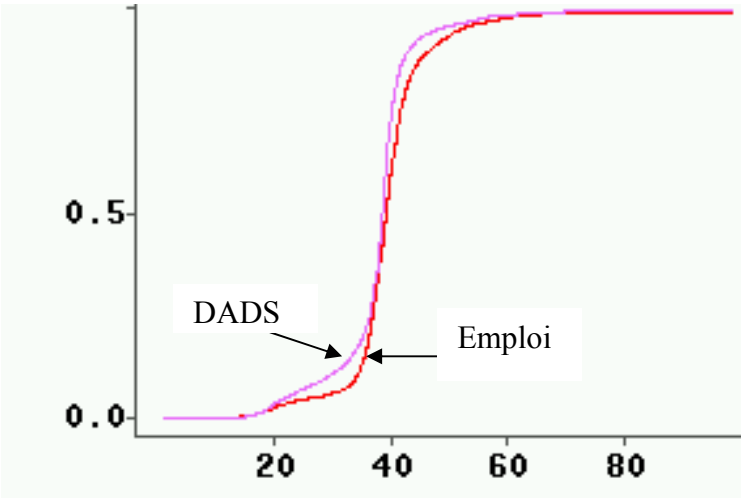
[15] Laroque G. et B.Salanié (2003), Institutions et emploi, Les femmes et le marché du travail en France, Economica.

[16] Laroque G. et B. Salanié (2000), Une décomposition du non-emploi en France, *Economie et Statistique*, n° 331, pp. 47-66.

Figure 1 : Répartition des heures Enquête Emploi et DADS

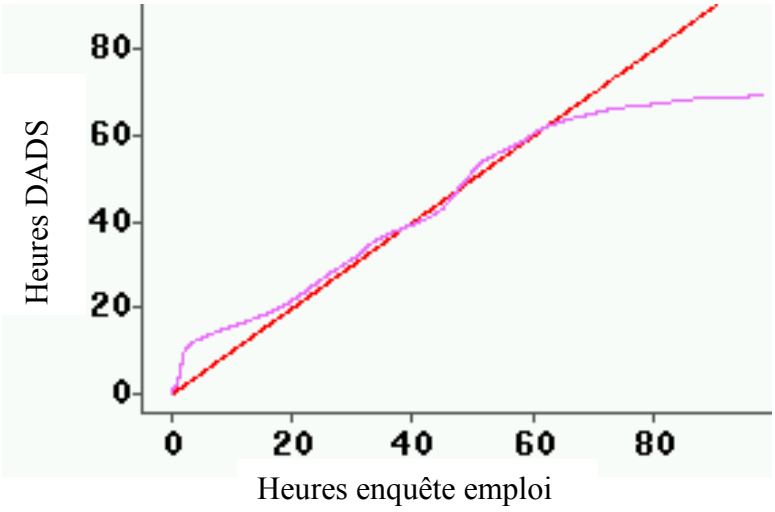


Femmes

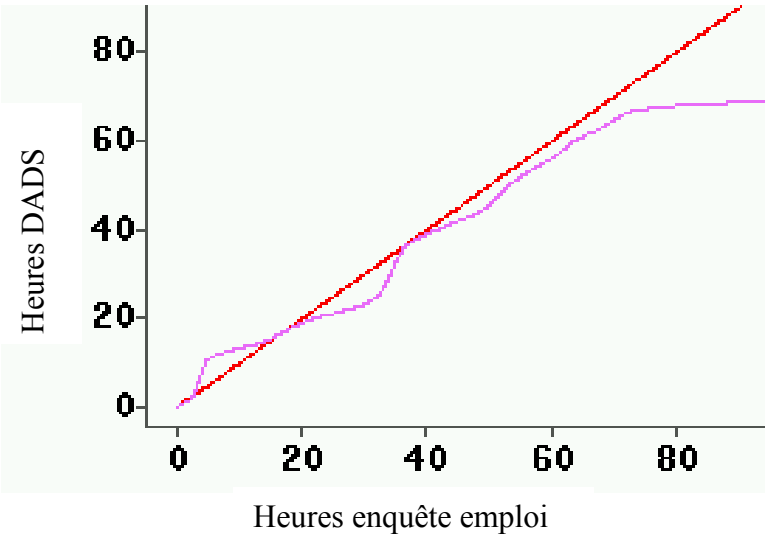


Hommes

Figure 2 : Fonction de passage des heures Enquête Emploi aux heures DADS

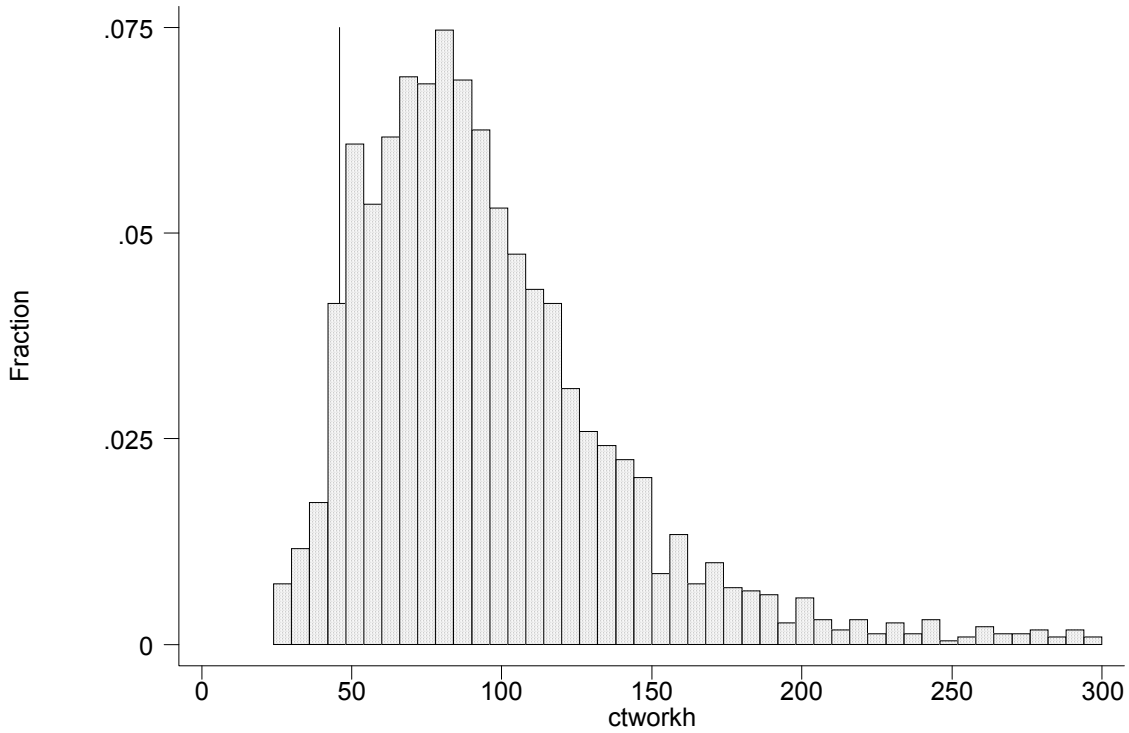


Femmes

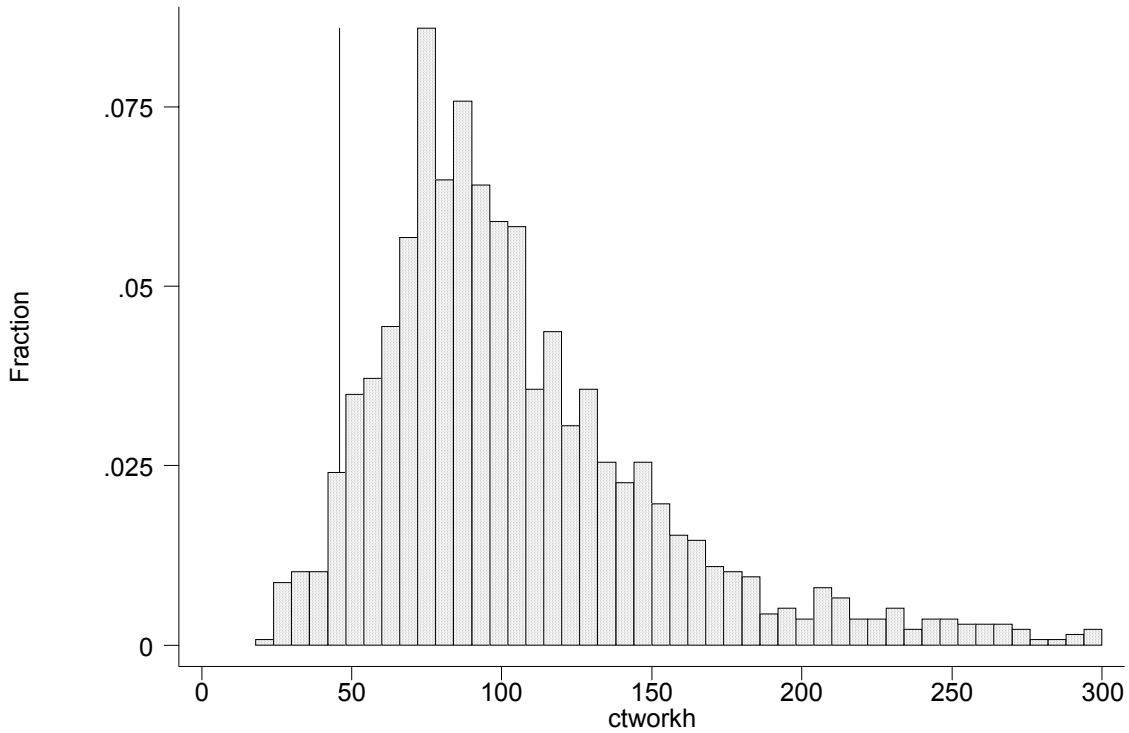


Hommes

Figure 3 : Distribution des coins salariaux horaires (des employés)

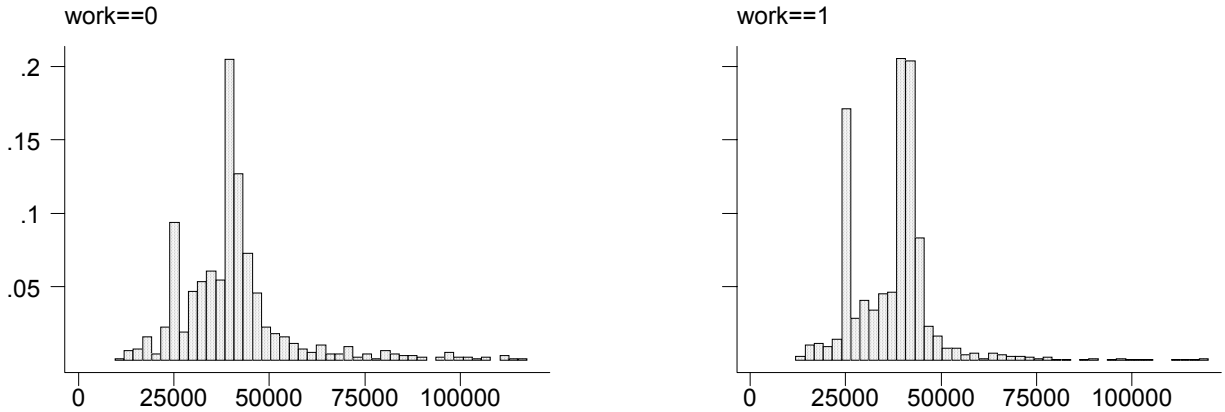


Femmes

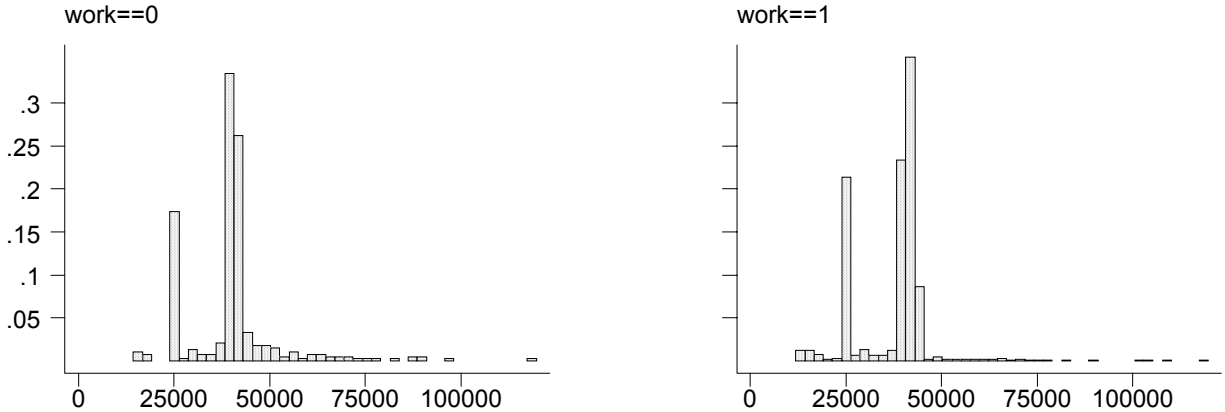


Hommes

Figure 4 : Revenu disponible équivalent d'inactivité

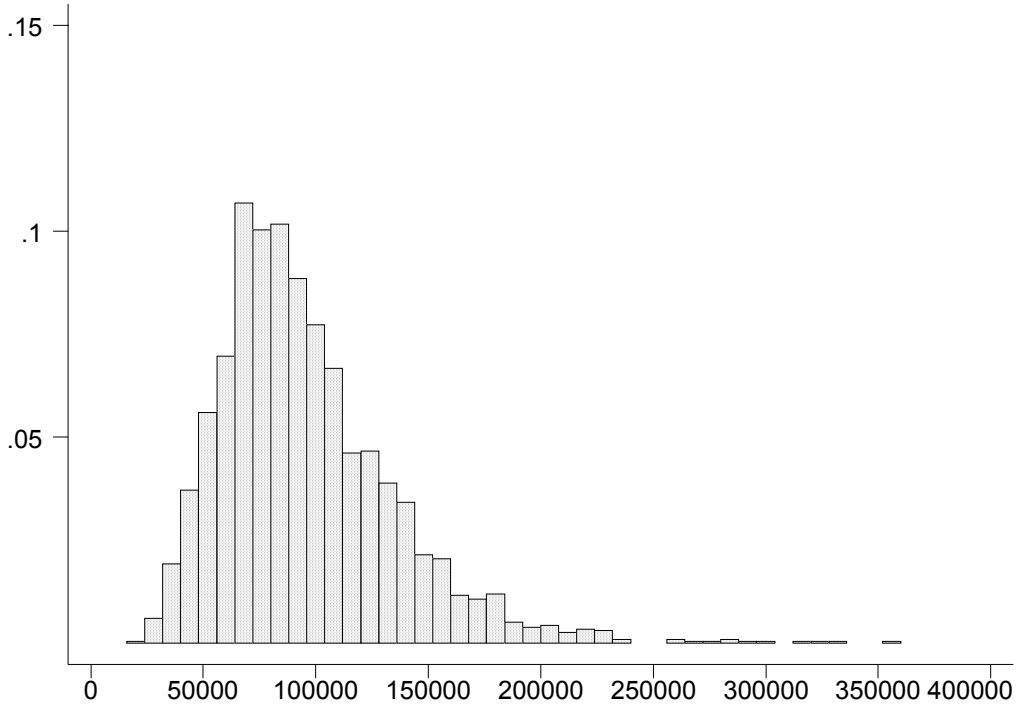


Femmes

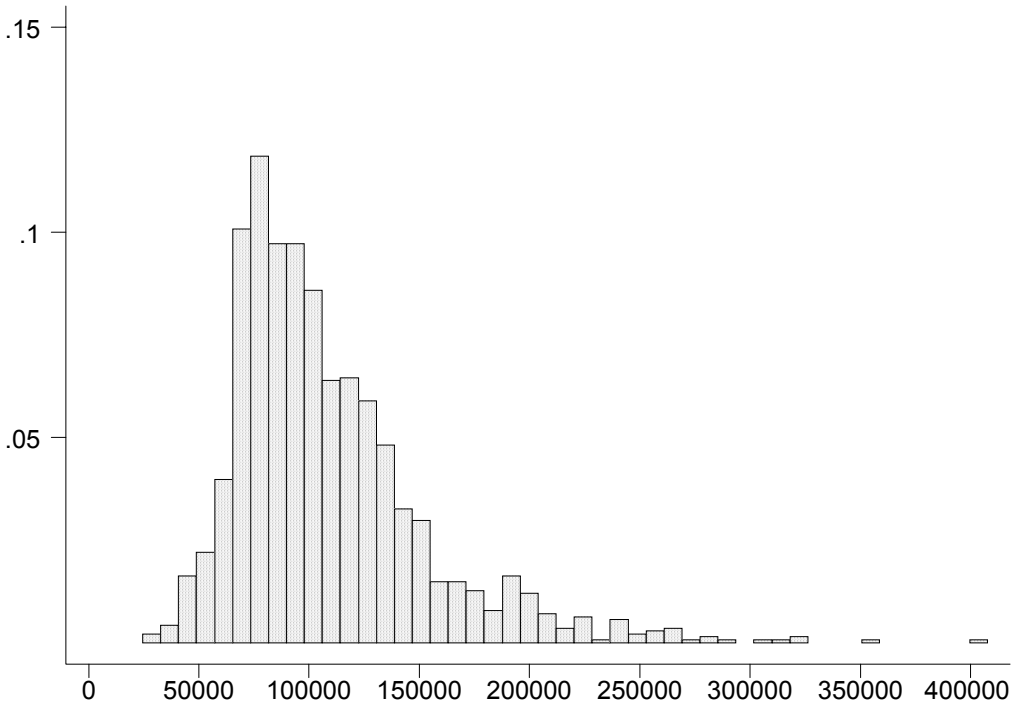


Hommes

Figure 5 : Revenu disponible équivalent d'activité (des employés)

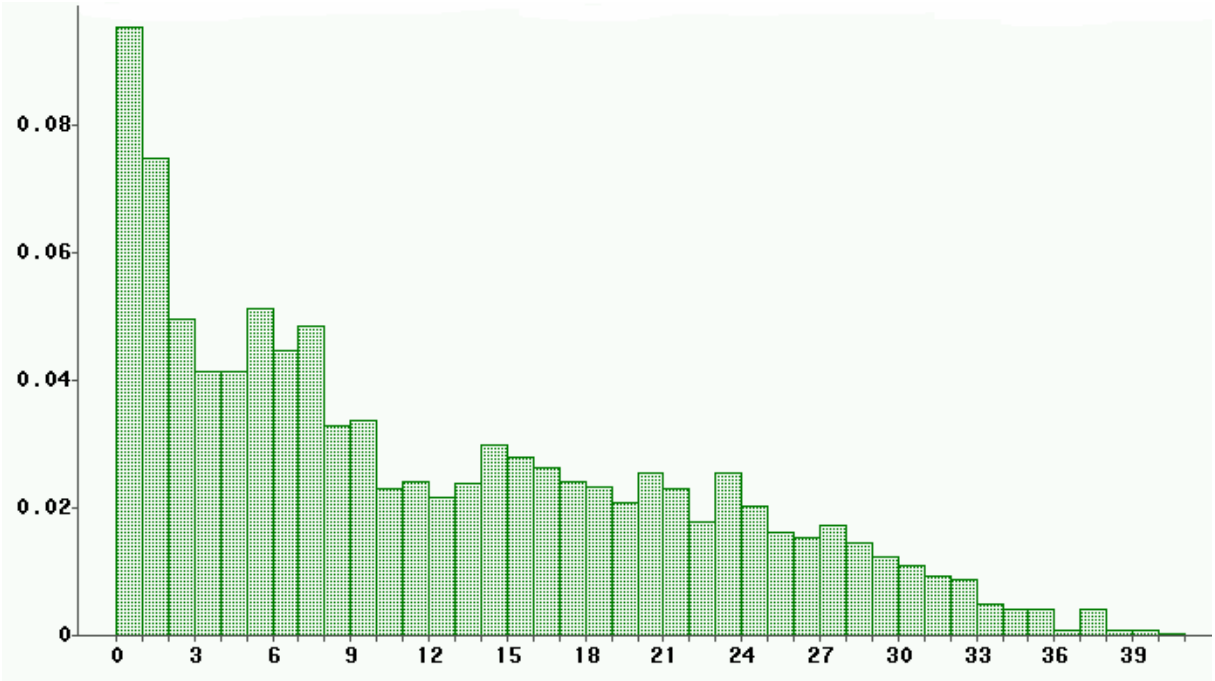


Femmes

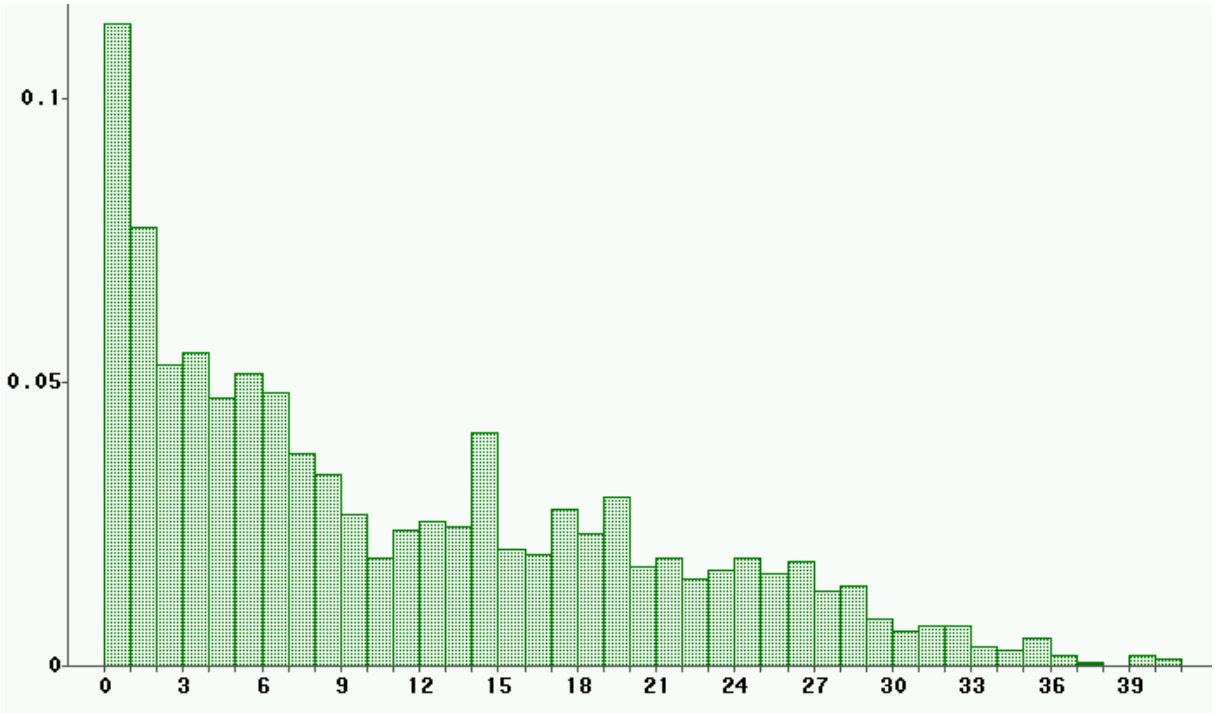


Hommes

Figure 6 : distribution de l'ancienneté (des employés)



Femmes



Hommes

Figure 7 : Probabilité de non-censure (modèle EC)

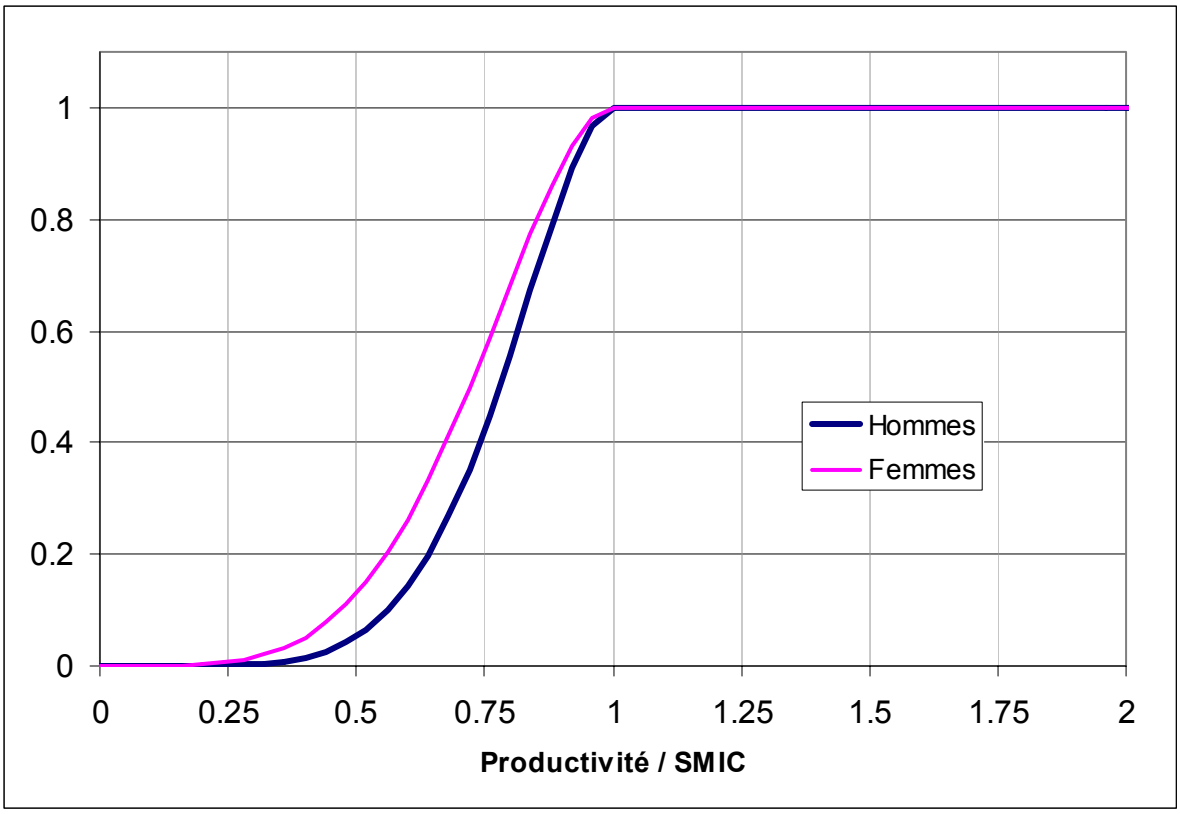


Tableau 1 : Statistiques descriptives

	Femmes		Hommes	
	Moyenne	Freq	Moyenne	Freq
Age	42.28		39.93	
Revenu d'inactivité / u.c.	39197		38316	
Nombre d'enfants	0.74		0.127	
age < 3 ans	0.047		0.002	
age > 3 ans et ≤ 6ans	0.067		0.006	
age > 6 ans et ≤ 20 ans	0.47		0.08	
sans diplôme - CEP		31.80%		28.80%
BEPC		8.56%		6.12%
CAP-BEP		23.19%		28.50%
BAC PRO		5.38%		6.83%
BAC		7.57%		4.82%
SUP cycle 1		6.67%		9.57%
SUP cycle 2		12.77%		6.38%
SUP cycle 3		4.06%		9.51%

Tableau 2 : Qualité d'ajustement

Femmes

Modèle	Probabilité d'emploi	tous		non emp		emp		R^2g
		mean	std err	mean	std err	mean	std err	
P	observée	0.73176	0.44308	0		1		0.4219
	estimée	0.73772	0.28781	0.42216	0.25898	0.8534	0.19629	
E	observée	0.73176	0.44308	0		1		0.3236
	estimée	0.78169	0.25204	0.50025	0.21482	0.88486	0.1735	
EC	observée	0.73176	0.44308	0		1		0.474
	estimée	0.74637	0.30504	0.39378	0.25698	0.87562	0.20125	
RE	observée	0.73176	0.44308	0		1		0.3222
	estimée	0.77149	0.25149	0.49726	0.23121	0.87202	0.17027	
PE	observée	0.73176	0.44308	0		1		0.48
	estimée	0.74822	0.30699	0.39363	0.26239	0.87819	0.20092	
RPC	observée	0.73176	0.44308	0		1		0.4773
	estimée	0.74758	0.30611	0.3946	0.26554	0.87698	0.19892	
RPC'	observée	0.73176	0.44308	0		1		0.4754
	estimée	0.74728	0.3055	0.396	0.26005	0.87605	0.20187	

Hommes

Modèle	Probabilité d'emploi	Ensemble		non employés		employés		R^2g
		mean	std err	mean	std err	mean	std err	
P	observée	0.78053	0.41393	0		1		0.387
	estimée	0.78511	0.25743	0.46406	0.26578	0.87538	0.16747	
E	observée	0.78053	0.41393	0		1		0.258
	estimée	0.86083	0.2102	0.59002	0.18696	0.93697	0.14287	
EC	observée	0.78053	0.41393	0		1		0.498
	estimée	0.80895	0.29197	0.40158	0.27282	0.9235	0.16924	
RE	observée	0.78053	0.41393	0		1		0.257
	estimée	0.86153	0.20978	0.59164	0.18736	0.93742	0.14256	
PE	observée	0.78053	0.41393	0		1		0.486
	estimée	0.80275	0.28867	0.42056	0.30248	0.91022	0.16914	
RPC	observée	0.78053	0.41393	0		1		0.483
	estimée	0.80179	0.28759	0.42099	0.30331	0.30331	0.16748	
RPC'	observée	0.78053	0.41393	0		1		0.473
	estimée	0.80336	0.28461	0.42761	0.29106	0.90902	0.17107	

Tableau 3 : probabilités d'emploi par diplôme

Femmes

	observé	p	e	ec	re	pe	rpc	rpcp
BAC c3	88.5%	96.9%	97.8%	97.5%	94.7%	97.5%	97.1%	97.1%
BAC c2	91.1%	95.7%	96.8%	96.5%	94.6%	96.5%	96.2%	95.8%
BAC c1	91.0%	90.6%	92.8%	92.4%	92.1%	92.6%	92.5%	92.4%
BAC	79.2%	82.8%	85.9%	83.9%	86.0%	84.3%	84.3%	84.4%
BAC PRO	82.8%	83.9%	86.7%	85.8%	87.5%	86.9%	86.9%	86.8%
CAP-BEP	73.9%	72.5%	77.8%	74.0%	77.5%	74.5%	74.5%	74.5%
BEPC	76.2%	76.1%	82.2%	78.4%	80.9%	78.6%	78.5%	78.7%
sans diplôme & CEP	55.9%	54.9%	61.0%	54.6%	59.6%	54.4%	54.4%	54.5%

Hommes

	observé	p	e	ec	re	pe	rpc	rpcp
BAC c3	94.8%	98.6%	98.9%	99.4%	98.9%	97.9%	97.6%	97.7%
BAC c2	91.9%	95.3%	96.2%	96.7%	96.1%	95.3%	95.0%	94.9%
BAC c1	87.8%	92.2%	95.6%	95.2%	95.7%	95.0%	94.7%	94.8%
BAC	82.7%	85.1%	90.1%	85.4%	90.3%	85.9%	85.8%	85.6%
BAC PRO	84.1%	85.2%	90.8%	87.8%	91.0%	87.5%	87.5%	87.7%
CAP-BEP	78.7%	77.3%	86.5%	81.1%	86.5%	80.4%	80.4%	80.6%
BEPC	69.9%	76.7%	84.9%	77.5%	85.0%	77.0%	77.0%	77.9%
sans diplôme	64.9%	62.2%	74.3%	64.4%	74.4%	63.8%	63.8%	63.9%

Tableau 4 : probabilités d'emploi (Pe) d'un smicard

Femmes

	P	E	EC	RE	PE	RPC	RPC'
référence							
Pp	61.695	70.571	68.947	75.461	70.786	71.993	72.002
Pr				93.374	97.662	98.308	98.132
Pnc			1			1	1
Pe	61.695	70.571	68.947	70.461	69.131	70.774	70.657
RDact+10%							
Pp	72.731	77.361	79.405	83.803	81.64	82.78	83.082
∆Pe	11.036	6.79	10.458	7.7895	10.6	10.604	10.873
RMI+10%							
Pp	56.574	67.488	63.146	70.52	64.521	65.652	65.344
∆Pe	-5.121	-3.083	-5.8	-4.613	-6.119	-6.233	-6.534

Hommes

	P	E	EC	RE	PE	RPC	RPC'
référence							
Pp	40.483	48.629	47.877	48.221	40.346	40.267	39.438
Pr				99.973	93.255	97.81	97.872
Pnc			1			1	1
Pe	40.483	48.629	47.877	48.208	37.625	39.385	38.599
RDact+10%							
Pp	49.437	54.549	57.013	54.28	50.107	50.005	49.956
∆Pe	8.9547	5.9193	9.1361	6.0575	9.1026	9.5239	10.294
RMI+10%							
Pp	38.167	47.298	41.523	46.925	33.447	33.269	31.681
∆Pe	-2.316	-1.332	-6.354	-1.296	-6.434	-6.845	-7.592

Tableau 5 : probabilités d'emploi (Pe) d'un individu de productivité égale à 0.8 smic

Femmes

	P	E	EC	RE	PE	RPC	RPC'
référence							
Pp	44.146	24.839	50.881	29.469	51.349	52.286	51.625
Pr				93.374	62.694	98.308	98.132
Pnc			68.234			69.217	68.748
Pe	44.146	24.839	34.718	27.517	32.193	35.578	34.829
SMIC+10%							
Pp	56.354	31.93	63.62	40.424	65.115	66.283	66.103
ΔPe	12.208	7.0905	8.6919	10.229	8.6301	9.5243	9.767
RMI+10%							
Pp	40.067	22.702	45.886	25.525	45.846	46.625	45.695
ΔPe	-4.078	-2.138	-3.408	-3.682	-3.45	-3.852	-4.001

Hommes

	P	E	EC	RE	PE	RPC	RPC'
référence							
Pp	25.58	28.387	26.795	28.43	19.289	19.142	16.946
Pr				99.973	52.854	97.81	97.872
Pnc			55.708			64.827	64.081
Pe	25.58	28.387	14.927	28.422	10.195	12.137	10.628
RDact+10%							
Pp	35.593	34.851	40.975	34.995	33.105	32.994	31.533
ΔPe	10.014	6.4645	7.8991	6.5631	7.3026	8.7832	9.1491
RMI+10%							
Pp	23.681	27.265	21.773	27.337	14.674	14.486	12.2
ΔPe	-1.898	-1.122	-2.798	-1.093	-2.439	-2.952	-2.976

ANNEXE 1 : ESTIMATIONS SUR L'ECHANTILLON DES FEMMES

	P			E		
	coef.	ecart type	t	coef.	ecart type	t
Salaire annuel net						
Constante	10.58629	0.01151	919.8	10.62719	0.02112	503.1
Région parisienne	0.10960	0.00960	11.4	0.10707	0.00895	12.0
Etranger	-0.12317	0.02097	-5.9	-0.12014	0.01378	-8.7
Age	0.02483	0.00183	13.6	0.02438	0.00177	13.7
Age²	-0.00041	0.00003	-12.9	-0.00044	0.00003	-14.2
Ancienneté	0.04214	0.00606	7.0	0.04083	0.00591	6.9
(Ancienneté)²	-0.00167	0.00011	-15.5	-0.00187	0.00011	-17.0
Age*(Ancienneté)	0.00072	0.00015	4.9	0.00090	0.00015	6.0
Cadre	0.19087	0.02544	7.5	0.19537	0.02589	7.5
Employé	-0.18526	0.01757	-10.5	-0.17883	0.01636	-10.9
Ouvrier	-0.24990	0.01986	-12.6	-0.24891	0.01926	-12.9
BEPC	0.20073	0.02213	9.1	0.18821	0.01502	12.5
BEP-CAP	0.14755	0.01838	8.0	0.13748	0.01371	10.0
Bac Pro	0.27654	0.03249	8.5	0.26740	0.03170	8.4
Bac	0.21035	0.03067	6.9	0.19861	0.02859	6.9
Sup. cycle 1	0.36332	0.02109	17.2	0.35296	0.02851	12.4
Sup cycle 2	0.37337	0.02756	13.5	0.37161	0.02654	14.0
Sup cycle 3	0.46113	0.03705	12.4	0.46415	0.03652	12.7
Productivité						
Constante				-0.29589	0.10430	-2.8
Région parisienne				0.07394	0.01032	7.2
Etranger				-0.06071	0.02111	-2.9
Age				0.02779	0.00550	5.1
Age²				-0.00048	0.00007	-6.7
Ancienneté				0.02789	0.00595	4.7
(Ancienneté)²				-0.00179	0.00011	-16.8
Age*(Ancienneté)				0.00107	0.00015	7.0
Cadre				0.21394	0.02295	9.3
Employé				-0.17557	0.01878	-9.3
Ouvrier				-0.23299	0.02525	-9.2
BEPC				0.18397	0.02336	7.9
BEP-CAP				0.13309	0.01736	7.7
Bac Pro				0.22414	0.03413	6.6
Bac				0.20408	0.02861	7.1
Sup. cycle 1				0.35802	0.03307	10.8
Sup cycle 2				0.46313	0.02773	16.7
Sup cycle 3				0.51783	0.03487	14.8
Participation						
Constante	-13.63506	1.11189	-12.3	-8.56367	1.32689	-6.5
ln[R(0)]	-2.30819	0.13094	-17.6	-1.53008	0.13495	-11.3
ln[R(w)]	3.22347	0.13522	23.8	2.20220	0.14576	15.1
Age	0.15804	0.02594	6.1	0.07542	0.03123	2.4
Age²	-0.00213	0.00031	-6.8	-0.00087	0.00039	-2.2
Enf<3ans	-0.32159	0.12268	-2.6	-0.37463	0.12765	-2.9
Enf 3-6ans	-0.01736	0.09843	-0.2	-0.09108	0.10581	-0.9
Enf>6ans	0.01120	0.03715	0.3	0.02833	0.03927	0.7
Handicap	-1.45300	0.16701	-8.7	-1.21795	0.17665	-6.9
Réception						
chomdep				-3.71825	1.17296	-3.2
(experience générale)²						
Handicap						
Censure						
Max(0;-ΔC)				-4.10828	0.28787	-14.3
σ_1	0.33669	0.00332	101.5	0.33621	0.00391	86.0
σ_2				0.32051	0.00383	83.7
ρ_0				0.75014	0.00874	85.8
ρ_1	-0.37988	0.05018	-7.6	-0.52909	0.05049	-10.5
ρ_2				-0.40493	0.07051	-5.7
Log vraisemblance	-1917.9			-1558.2		

Variables regoupées dans une unique équation d'emploi

ANNEXE 1 (suite)

	EC			RE			PE		
	coef.	ecart type	t	coef.	ecart type	t	coef.	ecart type	t
Salaire annuel net									
Constante	10.55890	0.03751	281.5	10.60665	0.03247	326.6	10.59047	0.03892	272.1
Région parisienne	0.10663	0.01114	9.6	0.11678	0.01081	10.8	0.10908	0.01090	10.0
Etranger	-0.12076	0.02992	-4.0	-0.11425	0.02600	-4.4	-0.12176	0.01940	-6.3
Age	0.02600	0.00132	19.7	0.02528	0.00090	27.9	0.02426	0.00128	19.0
Age²	-0.00046	0.00003	-17.2	-0.00044	0.00001	-35.3	-0.00043	0.00003	-16.8
Ancienneté	0.04218	0.00632	6.7	0.03927	0.00563	7.0	0.04273	0.00628	6.8
(Ancienneté)²	-0.00189	0.00012	-16.1	-0.00172	0.00010	-16.4	-0.00190	0.00012	-16.3
Age*(Ancienneté)	0.00090	0.00016	5.7	0.00081	0.00013	6.1	0.00089	0.00016	5.7
Cadre	0.19216	0.02645	7.3	0.21734	0.02722	8.0	0.19613	0.02718	7.2
Employé	-0.18500	0.00608	-30.4	-0.17997	0.01465	-12.3	-0.18546	0.01745	-10.6
Ouvrier	-0.25181	0.02477	-10.2	-0.24130	0.02351	-10.3	-0.25046	0.01780	-14.1
BEPC	0.20443	0.02810	7.3	0.18593	0.02537	7.3	0.20288	0.02770	7.3
BEP-CAP	0.14720	0.01863	7.9	0.13389	0.01342	10.0	0.14577	0.01849	7.9
Bac Pro	0.27764	0.03337	8.3	0.27084	0.03258	8.3	0.28497	0.01807	15.8
Bac	0.20536	0.00281	73.1	0.20274	0.02854	7.1	0.20496	0.02995	6.8
Sup. cycle 1	0.36326	0.03014	12.1	0.35239	0.02976	11.8	0.36156	0.03002	12.0
Sup cycle 2	0.37894	0.02499	15.2	0.37842	0.02582	14.7	0.37948	0.02573	14.7
Sup cycle 3	0.47050	0.03633	13.0	0.48375	0.03763	12.9	0.47603	0.03684	12.9
Productivité									
Constante	-0.36196	0.09801	-3.7	-0.29436	0.10552	-2.8	-0.33148	0.09831	-3.4
Région parisienne	0.07140	0.01104	6.5	0.08109	0.01093	7.4	0.07307	0.01088	6.7
Etranger	-0.05790	0.02805	-2.1	-0.05343	0.02595	-2.1	-0.05806	0.02179	-2.7
Age	0.03039	0.00509	6.0	0.02795	0.00544	5.1	0.02868	0.00510	5.6
Age²	-0.00048	0.00007	-7.0	-0.00046	0.00007	-6.6	-0.00045	0.00007	-6.6
Ancienneté	0.02863	0.00615	4.7	0.02637	0.00586	4.5	0.02939	0.00613	4.8
(Ancienneté)²	-0.00154	0.00011	-13.6	-0.00157	0.00010	-15.1	-0.00153	0.00011	-13.7
Age*(Ancienneté)	0.00087	0.00016	5.5	0.00093	0.00014	6.4	0.00084	0.00016	5.4
Cadre	0.21370	0.02298	9.3	0.23088	0.02341	9.9	0.21657	0.02340	9.3
Employé	-0.18275	0.01629	-11.2	-0.17783	0.01831	-9.7	-0.18278	0.01901	-9.6
Ouvrier	-0.23686	0.02838	-8.3	-0.22803	0.02716	-8.4	-0.23560	0.02492	-9.5
BEPC	0.18986	0.02744	6.9	0.18357	0.02601	7.1	0.18808	0.02723	6.9
BEP-CAP	0.13770	0.01923	7.2	0.13090	0.01728	7.6	0.13621	0.01920	7.1
Bac Pro	0.22302	0.03469	6.4	0.22748	0.03501	6.5	0.22779	0.03160	7.2
Bac	0.20660	0.02116	9.8	0.21087	0.02881	7.3	0.20579	0.02890	7.1
Sup. cycle 1	0.34845	0.03315	10.5	0.35322	0.03363	10.5	0.34724	0.03320	10.5
Sup cycle 2	0.45562	0.02694	16.9	0.46418	0.02766	16.8	0.45577	0.02713	16.8
Sup cycle 3	0.50453	0.03446	14.6	0.52424	0.03526	14.9	0.50845	0.03472	14.6
Participation									
Constante	-8.67238	1.53313	-5.7	-6.28915	1.51994	-4.1	-9.26070	1.62612	-5.7
ln[R(0)]	-2.77445	0.19559	-14.2	-2.61778	0.23830	-11.0	-3.05652	0.23703	-12.9
ln[R(w)]	3.42271	0.17583	19.5	3.11964	0.21959	14.2	3.72039	0.20217	18.4
Age	0.08363	0.03483	2.4	0.02332	0.03771	0.6	0.07194	0.03902	1.8
Age²	-0.00118	0.00042	-2.8	-0.00041	0.00046	-0.9	-0.00109	0.00047	-2.3
Enf<3ans	-0.36322	0.13727	-2.6	-0.34573	0.12537	-2.8	-0.35679	0.13630	-2.6
Enf 3-6ans	-0.05380	0.11293	-0.5	-0.13202	0.10413	-1.3	-0.06009	0.11258	-0.5
Enf>6ans	0.01184	0.04457	0.3	0.00624	0.04246	0.1	0.01237	0.04509	0.3
Handicap	-1.51756	0.18412	-8.2	-1.18662	0.18050	-6.6	-1.53421	0.17796	-8.6
Réception									
chomdep	-4.93932	1.37393	-3.6	-4.54645	0.56586	-8.0	-1.18621	1.37522	-0.9
(experience générale)²				-0.00035	0.00015	-2.3	-0.00021	0.00032	-0.7
Handicap									
Censure									
Max(0;-ΔC)	-5.13392	0.50836	-10.1	-3.57830	0.29153	-12.3	-4.77819	0.52019	-9.2
σ_1	0.34575	0.00460	75.1	0.33160	0.00353	93.9	0.34491	0.00455	75.8
σ_2	0.31955	0.00417	76.7	0.31344	0.00367	85.5	0.31876	0.00416	76.7
ρ_0	0.77667	0.00799	97.2	0.74655	0.00858	87.0	0.77545	0.00803	96.6
ρ_1	-0.37472	0.05900	-6.4	-0.64596	0.04202	-15.4	-0.40968	0.05689	-7.2
ρ_2				-0.50657	0.05663	-8.9			
Log vraisemblance	-1404.6			-1532.1			-1400.2		

ANNEXE 1 (suite)

	RPC			RPC'		
	coef.	ecart type	t	coef.	ecart type	t
Salaire annuel net						
Constante	10.59145	0.04021	263.4	10.61443	0.03735	284.2
Région parisienne	0.11091	0.01121	9.9	0.11063	0.01125	9.8
Etranger	-0.11791	0.02937	-4.0	-0.11699	0.02930	-4.0
Age	0.02416	0.00218	11.1	0.02294	0.00213	10.8
Age²	-0.00043	0.00003	-12.6	-0.00041	0.00003	-12.4
Ancienneté	0.04253	0.00636	6.7	0.04330	0.00635	6.8
(Ancienneté)²	-0.00188	0.00012	-16.2	-0.00187	0.00011	-16.7
Age*(Ancienneté)	0.00087	0.00016	5.6	0.00085	0.00015	5.5
Cadre	0.19911	0.02773	7.2	0.20492	0.02710	7.6
Employé	-0.18622	0.01874	-9.9	-0.18644	0.01775	-10.5
Ouvrier	-0.24588	0.02003	-12.3	-0.24814	0.02353	-10.5
BEPC	0.20304	0.02775	7.3	0.20125	0.02677	7.5
BEP-CAP	0.14453	0.01831	7.9	0.14435	0.01745	8.3
Bac Pro	0.28540	0.00303	94.2	0.28396	0.00309	92.0
Bac	0.20712	0.03057	6.8	0.20266	0.01719	11.8
Sup. cycle 1	0.36406	0.03072	11.9	0.36176	0.02809	12.9
Sup cycle 2	0.38269	0.02731	14.0	0.38369	0.01480	25.9
Sup cycle 3	0.48254	0.03811	12.7	0.47914	0.03501	13.7
Productivité						
Constante	-0.32900	0.09997	-3.3	-0.30437	0.10016	-3.0
Région parisienne	0.07444	0.01107	6.7	0.07414	0.01109	6.7
Etranger	-0.05542	0.02761	-2.0	-0.05433	0.02755	-2.0
Age	0.02853	0.00532	5.4	0.02720	0.00532	5.1
Age²	-0.00045	0.00007	-6.3	-0.00043	0.00007	-6.1
Ancienneté	0.02916	0.00618	4.7	0.02999	0.00618	4.9
(Ancienneté)²	-0.00152	0.00011	-13.6	-0.00152	0.00011	-13.8
Age*(Ancienneté)	0.00084	0.00016	5.3	0.00082	0.00016	5.2
Cadre	0.21880	0.02376	9.2	0.22294	0.02335	9.5
Employé	-0.18343	0.01956	-9.4	-0.18365	0.01939	-9.5
Ouvrier	-0.23251	0.02463	-9.4	-0.23390	0.02670	-8.8
BEPC	0.18843	0.02719	6.9	0.18729	0.02667	7.0
BEP-CAP	0.13546	0.01907	7.1	0.13550	0.01862	7.3
Bac Pro	0.22822	0.03011	7.6	0.22735	0.03009	7.6
Bac	0.20768	0.02918	7.1	0.20445	0.02389	8.6
Sup. cycle 1	0.34935	0.03355	10.4	0.34783	0.03229	10.8
Sup cycle 2	0.45818	0.02774	16.5	0.45913	0.02228	20.6
Sup cycle 3	0.51289	0.03528	14.5	0.51090	0.03362	15.2
Participation						
Constante	-9.20065	1.64667	-5.6	-8.99079	1.66497	-5.4
ln[R(0)]	-3.14246	0.24454	-12.9	-3.29384	0.27014	-12.2
ln[R(w)]	3.80721	0.21080	18.1	3.92943	0.23308	16.9
Age	0.06944	0.03917	1.8	0.07242	0.03943	1.8
Age²	-0.00108	0.00047	-2.3	-0.00112	0.00047	-2.4
Enf<3ans	-0.37032	0.13596	-2.7	-0.34422	0.13664	-2.5
Enf 3-6ans	-0.07193	0.11311	-0.6	-0.06058	0.11298	-0.5
Enf>6ans	0.01037	0.04578	0.2	0.00732	0.04624	0.2
Handicap	-1.54729	0.17693	-8.7			
Réception						
chomdep	-2.11822	0.90809	-2.3	-2.19109	0.83835	-2.6
(experience générale)²	-0.00017	0.00023	-0.7	-0.00018	0.00022	-0.8
Handicap				-0.57553	0.17989	-3.2
Censure						
Max(0;-ΔC)	-5.01323	0.51750	-9.7	-5.07069	0.49422	-10.3
σ_1	0.34445	0.00451	76.4	0.34483	0.00367	93.9
σ_2	0.31852	0.00413	77.1	0.31895	0.00383	83.4
ρ_0	0.77532	0.00799	97.1	0.77575	0.00751	103.3
ρ_1	-0.43697	0.05687	-7.7	-0.45193	0.05680	-8.0
ρ_2						
Log vraisemblance	-1397.6			-1399.5		

ANNEXE 2 : ESTIMATIONS SUR L'ECHANTILLON DES HOMMES

	P			E		
	coef.	ecart type	t	coef.	ecart type	t
Salaire annuel net						
Constante	10.82538	0.03537	306.1	10.89400	0.12850	84.8
Région parisienne	0.09674	0.01316	7.4	0.08504	0.01260	6.7
Etranger	-0.07412	0.03164	-2.3	-0.07557	0.03000	-2.5
Age	0.02606	0.00041	63.5	0.02656	0.00667	4.0
Age²	-0.00051	0.00001	-53.2	-0.00048	0.00008	-5.7
Ancienneté	0.01749	0.00579	3.0	0.01177	0.00628	1.9
(Ancienneté)²	-0.00203	0.00012	-16.4	-0.00163	0.00013	-12.8
Age*(Ancienneté)	0.00138	0.00014	9.6	0.00117	0.00016	7.3
Cadre	0.28250	0.02648	10.7	0.29175	0.02545	11.5
Employé	-0.08782	0.02596	-3.4	-0.08536	0.02333	-3.7
Ouvrier	-0.10870	0.02381	-4.6	-0.13076	0.02066	-6.3
BEPC	0.07777	0.04000	1.9	0.07709	0.03422	2.3
BEP-CAP	0.13264	0.02116	6.3	0.11071	0.01966	5.6
Bac Pro	0.20359	0.03330	6.1	0.17415	0.02953	5.9
Bac	0.09715	0.03377	2.9	0.10037	0.03230	3.1
Sup. cycle 1	0.26541	0.03476	7.6	0.22756	0.03263	7.0
Sup cycle 2	0.26859	0.03913	6.9	0.23773	0.03695	6.4
Sup cycle 3	0.46821	0.03622	12.9	0.41768	0.03580	11.7
Productivité						
Constante				-0.12620	0.18376	-0.7
Région parisienne				0.08184	0.01725	4.7
Etranger				-0.15298	0.04629	-3.3
Age				0.02774	0.00944	2.9
Age²				-0.00052	0.00012	-4.4
Ancienneté				0.00901	0.00761	1.2
(Ancienneté)²				-0.00198	0.00017	-11.8
Age*(Ancienneté)				0.00155	0.00020	7.9
Cadre				0.28329	0.03463	8.2
Employé				-0.10499	0.03444	-3.0
Ouvrier				-0.15901	0.03168	-5.0
BEPC				0.08486	0.04806	1.8
BEP-CAP				0.13848	0.02823	4.9
Bac Pro				0.20743	0.04384	4.7
Bac				0.18236	0.04710	3.9
Sup. cycle 1				0.30219	0.04917	6.1
Sup cycle 2				0.51035	0.04800	10.6
Sup cycle 3				0.51349	0.04821	10.7
Participation						
Constante	-19.40625	1.34308	-14.4	-13.16008	1.55567	-8.5
ln[R(0)]	-1.33274	0.14821	-9.0	-0.73946	0.10920	-6.8
ln[R(w)]	3.01126	0.17676	17.0	1.91009	0.12131	15.7
Enfants	0.34628	0.05089	6.8	0.28838	0.05342	5.4
Handicap	-0.94875	0.13384	-7.1	-0.73075	0.12083	-6.0
Réception						
chomdep				-1.30004	1.18594	-1.1
(experience générale)²						
Handicap						
Censure						
Max(0;-ΔC)				-1.22572	0.32706	-3.7
σ_1	0.31583	0.00341	92.7	0.30568	0.00517	59.2
σ_2				0.35410	0.00662	53.5
ρ_0				0.60781	0.01489	40.8
ρ_1	-0.61895	0.05426	-11.4	-0.77749	0.04056	-19.2
ρ_2				-0.09926	0.07157	-1.4
Log vraisemblance	-955.6			-1036.0		

Variables regoupées dans une unique équation d'emploi

ANNEXE 2 (suite)

	EC			RE			PE		
	coef.	ecart type	t	coef.	ecart type	t	coef.	ecart type	t
Salaire annuel net									
Constante	11.02341	0.05423	203.3	10.89658	0.12913	84.4	10.87612	0.14811	73.4
Région parisienne	0.09980	0.01432	7.0	0.08523	0.01260	6.8	0.10923	0.01415	7.7
Etranger	-0.07040	0.03591	-2.0	-0.07541	0.02996	-2.5	-0.06807	0.03172	-2.1
Age	0.01089	0.00273	4.0	0.02652	0.00674	3.9	0.01968	0.00756	2.6
Age²	-0.00034	0.00004	-8.1	-0.00048	0.00008	-5.6	-0.00042	0.00009	-4.6
Ancienneté	0.02954	0.00693	4.3	0.01168	0.00632	1.8	0.02424	0.00690	3.5
(Ancienneté)²	-0.00235	0.00014	-16.2	-0.00163	0.00013	-12.7	-0.00210	0.00014	-15.4
Age*(Ancienneté)	0.00140	0.00019	7.6	0.00117	0.00016	7.2	0.00131	0.00017	7.5
Cadre	0.27907	0.02777	10.0	0.29093	0.02570	11.3	0.32761	0.02801	11.7
Employé	-0.09498	0.02805	-3.4	-0.08638	0.02313	-3.7	-0.08639	0.02583	-3.3
Ouvrier	-0.11940	0.02556	-4.7	-0.12999	0.02059	-6.3	-0.10421	0.02386	-4.4
BEPC	0.07512	0.04285	1.8	0.07632	0.03411	2.2	0.06065	0.03719	1.6
BEP-CAP	0.13910	0.02427	5.7	0.11044	0.01954	5.7	0.12316	0.02136	5.8
Bac Pro	0.22499	0.03791	5.9	0.17286	0.02962	5.8	0.20842	0.03494	6.0
Bac	0.10158	0.03873	2.6	0.09892	0.03220	3.1	0.10405	0.03707	2.8
Sup. cycle 1	0.28515	0.03736	7.6	0.22622	0.03246	7.0	0.28977	0.03564	8.1
Sup cycle 2	0.29412	0.04297	6.8	0.23747	0.03698	6.4	0.27726	0.04157	6.7
Sup cycle 3	0.50773	0.04072	12.5	0.41649	0.03602	11.6	0.49381	0.03855	12.8
Productivité									
Constante	0.26322	0.16313	1.6	-0.12129	0.18444	-0.7	0.01757	0.18074	0.1
Région parisienne	0.07228	0.01675	4.3	0.08209	0.01724	4.8	0.08781	0.01722	5.1
Etranger	-0.15943	0.04132	-3.9	-0.15256	0.04639	-3.3	-0.14683	0.04467	-3.3
Age	0.00400	0.00837	0.5	0.02733	0.00950	2.9	0.01750	0.00928	1.9
Age²	-0.00027	0.00011	-2.5	-0.00051	0.00012	-4.3	-0.00039	0.00012	-3.4
Ancienneté	0.02597	0.00809	3.2	0.00944	0.00765	1.2	0.01988	0.00762	2.6
(Ancienneté)²	-0.00260	0.00017	-15.0	-0.00197	0.00017	-11.7	-0.00216	0.00017	-13.0
Age*(Ancienneté)	0.00169	0.00021	8.2	0.00153	0.00020	7.8	0.00145	0.00019	7.5
Cadre	0.21891	0.03469	6.3	0.28303	0.03470	8.2	0.29847	0.03486	8.6
Employé	-0.09903	0.03518	-2.8	-0.10549	0.03438	-3.1	-0.09134	0.03244	-2.8
Ouvrier	-0.13255	0.03226	-4.1	-0.15881	0.03167	-5.0	-0.11917	0.02985	-4.0
BEPC	0.04077	0.04807	0.8	0.08595	0.04810	1.8	0.03499	0.04292	0.8
BEP-CAP	0.12329	0.02983	4.1	0.13910	0.02822	4.9	0.11298	0.02677	4.2
Bac Pro	0.19681	0.04515	4.4	0.20772	0.04382	4.7	0.18230	0.04178	4.4
Bac	0.14604	0.04717	3.1	0.18265	0.04705	3.9	0.16192	0.04572	3.5
Sup. cycle 1	0.27395	0.04480	6.1	0.30261	0.04913	6.2	0.29318	0.04533	6.5
Sup cycle 2	0.52507	0.04872	10.8	0.51079	0.04804	10.6	0.50641	0.04825	10.5
Sup cycle 3	0.56335	0.04933	11.4	0.51407	0.04824	10.7	0.51923	0.04718	11.0
Participation									
Constante	-7.01604	2.65068	-2.6	-13.83969	1.49693	-9.2	-7.03586	2.43115	-2.9
ln[R(0)]	-3.55934	0.43624	-8.2	-0.72029	0.11758	-6.1	-4.05364	0.47354	-8.6
ln[R(w)]	4.10050	0.38286	10.7	1.93741	0.13343	14.5	4.51467	0.35205	12.8
Enfants	0.62156	0.21935	2.8	0.29198	0.05426	5.4	0.43408	0.11385	3.8
Handicap	-0.74626	0.19252	-3.9	-0.73014	0.11926	-6.1	-0.84926	0.15539	-5.5
Réception									
chomdep	-4.11623	2.12200	-1.9	-0.36477	5.58482	-0.1	-3.37992	0.59046	-5.7
(experience générale)²				-2.7E-06	3.0E-03	-9.0E-04	-1.5E-06	2.6E-04	-5.7E-03
Handicap									
Censure									
Max(0;-ΔC)	-6.73157	0.60067	-11.2	-1.15724	0.31924	-3.6	-5.23141	0.65102	-8.0
σ_1	0.33373	0.00622	53.6	0.30548	0.00518	59.0	0.31923	0.00563	56.7
σ_2	0.39410	0.00688	57.3	0.35376	0.00663	53.4	0.36843	0.00703	52.4
ρ_0	0.74177	0.01024	72.5	0.60666	0.01490	40.7	0.71400	0.01122	63.6
ρ_1	-0.58938	0.05759	-10.2	-0.77864	0.04046	-19.2	-0.74696	0.03956	-18.9
ρ_2				-0.09578	0.07151	-1.3			
Log vraisemblance	-990.9			-1038.0			-968.6		

ANNEXE 2 (suite)

	RPC			RPC'		
	coef.	ecart type	t	coef.	ecart type	t
Salaire annuel net						
Constante	10.87804	0.14871	73.2	10.87826	0.04152	262.0
Région parisienne	0.10878	0.01426	7.6	0.10754	0.01430	7.5
Etranger	-0.06759	0.03163	-2.1	-0.06836	0.03212	-2.1
Age	0.01968	0.00757	2.6	0.01932	0.00252	7.7
Age²	-0.00043	0.00009	-4.6	-0.00042	0.00004	-10.9
Ancienneté	0.02385	0.00691	3.5	0.02368	0.00643	3.7
(Ancienneté)²	-0.00210	0.00014	-15.4	-0.00210	0.00014	-15.3
Age*(Ancienneté)	0.00132	0.00017	7.6	0.00132	0.00017	7.8
Cadre	0.32909	0.02828	11.6	0.33706	0.02871	11.7
Employé	-0.08531	0.02608	-3.3	-0.08906	0.02319	-3.8
Ouvrier	-0.10519	0.02399	-4.4	-0.11265	0.02213	-5.1
BEPC	0.06195	0.03728	1.7	0.07135	0.03769	1.9
BEP-CAP	0.12329	0.02138	5.8	0.12852	0.01679	7.7
Bac Pro	0.20952	0.03520	6.0	0.21925	0.03407	6.4
Bac	0.10527	0.03748	2.8	0.11704	0.03651	3.2
Sup. cycle 1	0.29013	0.03592	8.1	0.30219	0.03463	8.7
Sup cycle 2	0.27672	0.04186	6.6	0.27901	0.04074	6.8
Sup cycle 3	0.49511	0.03899	12.7	0.49647	0.03735	13.3
Productivité						
Constante	0.01898	0.18203	0.1	0.01427	0.15709	0.1
Région parisienne	0.08714	0.01732	5.0	0.08624	0.01734	5.0
Etranger	-0.14592	0.04500	-3.2	-0.14774	0.04513	-3.3
Age	0.01770	0.00933	1.9	0.01780	0.00833	2.1
Age²	-0.00039	0.00012	-3.4	-0.00040	0.00011	-3.7
Ancienneté	0.01909	0.00764	2.5	0.01842	0.00752	2.4
(Ancienneté)²	-0.00215	0.00017	-12.9	-0.00216	0.00017	-13.0
Age*(Ancienneté)	0.00146	0.00019	7.6	0.00149	0.00019	7.7
Cadre	0.29989	0.03509	8.5	0.30733	0.03538	8.7
Employé	-0.09007	0.03280	-2.7	-0.09244	0.03177	-2.9
Ouvrier	-0.12090	0.03005	-4.0	-0.12668	0.02892	-4.4
BEPC	0.03736	0.04336	0.9	0.04389	0.04330	1.0
BEP-CAP	0.11282	0.02684	4.2	0.11675	0.02549	4.6
Bac Pro	0.18327	0.04220	4.3	0.19122	0.04135	4.6
Bac	0.16271	0.04618	3.5	0.17187	0.04553	3.8
Sup. cycle 1	0.29172	0.04550	6.4	0.30171	0.04491	6.7
Sup cycle 2	0.50446	0.04856	10.4	0.50603	0.04787	10.6
Sup cycle 3	0.51840	0.04762	10.9	0.51904	0.04641	11.2
Participation						
Constante	-6.63479	2.45003	-2.7	-6.29638	2.73751	-2.3
ln[R(0)]	-4.11654	0.47454	-8.7	-4.61814	0.52424	-8.8
ln[R(w)]	4.53888	0.35014	13.0	4.98928	0.39431	12.7
Enfants	0.43256	0.11266	3.8	0.50125	0.12799	3.9
Handicap	-0.85061	0.15432	-5.5			
Réception						
chomdep	-3.68123	0.48637	-7.6	-3.62281	0.61683	-5.9
(experience générale)²	-9.5E-11	7.1E-19	-1.3E+08	-2.2E-07	2.7E-04	-8.2E-04
Handicap				-0.05757	0.25531	-0.2
Censure						
Max(0;-ΔC)	-5.55594	0.64561	-8.6	-5.64921	0.64785	-8.7
σ_1	0.32011	0.00567	56.4	0.32013	0.00568	56.4
σ_2	0.36903	0.00705	52.4	0.36933	0.00710	52.0
ρ_0	0.71700	0.01113	64.4	0.71701	0.01120	64.0
ρ_1	-0.75363	0.03935	-19.2	-0.72986	0.04538	-16.1
ρ_2						
Log vraisemblance	-965.0			-968.3		