

Contraintes horaires sur le marché du travail français: une caractérisation du sous-emploi et du sur-emploi féminin*

Hélène Couprie, Toulouse School of Economics (GREMAQ)
Xavier Joutard, GREQAM-IDEP, Université de la Méditerranée

July 6, 2007

Hours restrictions in France: some characteristics of over and underemployment

Abstract A mismatch between labour demand and supply occurs very often and in several ways. Besides the so-called “constrained” part-time which implies under-employment, over-employment can take place. In the spirit of Van Soest and al. (1990), we estimate a structural microeconomic model of female labour supply in the presence of hours restrictions. The hours distribution is split between full-time (40 hours), reduced-time (35 hours) and part-time (20 hours). This fits quite well the french case as three usual contracting agreements are usually encountered. Moreover, we estimate the effect of individual heterogeneity on the probability to find a job. Young people and people born in France appear to have an increased probability to receive job offers. We find an excess of part-time demand on the French labour market. Finally, we stress the fact that 1 over 5 employed women could have an increased welfare by adjusting her working time.

Résumé Les formes d’inadéquation entre les heures désirées et les heures travaillées sont nombreuses. A côté du travail à temps partiel “contraint” peuvent se développer des formes de sur-emploi, moins souvent mises en évidence dans les enquêtes. Dans la lignée des travaux de Van Soest et al. (1990), nous réalisons une estimation structurelle des déterminants de l’offre de travail des femmes en couple ou célibataires permettant de dégager un processus de restriction des heures de travail. La distribution des heures hebdomadaires de travail est discrétisée selon le modèle contractuel français à savoir: temps plein, temps réduit et temps partiel. Nous mettons en évidence un excès d’emplois postés à temps partiel dans l’économie. Nous estimons par ailleurs l’effet des caractéristiques individuelles sur la probabilité de trouver un emploi. Il apparaît notamment que la jeunesse et le fait d’être né en France

*Adresse de correspondance: Xavier Joutard, GREQAM, Université de la Méditerranée, Vieille Charité, 2 rue de la Vieille Charité, 13002 Marseille. tel: (+33)(0)491140738. fax: (+33)(0)491900227. mél: xavier.joutard@univmed.fr. Remerciements: cet article a bénéficié des commentaires de François Laisney, Thierry Magnac, Catherine Sofer et Alain Trannoy. Nous tenons également à remercier Arthur van Soest, les participants des Journées de Microéconomie Appliquée 2004, du séminaire d’analyse économique et d’économétrie du THEMA, Steve Bazen, Pierre Granier ainsi que deux rapporteurs anonymes pour leurs suggestions éclairées. Nous restons seuls responsables des éventuelles erreurs pouvant subsister.

améliorent les chances de recevoir une offre d'emploi. Finalement, nous insistons sur le fait qu'une salariée sur cinq pourrait voir son bien-être augmenter si on facilitait l'ajustement de sa durée du travail.

J.E.L. Codes C35, J22, J28, J60

1 Introduction

Il y a 20 ans, le travail à temps partiel concernait moins de 10% des employés et était considéré comme une exception. Depuis, il s'est développé à une vitesse considérable, atteignant aujourd'hui près de 17%. L'accélération est notable depuis la loi de 1992 qui autorise un abattement forfaitaire de 30% des charges patronales de cotisations sociales sur les flux de création d'emplois à temps partiel compris entre 16 et 32 heures hebdomadaires. A côté de cette mesure phare et d'une ampleur sans précédent, les allègements sur les bas salaires visant à développer l'emploi peu qualifié, sont appliqués au salaire mensuel et non horaire, ils favorisent ainsi le développement de l'offre d'emplois à temps partiel¹.

Réduisant le coût du travail à temps partiel pour les entreprises, ces mesures favorisent inévitablement la demande de travail à temps partiel relativement au temps plein. L'essor de cette nouvelle forme d'emploi est souvent perçu comme un développement social important. En effet, souhaitée à la fois par le salarié et l'employeur, elle peut constituer une forme individualisée de réduction du temps de travail pour le travailleur et représenter, pour l'employeur, un instrument d'ajustement des heures travaillées face aux fluctuations de l'activité économique. Finalement, ce développement pourrait permettre d'enrichir la croissance en emplois (Cette, 1999).

Bien que le travail à temps partiel se développe pour toutes les catégories de salariés, il touche une population essentiellement féminine puisqu'une employée sur trois² est à temps partiel contre un employé sur vingt seulement. Ce fort taux de recours au temps partiel est souvent justifié par le plus grand besoin de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle qui les caractérisent, du fait de la représentation de leur rôle social, au sein de la famille notamment, ou du fait de négociations internes au couple. Ainsi, il serait tentant de conclure que le développement de l'offre d'emplois à temps partiel, incité par des procédés législatifs ou par l'évolution de la structure du marché du travail, répond à une demande latente et a, de ce fait, contribué à l'accroissement notable du taux d'activité féminin. Il est vrai que la hausse de l'emploi à temps partiel s'est accompagnée d'une hausse des taux d'activité des femmes, celui-ci passant de 57,8 en 1990 à 61,8% en 2001. La progression s'avère encore plus marquée si l'on ne considère que les femmes âgées de 25 à 54 ans pour lesquelles le taux d'activité a progressé de 72,9 à 78,7%. Cependant, l'influence réelle du développement du temps partiel sur l'emploi féminin reste à déterminer.

Comme nous le fait remarquer Galtier (1999a, 1999b), l'essor du temps partiel s'est doublé d'un essor du travail à temps partiel *contraint*, défini comme un emploi accepté faute de pouvoir trouver un emploi disposant d'une durée du travail supérieure ("faute de mieux"). L'auteur montre qu'environ 40% des femmes à temps partiel souhaiterait en fait travailler davantage³. Ces femmes sont défavorisées, tant du point de vue de leur revenu, que de leur insertion professionnelle. De surcroît, leur temps de travail s'avère à la fois trop court et mal aménagé. Ainsi les difficultés que cette catégorie de femmes rencontrent dans leur insertion sur le marché du travail apparaissent dans des formes de sous-emploi, le chômage involontaire en constituant

¹Suite à la réforme Fillon, les allègements bas salaire sont calculés sur la base du salaire horaire depuis le 30 juin 2005.

²Cf. Eurostat 2000, le temps partiel est défini comme une durée normale de travail inférieure ou égale à 30 heures hebdomadaires.

³Ces résultats sont issus de l'exploitation d'une enquête complémentaire à l'enquête Emploi (1995) relative à la durée du travail. Elle concernait un échantillon constitué du tiers sortant de l'enquête emploi, soit 21 322 individus au total.

une expression extrême.

A contrario, certains travailleurs à temps complet peuvent désirer réduire leur durée du travail, ils sont alors en “sur-emploi”. La théorie économique nous indique que de telles inadéquations proviennent des imperfections du marché du travail. Dès lors, il n’est guère surprenant que la prise en compte des contraintes horaires ne rentre pas dans le cadre du modèle standard d’offre de travail.

Deux séries de travaux rendent explicitement compte des contraintes rencontrées par les salariés sur le marché du travail. Un premier ensemble de recherches exploite le résultat d’enquêtes “subjectives” où les salariés sont invités à révéler leur souhait en matière d’offre de travail: des informations sur la nature de la contrainte rencontrée (“suremploi” ou “sousemploi”) et sur son importance (avec le calcul éventuel d’un différentiel d’heures) y sont alors extraites. Elles permettent d’identifier des modèles sous forme réduite décrivant plusieurs régimes issus de la confrontation entre heures désirées et heures observées. La stratégie consiste en particulier à étendre les modèles de régression censurée - de forme tobit - des heures de travail (Ham, 1982, Moffit, 1982). Partant d’une approche plus structurelle, Stewart et Swaffield (1997) supposent que les firmes imposent des contraintes horaires sur les emplois offerts: chaque individu se voit ainsi proposer de travailler pour différents volumes horaires compris dans un intervalle spécifique, plus ou moins large aux bornes déterminées par l’ensemble des firmes susceptibles d’employer cet individu. L’utilisation directe des résultats d’enquête peut néanmoins poser certaines difficultés. En particulier, il est difficile de s’assurer, même lorsqu’on utilise un intitulé détaillé, que l’individu interrogé a correctement pris en compte le fait qu’une variation de son temps de travail fera varier son revenu mais pas son taux de salaire horaire (Kahn et Lang, 1991)⁴. Il semble néanmoins que ces déclarations subjectives apportent une information non négligeable sur les préférences des agents puisqu’elles contribuent à prédire des changements futures d’horaires de travail (Euwals, Melenberg et Van Soest, 1998).

Une seconde génération de modèles, à laquelle ce travail se rattache, étend le modèle structurel classique d’offre de travail en postulant un processus explicite de restriction des heures de travail. Dans les travaux pionniers de Dickens et Lundberg (1993) et Tummers et Woittiez (1991), le salarié n’accède pas forcément à l’ensemble des offres d’emploi et peut se retrouver contraint dans ses choix. Le processus de restriction des heures de travail s’appuie sur l’hypothèse qu’une offre d’emploi est non seulement associée à un salaire mais aussi à un nombre d’heures, cautionnant indirectement la présence de rigidités en matière de durée du travail. L’existence de coûts de mobilité, qui résulte en particulier d’une rareté des offres peut finalement contraindre le salarié à évoluer hors de sa courbe d’offre de travail. En l’absence de l’observation du nombre d’offres reçues et du type d’offre reçu, les distributions des heures offertes et souhaitées sont identifiables sur la base de la seule observation des heures effectives et des salaires perçus. Il suffit pour cela de supposer que le nombre d’heures associé à chaque offre reçue est tiré d’une distribution discrète. Les travailleurs vont retenir l’offre d’emploi qui leur procure la plus grande utilité conditionnellement à l’ensemble des offres proposées. Dans de tels modèles, la frontière entre inactivité et chômage n’est pas clairement définie. Cependant, deux types de situations peuvent survenir: une situation de chômage “volontaire” qui intervient lorsque l’utilité de ne pas travailler demeure supérieure à l’utilité attachée à toutes les offres potentiellement reçues;

⁴Dans cette perspective, les déclarations individuelles sur l’offre de travail souhaitée pourraient ne constituer qu’une information imparfaite sur la situation réelle des individus à l’égard des régimes de sous ou sur emploi (Douglas et al. ,1995).

une situation de chômage “involontaire” qui survient lorsque l’individu ne reçoit aucune offre d’emploi ou lorsque l’individu n’a pas eu accès à toutes les offres possibles et en particulier à une offre surpassant son salaire de réserve. Plusieurs extensions ont été mises en oeuvre comme l’endogénéisation du taux de salaire (Tummers et Woittiez, 1991), l’introduction de la taxation (Van Soest et al. (1990)) ou encore un processus de rationnement rendu dépendant de l’hétérogénéité individuelle (Bloemen (2000)).

L’utilisation de tels modèles structurels permet, en premier lieu, un meilleur ajustement aux données. En outre, ces modèles permettent d’acquérir une meilleure compréhension des mécanismes de rationnement à l’oeuvre ainsi que d’évaluer leur importance. Evidemment la prise en compte de contraintes de rationnement permet d’obtenir des évaluations propres aux comportements d’offre de travail, on a ainsi une meilleure interprétation de la manière dont les variables d’hétérogénéité individuelle influencent l’offre de travail. Dans un modèle en forme réduite, la corrélation entre heures de travail et variables d’hétérogénéité individuelle est interprétée comme une relation causale directe sur l’offre de travail. Or cette corrélation peut être en fait liée au processus de rationnement sur le marché du travail. On constatera dans la suite que l’intensité de l’effet de l’âge et de la présence d’enfants sur l’offre de travail change selon que l’on contrôle ou non pour la présence de contraintes horaires.

Dans cet article, nous nous situons dans la lignée de ces derniers travaux en modélisant puis estimant un processus de restriction des heures. Nous élaborons un modèle instantané d’offre de travail où les firmes postent des emplois caractérisés par des volumes horaires et des salaires différents, alors que les individus réalisent leur meilleur choix en fonction des propositions qu’ils reçoivent. Les individus n’ont pas forcément le même accès à l’information, ni ne réalisent le même effort dans leur recherche d’emploi. Ils peuvent ainsi être soumis à des contraintes horaires différenciées sur le marché du travail. L’identification des paramètres du modèle, constituant la distribution des emplois offerts et la distribution des emplois souhaités, s’effectue par la seule observation de la distribution des heures effectivement réalisées.

Les résultats confirment les enseignements tirés des résultats d’enquêtes subjectives et illustrent parfaitement le problème du sous-emploi féminin. L’offre d’emplois à temps partiel s’avère être globalement trop élevée. Les femmes subissent, d’autre part, les contraintes horaires sur le marché du travail de façon hétérogène. Les femmes les plus touchées par le sous-emploi seraient en moyenne plus âgées, moins qualifiées, vivant en province et de nationalité étrangère. Les contraintes de sous-emploi contribueraient ainsi à renforcer les difficultés rencontrées sur le marché du travail pour des populations déjà fragilisées. Alors qu’il conviendrait de favoriser l’accès aux emplois à temps partiel “choisi” par le salarié, ces résultats suggèrent que le développement de l’emploi à temps partiel, essentiellement initié par des mécanismes agissant du côté de la demande de travail, pourrait bien être à l’origine de profonds déséquilibres.

La première section expose les modèles théoriques d’offre de travail des femmes, le modèle sans contrainte horaire d’une part, le modèle complété par un mécanisme de rationnement horaire, d’autre part. Les contributions individuelles à la fonction de vraisemblance des salariées et des personnes sans emploi correspondantes sont détaillées dans la section suivante. Afin d’évaluer l’importance des différentes formes de rationnement, la procédure de simulation des heures désirées est également précisée. La section 3 débute par une présentation des données. Elle se poursuit par l’exposé des résultats d’estimation et des enseignements issus de l’exercice de simulation. Nous concluons en dernière section.

2 Modèles d’offre de travail

2.1 Approche sans contrainte

Nous supposons que les femmes avec ou sans enfant sont dotées d’une utilité de forme CES leur permettant d’effectuer un choix C de consommation et H de temps de travail. Le temps de loisir correspond au temps hors travail: $L = T - H$, il inclut le temps de repos, de pur loisir, ainsi que le temps passé à des activités hors marché, la production domestique par exemple. Ceci revient implicitement à supposer que le coût d’opportunité du temps de loisir sera le même quelque soit son utilisation. Cette forme permet une relation flexible entre taux de salaire et temps de travail au sein de la fonction d’offre, tout en garantissant la rationalité microéconomique. Elle peut notamment s’avérer décroissante. Certaines femmes pourront ainsi avoir une désutilité négative du travail.

Au sein de l’analyse, nous différencions les femmes en couple et les femmes célibataires. D’un point de vue microéconomique, les femmes en couple ne peuvent pas avoir la même fonction d’offre de travail que les femmes célibataires dans la mesure où elles appartiennent à un ménage composé d’une pluralité de décideurs. Dans cet article, nous maintenons une approche simple et unitaire du comportement d’un ménage. La femme en couple est considérée comme un travailleur additionnel, le ménage “choisissant” les heures offertes par la femme sur le marché du travail étant donné le choix d’activité du mari. Ce choix de modélisation se justifie assez aisément dans le contexte français où l’on observe peu de variations horaires chez les hommes. Ainsi, le ménage dispose d’une fonction d’utilité CES, conditionnelle à l’activité du conjoint. Cette fonction est alors naturellement caractérisée par une élasticité de substitution et un paramètre de goût pour le loisir différents de la fonction utilisée pour les célibataires. Les fonctions d’utilité sont représentées dans l’équation (1) pour une femme disposant du statut familial m . Afin de simplifier les notations, l’indice individuel est systématiquement omis:

$$U^m(C, L) = [C^{\gamma_m} + \delta_m L^{\gamma_m}]^{1/\gamma_m} \text{ avec } m = 1 \text{ ou } 2, \quad (1)$$

où les paramètres γ_m avec $\gamma_m \leq 1$ et δ_m diffèrent généralement pour les femmes célibataires ($m = 1$) et pour les femmes en couple ($m = 2$). L’hétérogénéité interindividuelle est introduite *via* le vecteur de préférence pour le loisir δ_m :

$$\delta_m = e^{-(X_m \beta_m + e_m)}, \text{ avec } e_m \sim N(0, \sigma_m^2 I), \quad (2)$$

β_m sont des vecteurs de paramètres à estimer, tandis que X_m contiennent les variables expliquant le goût pour le travail: âge, enfants, etc. Les explicatives X_2 incluent les explicatives X_1 des célibataires plus une variable indicatrice indiquant si le conjoint travaille ou non. Par la suite l’indice individuel et familial est ignoré afin d’alléger les notations.

Il est devenu usuel de concevoir les choix individuels d’offre de travail au sein d’un ensemble discret d’offres d’emploi où chaque type d’emploi correspond à un volume horaire de travail différent (van Soest, 1995). Dans un monde sans mécanisme de rationnement, une femme choisira ses heures de travail effectives H_j parmi un ensemble de K choix horaires discrets:

$$\begin{aligned}
H_j &= \arg \max \left\{ U_k = [C_k^\gamma + \delta (T - H_k)^\gamma]^{1/\gamma}, k = 1, \dots, K \right\} \\
s.c. \quad &\begin{cases} C_k = w_k(H_k)H_k + y - I\{H_k \geq 0\}c \\ 0 \leq H_k \leq T. \end{cases}
\end{aligned} \tag{P}$$

C_k représente la consommation agrégée du ménage lorsque la femme travaille H_k heures par semaine, w_k est le taux de salaire horaire net correspondant à ce type d'emploi tandis que y , le revenu hors travail inclut, le cas échéant, le revenu du travail du conjoint, si l'on se conforme au modèle du travailleur additionnel. Un coût fixe à l'emploi, noté c , est introduit. Le modèle statique ne prend pas en compte les éventuels lissages intertemporels de consommation liés à l'épargne et peut correspondre à un modèle intertemporel sous une hypothèse restrictive bien qu'usuelle de séparabilité de la fonction d'utilité intertemporelle. Dans ce modèle, l'ensemble budgétaire peut présenter des non-convexités liées à des différences de traitement entre emplois de durées différentes ou liées à la présence "d'un coût fixe à l'emploi" relié à des variables de statut familial. Il nous est apparu difficile de reproduire la complexité du système socio-fiscal comme ont pu le faire Laroque et Salanie, ni même d'intégrer des éléments de fiscalité sur les revenus hors travail comprenant en particulier le revenu du conjoint⁵. On a en revanche essayé de capturer de manière très indirecte l'influence de la présence de revenus différentiels comme les minima sociaux à travers l'introduction de coûts fixes liés à l'occupation d'un emploi. Ces couts fixes a l'emploi sont susceptibles de varier avec le statut familial et prend en compte, pour les femmes en couple, l'influence des enfants et de la présence d'un enfant de moins de 3 ans.

En l'absence de contrainte horaire, tout individu ne travaillant pas est volontairement inactif et la possibilité de rationnement sur le marché du travail est ignorée. Dans ce modèle, les heures effectives sont aussi les heures désirées, on les notera $H^{des} = H_j$. Ces heures désirées constituerons notre point de référence dans l'évaluation de l'ampleur du sous et du sur-emploi féminin.

2.2 Approche avec rationnement

Nous modélisons les frictions sur le marché du travail au sein d'un modèle statique. Un individu ayant des difficultés à trouver un emploi correspondant à son meilleur choix sera un individu faisant face à un moindre taux d'arrivée des offres lors de la période étudiée. Ainsi, nous supposons qu'un individu peut choisir entre un nombre n de propositions d'emploi, allant de 0 à l'infini, tiré d'une loi de Poisson de paramètre λ . Les individus étant hétérogènes du point de vue de leur chances de recevoir une offre d'emploi, le paramètre λ dépend de leurs caractéristiques individuelles:

$$n \rightarrow Poisson(\lambda), \text{ avec } \lambda = e^{Z\zeta}. \tag{3}$$

ζ correspond au vecteur de paramètres tandis que Z est le vecteur regroupant les caractéristiques individuelles. Un individu choisira parmi L propositions d'emplois de durées différentes celle qui maximise sa fonction

⁵Bien que celui-ci soit effectivement déterminant dans le choix d'offre de travail de la femme, il deviendrait alors nécessaire de tenir compte de l'imposition jointe des revenus du ménage, ce qui dans un cadre non collectif, est peu satisfaisant

d'utilité. Au mieux, l'individu aura le choix entre tous les types d'emplois envisageables.

$$\begin{aligned}
 H_j &= \arg \max \left\{ U_k = [C_k^\gamma + \delta (T - H_k)^\gamma]^{1/\gamma}, k = 1, \dots, L \right\} \\
 \text{s.c.} \quad &\begin{cases} C_k = w_k(H_k)H_k + y - I\{H_k \geq 0\}c \\ 0 \leq H_k \leq T \\ \text{avec } H_k \in \{h^1, \dots, h^L\} \text{ où } L \leq K. \end{cases} \quad (\text{P}')
 \end{aligned}$$

Les heures effectives, H_j , observées dans la base de données et issues du programme (P'), pourront être différentes des heures désirées H^{des} , solution du programme (P). Notons que la présence de coûts fixes pourrait approximer d'une certaine manière la nature différentielle d'une partie du revenu hors-travail et être à l'origine de la présence d'une partie des temps partiels contraints. Différentes situations peuvent apparaître:

Tout d'abord, l'individu ne travaille pas car il n'a tiré aucune offre; dans le cas contraire, soit il ne souhaite pas travailler (ou plus exactement aucune offre d'emploi ne peut dépasser son utilité de réserve), soit il souhaite travailler un certain volume horaire mais n'a obtenu que des propositions correspondant à une utilité inférieure à son utilité de réserve. Ces situations variées vont de l'inactivité au chômage involontaire.

Ensuite, l'individu peut être en sous-emploi s'il souhaite travailler plus d'heures que ce que l'on observe effectivement, auquel cas: $H_j < H^{des}$.

Finalement, l'individu peut être en sur-emploi s'il souhaite travailler moins d'heures que ce que l'on observe effectivement, auquel cas: $H_j > H^{des}$.

2.3 Modélisation économétrique

Il convient au préalable de revenir sur la nature des offres reçues par les agents et de détailler le mécanisme du modèle: trois types d'emploi sont en fait envisagés ($K = 3$) les emplois à temps partiel, $H = A$, correspondant à une durée inférieure ou égale à 30 heures par semaine, les emplois à temps réduit, $H = B$, correspondant à un volume horaire un peu inférieur au temps plein, et les emplois à temps plein, $H = C$, correspondant à une durée supérieure ou égale à 39 heures hebdomadaires. Ces choix recouvrent globalement la répartition des heures de travail des emplois occupés par les femmes, ils ont par ailleurs l'avantage de correspondre aux heures contractuelles habituelles de travail. Les firmes étant hétérogènes du point de vue de leur comportement d'embauche, elles vont poster des emplois d'un de ces trois types. Il en résulte une distribution bidimensionnelle des emplois demandés, caractérisés par une paire de valeurs spécifiques, un taux de salaire horaire couplé avec une durée du travail.

La distribution marginale des heures postées est définie par p_A, p_B et p_C , qui représentent la probabilité d'offrir un emploi respectivement à temps partiel, à temps réduit et à temps plein, avec $p_A + p_B + p_C = 1$. Il est possible que des incitations fiscales, jouant sur le coût du travail de façon différenciée en fonction du volume horaire, distordent cette distribution en faveur d'un type d'emploi particulier. Sur nos données, qui datent de l'année 1997, des abattements de 30% des cotisations employeurs portant spécifiquement sur les emplois à temps partiel avaient cours (loi de septembre 1992 modifiée en décembre 1993), ce qui tend à favoriser ce type de postes relativement aux emplois à temps plein ou réduit. Les abattements de charges spécifiques aux emplois nouvellement créés à temps partiel ont été complètement supprimés à l'issue de la

récente réforme Fillon (janvier 2005), ceux-ci fusionnant dorénavant avec des abattements dégressifs sur les bas salaire jusqu'à 1,7 SMIC. Le calcul des allègements de charge se fait désormais sur une base horaire sans traitement différencié des emplois à temps réduit. Ainsi, la législation actuelle distord probablement moins la distribution des emplois postés en faveur du temps réduit que par le passé. Les effets de la fiscalité sur le côté demande de travail, tels que nous venons de les esquisser, ne sont pas explicitement pris en compte dans ce modèle. Autrement dit, la distribution des types d'emploi offerts en 1997 reste exogène au modèle et nous ne pouvons pas indiquer dans quelle mesure les différents modes de calcul d'abattement de charges ont changé la distribution des emplois offerts. Une telle question s'avère d'autant plus complexe qu'une réforme n'annule pas toujours la précédente. Ainsi peuvent coexister dans l'économie, à un instant donné, des emplois correspondant à différentes législations, selon la date de signature du contrat de travail. Pour ce type d'analyse, la fusion d'une enquête force de travail avec une enquête employeur apparaîtrait nécessaire, ce qui devrait faire l'objet d'un travail de recherche à part entière. En outre, l'éventualité d'un volume horaire directement choisi par le salarié est complètement exclue du modèle, bien que cette possibilité existe, de façon très encadrée, dans le Code du Travail (articles L.214-4-7 et L.122-28-1), son utilisation est relativement peu fréquente en France, elle reste dans les faits limitée au congé parental.

Les salaires horaires sont supposés tirés d'une distribution log-normale qui peut différer d'une constante suivant le type d'offre:

$$\ln w_j = W\theta + \sum_{k=1}^K m_k I \{H = h_k\} + \sigma_w \nu, \quad (4)$$

où $\nu \sim N(0, 1)$ et où W est un vecteur de variables explicatives, θ sont les paramètres associés, et m_k constitue le paramètre associé à l'indicatrice de durée effective de l'emploi, m_K est normalisé à 0. Les entreprises font parvenir aux agents des propositions d'emploi caractérisées par un salaire, pouvant éventuellement différer selon le type d'offre au terme constant et déterministe près. On considère ainsi que les offres d'emploi proposées à un même individu différeront par un volume horaire et un gain ou une perte de revenu fixe attachés à ce type d'offre. Cette démarche permet de raisonner conditionnellement à un salaire offert tiré d'une distribution exogène. En outre, la paramètre associé à l'indicatrice de type d'emploi peut aussi traduire un effet spécifique de la taxation puisque le salaire correspond au salaire net. Il peut aussi rendre compte de la différenciation éventuellement générée par les mesures d'allègements de charges sociales en faveur des salaires d'emplois à temps partiel. La détermination du taux de salaire horaire en fonction du volume horaire nous permet d'éviter certains écueils tels la sous-estimation de l'effet du salaire sur l'offre de travail en présence d'un système de taxation progressive (Aaronson et French, 2002)⁶.

Etant donné les types d'emploi et taux de salaire offerts, l'individu va réaliser son choix H_j d'heures de travail qui lui procure le plus haut niveau d'utilité. Suivant Moffit (1984), nous pouvons réécrire les comparaisons d'utilité en fonction des valeurs prises par le terme d'erreur e aux différents points d'indifférence (voir équation (2)). Partant de la fonction d'utilité C.E.S. préalablement définie, nous notons e_{0j} la valeur de la partie inobservée du goût pour le travail telle que l'utilité de travailler h_j est égale à l'utilité de réserve ($U_0 = U_j$). De la même façon, e_{jk} est la valeur de e qui rend l'individu indifférent entre travailler h_j heures

⁶Les résultats de ces auteurs sont obtenus sur données américaines et sont conditionnels à la décision de participer.

ou h_k heures ($U_j = U_k$). Ainsi on obtient:

$$\begin{aligned} e_{0j} &= -X\beta - \ln \frac{C_j^\gamma - C_0^\gamma}{T^\gamma - (T - h_j)^\gamma} \\ e_{jk} &= -X\beta - \ln \frac{C_k^\gamma - C_j^\gamma}{(T - h_j)^\gamma - (T - h_k)^\gamma}, \end{aligned} \quad (5)$$

La règle de choix établie par Moffit (1984) nous indique que, quelque soit la forme de la contrainte de budget, et sans restrictions horaires, un individu choisira h_j (attaché au salaire w_j) si et seulement si la condition suivante est satisfaite:

$$e \in \left[\max_{k < j} e_{kj}, \min_{k > j} e_{jk} \right] \quad (6)$$

Néanmoins, dans l'expression (5), seul le taux de salaire horaire correspondant au volume horaire effectif h_j est observé. Le salaire horaire des éventuelles offres concurrentes n'est pas connu. Dans le prolongement de la procédure séquentielle de réception des offres déjà décrite, le salaire d'une offre concurrente correspondra au salaire observé, corrigé de la différence moyenne du salaire concurrent avec le salaire observé. Prenons l'exemple d'une offre concurrente proposant un volume d'heures $H = h_k$. On lui affectera un salaire correspondant au calcul suivant:

$$\begin{aligned} \ln w_k &= \ln w_j + E(\ln w_k - \ln w_j | W, H) \\ &= \ln w_j + m_k - m_j \end{aligned} \quad (7)$$

Ainsi, la consommation C_k d'une femmes travaillant effectivement h_j heures est explicitement calculée comme suit:

$$C_k = w_j \exp(m_k - m_j) h_k + y + c \quad (8)$$

Pour les femmes n'occupant pas d'emploi, aucun salaire n'est observé. Les seuils d'indifférence entre le non emploi et les emplois de différents types, $e_{ok}(v)$, seront alors calculés conditionnellement au terme d'erreur de l'équation de salaire:

$$e_{ok}(v) = -X\beta - \ln \frac{(\exp(W\theta + m_k + \sigma_w v) h_k + y + c)^\gamma - y^\gamma}{T^\gamma - (T - h_k)^\gamma} \quad (9)$$

Notons que la prédiction du salaire horaire des femme ne travaillant pas est susceptible d'être sur-estimée du fait du biais de participation usuel. Il est aussi possible que les salaires horaires des travailleurs à temps plein, prédits sur la base de l'observation des salaires horaires des travailleurs à temps partiels, soient aussi sujets à un biais de sélection si les travailleurs à temps partiel disposent de caractéristiques inobservées corrélées à leur taux de salaire horaire différentes des caractéristiques inobservées des travailleurs à temps plein. L'approche statistique que nous adoptons par la suite, qui consiste à modéliser de manière jointe les heures de travail et les revenus permet à la fois de prendre en compte l'existence d'erreurs de mesure dans le revenu des ménages mais aussi de contrôler ces différents biais de sélection.

2.4 La Fonction de vraisemblance

La contribution individuelle à la vraisemblance pour un individu participant au marché du travail est la suivante:

$$L(H = h_j, w_j) = L(H = h_j | w_j) \frac{1}{w_j \sigma_w} \phi \left(\frac{\ln w_j - W\theta - m_j}{\sigma_w} \right), \quad (10)$$

où ϕ correspond à la fonction de densité de la loi normale centrée réduite; au sein du modèle sans contrainte de rationnement, la probabilité du choix horaire conditionnelle au salaire horaire se déduit naturellement de la condition de Moffit (équation (6)) :

$$L(H = h_j | w_j) = P \left(e \in \left[\max_{k < j} e_{kj}(w_j), \min_{k > j} e_{jk}(w_j) \right] \right). \quad (11)$$

Pour un individu ne travaillant pas, la vraisemblance est intégrée sur toute la distribution du terme d'erreur de l'équation de salaire v :

$$L(H = 0) = \int_{-\infty}^{\infty} L(H = 0 | v) \phi(v) dv, \quad (12)$$

où la vraisemblance conditionnelle au salaire horaire se déduit aussi de la condition de Moffit mais dépend cette fois des valeurs prises par e_{0k} (voir équation (9)), elles-mêmes dépendantes du terme d'erreur et plus généralement de la distribution des salaires:

$$L(H = 0 | v) = P \left(e < \min_{k > 0} e_{0k}(v) \right). \quad (13)$$

La présence éventuelle de rationnement par un nombre de propositions d'emploi réduit nous conduit à aménager ces contributions et en particulier les équations . Pour cela, nous procédons en deux temps: dans un premier temps, nous supposons connu le nombre d'offre d'emplois reçus pour chaque individu puis nous relâchons cette hypothèse.

2.4.1 Contribution individuelle à la vraisemblance étant donné un nombre n d'emplois proposés

Dans un premier temps, nous supposons fixé et non nul le nombre d'emplois postés dans l'économie. La distribution des emplois postés est caractérisée par une distribution marginale des types d'emploi P_A, P_B, P_C et par la distribution conditionnelle des salaires

Les n propositions d'emploi reçues par un individu définissent un sous-ensemble de durées du travail accessibles. Un chercheur d'emploi peut, par exemple, ne tirer que des propositions d'emploi de type A (temps partiel), ou ne tirer que des offres de type B (temps réduit), ou encore tirer n'importe quelle combinaison d'emplois de type A, B ou C. Tous les ensembles d'offres d'emploi proposées à l'individu doivent nécessairement contenir l'offre acceptée et observée pour cet individu. Une fois recensés tous les sous-ensembles possibles, étant donné un nombre d'emplois postés n et l'emploi accepté h_j , la contribution individuelle à la vraisemblance conditionnelle à la contrainte de budget et au nombre d'offres d'emplois postées est donnée par l'équation (14).

$$P[H = h_j | w_j, N = n] = \sum_{s=1}^S P[U_j > U_k, \forall k \in V_s(n, h_j) | w_j, N = n, V_s(n, h_j)] \cdot P[V_s(n, h_j)] \quad (14)$$

où la probabilité de choisir l'offre correspondant au plus haut niveau d'utilité, conditionnelle au taux de salaire observé est détaillée dans l'équation (11). $V_s(n, h_j)$ correspond au $s^{ième}$ sous-ensemble d'emplois éventuellement proposés à l'individu ayant tiré n offres contenant l'offre h_j . Elle consiste à additionner sur tous les sous-ensembles recensés, la probabilité que l'offre observée soit préférée à l'inactivité et à toute autre offre d'emploi tirée du sous-ensemble, pondérée par la probabilité de cet ensemble. L'expression analytique de la distribution des sous-ensembles d'emplois tirés est connue.

A titre d'illustration, nous précisons la probabilité qu'un individu soit observé à temps partiel (type A) sachant qu'il a eu le choix entre n propositions d'emploi. Quatre sous-ensembles de propositions distinctes sont possibles dans ce cas:

1/ L'individu n'a reçu que des propositions d'emplois à temps partiel: $V(n, A) = \{A\}$, la probabilité d'occurrence de cet ensemble étant $P[V_1(n, A)] \equiv (P_A)^n$;

2/ L'individu a reçu un ensemble de propositions contenant au moins un poste à temps partiel et un poste à temps réduit, mais pas d'emploi à temps plein: $V(n, A) = \{A, B\}$, la probabilité correspondante étant: $P[V_2(n, A)] \equiv (P_A + P_B)^n - (P_A)^n - (P_B)^n$

3/ L'individu a reçu un ensemble de combinaisons d'offres d'emplois contenant des postes à temps partiel, des postes à temps plein, mais pas de poste à temps réduit: $V(n, A) = \{A, C\}$, la probabilité d'occurrence étant: $P[V_3(n, A)] \equiv (P_A + P_C)^n - (P_A)^n - (P_C)^n$

4/ Le dernier cas de figure correspond au libre choix. L'individu a reçu au moins une offre de chaque type: $V(n, A) = \{A, B, C\}$, la probabilité se déduisant de l'ensemble des sous-ensemble possibles⁷: $P[V_4(n, A)] \equiv 1 - (P_A + P_B)^n - (P_A + P_C)^n - (P_B + P_C)^n + (P_A)^n + (P_B)^n + (P_C)^n$.

La contribution individuelle à la vraisemblance d'un individu observé à temps partiel se déduit alors:

$$\begin{aligned}
P[H = A | N = n] &= & (15) \\
P[U_A \geq U_0 | w_A, N = n, V(n, A) = \{A\}] & \cdot P[V(n, A) = \{A\}] \\
+ P[U_A \geq U_0, U_A \geq U_B | w_A, N = n, V(n, A) = \{A, B\}] & \cdot P[V(n, A) = \{A, B\}] \\
+ P[U_A \geq U_0, U_A \geq U_C | w_A, N = n, V(n, A) = \{A, C\}] & \cdot P[V(n, A) = \{A, C\}] \\
+ P[U_A = \max\{U_0, U_A, U_B, U_C\} | w_A, N = n, V(n, A) = \{A, B, C\}] & \cdot P[V(n, A) = \{A, B, C\}]
\end{aligned}$$

La contribution à la vraisemblance en terme des e_{jk} peut se réécrire de la même façon que dans l'équation (11) en restreignant les choix au sein de chaque sous-ensemble de n offres distinctes. Ainsi la contribution de l'équation (14) se réécrit:

$$P[H = h_j | w_j, N = n] = \sum_{s=1}^S P \left[\max_{k < j} e_{kj}(w_j) < e < \min_{k > j} e_{jk}(w_j) | N = n, h_k \in \{0, V_s(n, h_j)\} \right] \cdot P[V_s(n, h_j)] \quad (16)$$

Remarquons que dans le cas d'une contrainte de budget linéaire (cas où $m_j = 0$ pour tout emploi d'un type j quelconque), e_{jk} devient monotone croissant avec k lorsque $k > j$. Ainsi, la probabilité d'observer un emploi à temps partiel donné dans l'illustration précédente (équation (15)) se simplifie d'une façon non négligeable:

⁷Les autres sous-ensemble possibles $\{B\}$, $\{C\}$ et $\{B, C\}$ sont considérés pour les contributions alternatives.

$$\begin{aligned}
P[H = A|N = n] = & \quad (17) \\
& [1 - \Phi(e_{0A})] P[V_1] + [\Phi(e_{AB}) - \Phi(e_{0A})] .P[V_2] \\
& + [\Phi(e_{AC}) - \Phi(e_{0A})] P[V_3] + [\Phi(e_{AB}) - \Phi(e_{0A})] .P[V_4]
\end{aligned}$$

2.4.2 Contribution individuelle à la vraisemblance, cas général

Le nombre d'offres reçues est une variable aléatoire inobservée tirée d'une loi de Poisson de paramètre λ . Les probabilités conditionnelles précédentes deviennent des espérances sur le support de la distribution des offres allant de 0 à l'infini. Par ailleurs, afin d'introduire de l'hétérogénéité individuelle dans les chances de trouver un emploi, nous faisons dépendre le paramètre λ de variables d'hétérogénéité: $\lambda = e^{Z\zeta}$ (cf. équation (3)). En intégrant la contribution conditionnelle (équation (16)) par rapport à la distribution du nombre d'offres reçues, la contribution d'un individu travaillant, conditionnelle à la contrainte budgétaire, devient:

$$L(H = h_j|w_j) = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \lambda^n}{n!} \sum_{s=1}^S P \left[\max_{k < j} e_{kj}(w_j) < e < \min_{k > j} e_{jk}(w_j) | N = n, h_k \in \{0, V_s(n, h_j)\} \right] .P[V_s(n, h_j)] \quad (18)$$

Cette contribution se simplifie en utilisant la convergence des séries ce qui permet de maintenir une expression explicite pour la vraisemblance conditionnelle au salaire. Le fait d'obtenir une valeur exacte plutôt qu'une approximation procure un avantage numérique certain et nous évite la nécessité de faire appel à des approximations de double intégrale pour la vraisemblance conditionnelle. A titre d'exemple, un individu à temps partiel aura la contribution suivante:

$$\begin{aligned}
L(H = A|w_A) & \\
= & [e^{-\lambda(P_A-1)} - e^{-\lambda}] [1 - \Phi(e_{0A})] + [e^{-\lambda} + e^{\lambda(P_A+P_B-1)} - e^{\lambda(P_A-1)} - e^{\lambda(P_B-1)}] [\Phi(e_{AB}) - \Phi(e_{0A})] \\
& [e^{-\lambda} + e^{\lambda(P_A+P_C-1)} - e^{\lambda(P_A-1)} - e^{\lambda(P_C-1)}] [\Phi(e_{AC}) - \Phi(e_{0A})] \\
& + [e^{-\lambda} + e^{\lambda(P_A+P_C-1)} - e^{\lambda(P_A-1)} - e^{\lambda(P_C-1)}] [\Phi(\min\{e_{AB}, e_{AC}\}) - \Phi(e_{0A})]. \quad (19)
\end{aligned}$$

Les contributions individuelles des autres types d'emploi se déduisent de la même façon en remplaçant les probabilités de chaque ensemble de choix possible $P[V_s(n, h_j)]$ dans l'expression (18). La contribution générale d'un individu travaillant h_j heures observé avec un niveau de consommation C_j , s'obtient de la même façon que dans le cas sans contrainte (équation (10)):

$$L(H = h_j, w_j) = L(H = h_j|w_j) \frac{1}{w_j \sigma_w} \phi \left(\frac{\ln w_j - W\theta - m_j}{\sigma_w} \right). \quad (20)$$

Finalement, la contribution d'un individu sans emploi le sera par choix, si son utilité de réserve est supérieure aux offres reçues, ou par contrainte, s'il n'a reçu aucune offre d'emploi (terme $e^{-\lambda}$). Les consommations dans les différents volumes horaires étant prédites étant donné la distribution du terme d'erreur v correspondant à l'équation de consommation, la vraisemblance est intégrée sur ce terme d'erreur:

$$L(H = 0) = \int_{-\infty}^{\infty} L(H = 0|v) \phi(v) dv, \quad (21)$$

où

$$L(H=0|v) = e^{-\lambda} + \sum_{n=1}^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \lambda^n}{n!} \sum_{s=1}^S P \left[e < \min_{e_{0k}}(v) | N = n, h_k \in \{0, V_s(n, h_j)\} \right] \cdot P[V_s(n, h_j)]. \quad (22)$$

Notons pour finir que l'intégrale est approximée en réalisant R tirages aléatoires dans la distribution du terme d'erreur de l'équation de salaire:

$$L(H=0) \simeq \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R L(H=0|v_r) \phi(v_r), \quad (23)$$

où v_r est le $r^{\text{ième}}$ tirage indépendant de la distribution $N(0, 1)$.

2.4.3 Simulations

Après l'obtention des estimations obtenues par maximisation de la fonction de log-vraisemblance, il est intéressant de procéder à la simulation des heures désirées de manière à évaluer l'importance des diverses formes de rationnement, qu'il s'agisse des situations de sous-emploi ou de sur-emploi. Pour chaque individu, nous tirons aléatoirement un nombre d'emplois offerts n au sein de la distribution de Poisson estimée⁸:

$$\tilde{n} = \text{tirage aléatoire de la loi } P(\hat{\lambda} = e^{Z_i \hat{\zeta}}) \quad (24)$$

Si $\tilde{n} = 0$ l'individu ne travaillera pas: $\tilde{h} = 0$. Dans le cas contraire, chacune des \tilde{n} offres reçues est tirée au sein de la distribution estimée des types d'emplois offerts: $\hat{p}_A, \hat{p}_B, \hat{p}_C$, ce qui nous permet de reconstituer un seul sous-ensemble d'offres distinctes \tilde{V}_s simulé. Etant donné ce sous-ensemble, l'individu réalisera son meilleur choix étant donné ses préférences simulées. On tire un alea au sein de sa distribution estimée, ce qui nous permet de simuler un terme de goût pour le travail.

$$\begin{aligned} \tilde{e} &= \text{tirage aléatoire iid de la loi } N(0, \hat{\sigma}I) \\ \tilde{\delta} &= \begin{cases} e^{-(X_1 \hat{\beta}_1 + \tilde{e})} & \text{si la femme vit seule} \\ e^{-(X_2 \hat{\beta}_2 + \tilde{e})} & \text{si la femme vit en couple} \end{cases} \end{aligned} \quad (25)$$

Pour chaque individu, un terme d'erreur de l'équation de salaire est tiré ce qui permet de simuler un taux de salaire par type d'emploi potentiellement offert (équation (4)):

$$\begin{aligned} \tilde{v} &= \text{tirage aléatoire iid de la loi } N(0, I) \\ \tilde{w}_k &= \exp(\hat{m}_k + W\hat{\theta} + \hat{\sigma}_w \tilde{v}). \end{aligned} \quad (26)$$

La consommation simulée est donc donnée par:

$$\tilde{C}_k = \tilde{w}_k H_k + y + I \{H_k \geq 0\} \hat{c}$$

Partant de la spécification C.E.S., on reconstitue les niveaux d'utilité pour tous les volumes horaires possibles: $\tilde{U}_0, \tilde{U}_A, \tilde{U}_B$ et \tilde{U}_C :

$$\tilde{U}_k = \left[\tilde{C}_k^{-\hat{\rho}} + \tilde{\delta} (T - H_k)^{-\hat{\rho}} \right]^{-1/\hat{\rho}}. \quad (27)$$

⁸Nous notons d'un accent circonflexe le résultat d'une estimation et d'un tilde le résultat d'une simulation. Toutes les variables sans ornement sont directement observées au sein de l'échantillon.

Ainsi, le type d'emploi désiré est solution de:

$$h^{des} = \arg \max_k \left(\widetilde{U}_k, k \in \{0, A, B, C\} \right). \quad (28)$$

Le type d'emploi simulé correspond au même programme d'optimisation mais au sein d'un sous-ensemble d'emplois offerts restreint.

$$\widetilde{h} = \text{Arg} \max_k \left(\widetilde{U}_k, h_k \in \{0, \widetilde{V}_s\} \right). \quad (29)$$

3 Données et Résultats

3.1 Données

Tableau 1: Statistiques descriptives du sous-échantillon (3889 observations)(*)

[INSERER TABLEAU1]

(*) Source: Europanel France année 1997, femmes âgées de 18 à 65 ans hors étudiantes

Les données sont issues de la vague 4 de la section française du panel européen des ménages, elles correspondent à l'année 1997. Nous sélectionnons un sous-échantillon de femmes, vivant seules ou en couple, avec ou sans enfant, âgées de 18 à 65 ans dont les revenus ainsi que, le cas échéant, les horaires de travail, sont renseignés. Nous excluons les étudiantes car nous ne modélisons pas l'investissement en capital humain, le choix d'éducation restant exogène. Le tableau 1 fournit des statistiques descriptives concernant le sous-échantillon des 3889 observations retenues. Une grande partie de l'échantillon (80%) se compose de femmes en couple, néanmoins, comme rappelé dans la section 2.1 les 757 femmes célibataires pourront disposer d'une fonction d'utilité ayant une structure différente. Parmi l'échantillon de femmes qui travaillent, environ un quart est à temps partiel, moins de 20% à temps réduit, et plus de la moitié à temps plein. Le taux de salaire horaire est calculé en divisant le salaire mensuel net par le volume horaire mensuel normalement travaillé. Les résultats commentés prennent en compte l'éventuelle non-linéarité dans la contrainte budgétaire, les résultats portant sur une contrainte linéaire sont présentés dans les annexes dans les tableaux A1 et A2.

3.2 Modèle standard sans contrainte

Tableau 2: Modèle CES d'offre de travail à choix discret avec coût fixe à l'emploi, sans contrainte horaire

[TABLEAU2]

Le tableau 2 présente les résultats d'estimation du modèle standard d'offre de travail lorsque l'individu choisi sans contrainte ses horaires de travail entre les 3 alternatives: temps plein, temps réduit et temps partiel. Les résultats nous servent à la fois de référence et de point de départ pour les estimations que nous effectuons avec contraintes. Le modèle atteint 43% de prédictions correctes, résultat qui s'avèrerait probablement meilleur

lors de l'utilisation d'une fonction d'utilité plus flexible⁹. Le travail à temps partiel ou à temps réduit tend en moyenne à légèrement accroître la rémunération horaire nette des individus. Ce résultat, bien que surprenant, est également observé, à l'exception des plus qualifiés, chez Laroque et Salanié (2002) et pourrait être la conséquence des aides accordées au temps partiel. Les effets de l'âge et du niveau d'éducation sur les taux de salaire apparaissent très significatifs. Si l'âge de fin d'étude apparaît avec un signe négatif, son effet marginal à la moyenne de l'échantillon est, par contre, positif. Ceci est dû à la présence des nombreux termes croisés présents dans l'équation de salaire. Seule la variable régionale correspondant à la région parisienne correspond à des salaires plus élevés. Le fait de ne pas être né en France est par contre défavorable au salaire. Les femmes en couple auraient une élasticité de substitution entre le loisir et la consommation proche de l'unité alors que l'élasticité des femmes célibataires est sensiblement moins marquée (0,85 contre 0,43)¹⁰. Les résultats des femmes en couple sont conditionnels au choix d'activité du conjoint. Ainsi, les femmes de conjoints actifs révèlent un goût pour le travail plus marqué. Cette complémentarité des temps de travail au sein du couple peut révéler un phénomène d'homogamie des préférences, elle peut aussi être liée à une complémentarité des temps hors travail des couples liée à l'exécution de tâches en commun (loisirs, éducation des enfants par exemple). Le goût du travail s'avère plus faible chez les plus jeunes et les plus âgées (la référence étant constitué des femmes âgées de 40 à 50 ans), ce qui est vrai pour des ordres de grandeur comparables quelque soit la configuration familiale. Le fait d'être qualifié semble accroître le goût du travail mais pourrait être aussi relié à un phénomène d'offre difficilement contrôlé (cette intuition se confirmera par la suite). L'influence des enfants, essentiellement de moins de trois ans est fortement négative sur le goût du travail des femmes qu'elles soient en couple ou célibataires. La présence d'enfant(s) en âge d'être scolarisé correspond à une moindre demande de loisir, effet significatif pour les femmes en couple uniquement. Lorsque le coût fixe à l'emploi est estimé en fonction des variables d'hétérogénéité individuelle, la présence des enfants de moins de 3 ans tend à accroître le coût lié à l'occupation d'un emploi.

La prise en compte de l'influence de la perception de revenus différentiels comme les minima sociaux a justifié en partie l'introduction de coûts fixes liés à la décision de participation, la non linéarité de la contrainte budgétaire engendrée par l'existence de coûts fixes devant approximer d'une certaine manière la nature différentielle d'une partie du revenu hors-travail. Si le coût fixe à l'emploi supporté par les femmes célibataires apparaît convaincant, ce n'est que partiellement le cas pour les femmes en couple puisque les signes associés à la fois à la présence d'un enfant de plus de 3 ans et à la constante sont négatifs. Ce phénomène peut être lié à l'imparfaite modélisation de l'influence du conjoint dans les choix d'offre de travail des femmes. Le revenu du travail du conjoint étant directement (et de façon unitaire) incorporé à la contrainte budgétaire féminine, des variations de ce revenu en fonction des caractéristiques familiales, éventuellement reliées à un arbitrage travail-loisir mal pris en compte (ne contrôlant qu'imparfaitement le temps de loisir du conjoint par exemple) pourraient être à l'origine d'un tel coefficient.

Néanmoins, tous ces résultats restent proches des résultats omettant un tel coût fixe à l'emploi (les tableaux A3 et A4 sont présentés en annexes afin de permettre une telle comparaison). Ils coïncident avec

⁹Van Soest (1995), propose une modélisation offrant un meilleur pouvoir prédictif car plus flexible, mais la structure du rationnement sur le marché du travail reste en forme réduite.

¹⁰L'élasticité de substitution se calcule ainsi: $\frac{1}{1-\gamma}$.

ce que l'on trouve habituellement dans la littérature sur le comportement d'offre de travail des femmes. Les résultats issus de l'estimation non contrainte constituent le point de départ de l'algorithme d'optimisation du modèle avec contrainte.

3.3 Modèle d'offre de travail des femmes avec contraintes horaires

Tableau 3: Modèle CES d'offre de travail à choix discret avec coût fixe à l'emploi, avec contraintes horaires

[TABLEAU3]

L'estimation avec contrainte (tableau 3) produit un meilleur ajustement aux données (la valeur de la fonction de vraisemblance et le taux de bonne prédiction sont améliorés). La prise en compte des contraintes horaires dans la modélisation du comportement d'offre de travail est susceptible de fournir une fonction d'offre de travail et des évaluations des effets des variables d'hétérogénéité des préférences différentes, normalement meilleures, en ce qui concerne la causalité de l'effet des variables explicatives sur les préférences pour le loisir puisque les aspects des choix reliés aux éventuelles contraintes (par exemple le fait de n'obtenir que des propositions d'emplois à temps partiel) sont contrôlés.

L'élasticité de substitution entre consommation et loisir apparaît peu différente lors de la prise en compte des contraintes; quoi que légèrement inférieur (0,77 pour les femmes en couple et 0,53 pour les femmes célibataires). L'omission des contraintes horaires conduirait donc à une surestimation de l'élasticité entre consommation et loisir d'un peu plus de 10% pour les femmes en couple et une sous-estimation de cette élasticité pour les femmes célibataires de plus de 15%. L'effet de certaines variables d'hétérogénéité dans le goût pour le travail changent de façon notable. Globalement les effets de l'âge, de la présence d'un enfant et de la qualification apparaissent plus marqués, surtout chez les femmes en couple, mais jouent dans la même direction que précédemment. Notons en particulier que la présence d'un enfant de plus de 3 ans chez les femmes célibataires accroît de façon significative leur goût du travail, ceci confirme l'idée que la scolarisation d'un enfant est un phénomène important dans les choix d'offre de travail des mères célibataires.

L'équation de salaire, lorsqu'estimée conjointement avec le modèle d'offre de travail en présence de contraintes, conduit à des effets plus faibles des indicatrices de type d'emploi occupé qui n'apparaissent pas assez précis pour être statistiquement significatifs. Le travail à temps partiel semble toujours conduire à une hausse des taux de salaire horaire nets, de même que, dans une moindre mesure, les emplois à temps réduits. Ces effets s'entendent à âge et qualification donnés évidemment. Les autres variables présentent des effets du même ordre de grandeur que dans le cas sans contrainte.

Un des intérêts du modèle est de pouvoir isoler l'effet des variables d'hétérogénéité individuelle sur les chances de trouver un emploi. Ces effets peuvent être liés à une segmentation du marché du travail, différente selon les régions et les niveaux de qualification, à une moindre faculté individuelle dans la recherche d'emploi (due à des problèmes d'information ou de motivation), ou encore à des phénomènes de discrimination sur le marché du travail. Il reste qu'ils sont soumis aux différentes hypothèses de modélisation quant aux variables à inclure ou exclure des préférences, de l'équation de salaire et des chances de trouver un emploi. Théoriquement, toutes les variables peuvent être incluses dans ces trois processus, néanmoins l'identification

du modèle apparaît plus nette et plus facile en présence de restrictions d'exclusion. Nous avons choisi de ne pas introduire la présence d'un enfant comme facteur pouvant affecter les chances de trouver un emploi (cela pourrait éventuellement réduire le temps ou la zone de recherche d'emploi mais n'est probablement pas un facteur discriminant pour l'employeur). Des zones géographiques, seule la région parisienne a été conservée afin de réduire le nombre de variables, c'est aussi la seule variable significative sur les aspects demande de travail. Il apparaît que les femmes reçoivent en moyenne 3,8 propositions d'emplois, ce qui paraît suffisamment faible pour que des contraintes sur le marché du travail puissent effectivement survenir (sur les trois types d'offre, plusieurs peuvent correspondre au même volume horaire). Le fait d'avoir moins de 30 ans ou d'avoir une qualification tend à accroître le taux d'arrivée des offres. Il est supérieur en région parisienne mais tend à décroître lorsque l'individu n'est pas né en France. Il est rassurant de constater que ces résultats sont en accord avec les prédictions des modèles de recherche d'emploi. L'exclusion des travailleurs âgés ressort mais de façon non significative dans nos données. Par rapport à l'estimation sans contrainte, la prise en compte de contrainte de rationnement permet d'atténuer l'effet du pays de naissance et de la zone géographique sur les salaires, une partie du gain ou de la perte de rémunération du modèle sans contrainte correspondrait en fait à un gain en terme d'emploi, ou d'emploi souhaité, car capturé dans l'effet de l'hétérogénéité individuelle sur le nombre d'emplois offerts.

Enfin, les estimations nous indiquent la distribution des types d'emplois offerts sur le marché du travail. Celle-ci est supposée identique pour tous les individus, seul le nombre d'offres reçues change. Une alternative idéale serait évidemment de différencier la distribution des emplois offerts par caractéristique individuelle (âge et qualification notamment) mais cela conduirait à une très importante perte de degrés de liberté et à des problèmes d'identification difficilement solubles avec la seule information disponible. Il apparaît qu'environ 38% des emplois féminins postés sur le marché du travail le sont à temps partiel, 21% à temps réduit, et le restant à temps plein. Nous étudions dans la section suivante les implications de cette distribution des heures de travail sur les choix d'offre de travail des femmes.

3.4 Inadéquation entre heures désirées et heures travaillées

Tableau 4: Situation sur le marché du travail simulée et souhaitée

Tableau 5: Répartition des durées du travail offertes, souhaitées et acceptées

[TABLEAUX 4 et 5]

Les tableaux 4 à 6 permettent, par des simulations dont la méthode est détaillée en section 2.4.3, de mettre en évidence la nature et l'ampleur de l'inadéquation entre les heures acceptées et les heures souhaitées en France en 1997. Il apparaît que la distribution des emplois simulés par le modèle est très proche de la distribution des emplois observés dans l'économie, elle tend néanmoins à légèrement surestimer la fréquence des emplois à temps partiel au détriment des deux autres types d'emploi.

D'une manière générale, la distribution des emplois désirés est en inadéquation avec la distribution des emplois offerts (tableau 4). Il apparaît que 42% des femmes de l'échantillon souhaiteraient réellement être inactives, tandis qu'elles sont 47% dans les faits à être inactives ou chômeuses. La première forme de sous-

emploi ainsi mis en évidence est bien du chômage. Par ailleurs, 36% des femmes semblent souhaiter travailler à temps plein alors qu'elles ne sont que 28% dans ce cas, ceci constituant la deuxième forme de sous-emploi mise en évidence.

Les résultats conditionnels à l'emploi permettent de connaître les inadéquations parmi les femmes disposant déjà d'un emploi (tableau 5). Là encore, trop d'emplois à temps partiel semblent être proposés (38%) contre 24% souhaités seulement par les femmes qui travaillent. Il en va de même pour les emplois à temps réduit, 21% offerts contre 13% souhaités. Ceci traduit un excès de propositions d'emplois à temps partiel et à temps réduits dans l'économie vis-à-vis des souhaits des salariés. Le tableau 5 présente aussi la distribution des heures de travail souhaitée par les chômeuses involontaires¹¹. Il est intéressant de la comparer au souhait des femmes occupant effectivement un emploi. Sans réelle surprise on constate qu'elles présentent une plus grande préférence pour les emplois à temps partiel que les femmes salariées (45% contre 24%).

Tableau 6: Inadéquation entre l'offre et la demande de travail par type d'emploi occupé

[TABLEAU6]

Le tableau 6 permet une évaluation plus détaillée de l'inadéquation entre heures souhaitées et heures effectives. D'après nos simulations, sur 100 femmes travaillant à temps partiel, 31 souhaiteraient travailler davantage, la grande majorité d'entre elles souhaitant un emploi à temps complet. Le taux de temps partiel 'subi' d'après notre mode d'évaluation est de 31%, celui-ci atteignant 40% dans les résultats d'exploitation d'enquêtes subjectives questionnant directement les individus. Certaines femmes souhaitent réduire leur durée du travail. Les femmes travaillant moins d'un temps plein mais plus de 30 heures par semaine sont 15% à souhaiter travailler à temps partiel. Seulement 3% des employées à temps plein le souhaiteraient également, cette proportion n'est cependant pas négligeable dans la mesure où elle représente un grand nombre d'individus, l'emploi à temps plein étant majoritaire. Si l'on reprend les interprétations des effets des variables d'hétérogénéité sur les chances de trouver un emploi, il apparaît alors clairement que les femmes non nées en France, non qualifiées, vivant en province ou plus âgés sont davantage victimes de rationnement sur le marché du travail français.

Tableau 7: Inadéquation entre l'offre et la demande de travail pour l'échantillon

[TABLEAU7]

Le tableau 7 recense le nombre d'individus dans chaque type d'emploi, croisé avec ses préférences horaires. Les statistiques suivantes (tableau 8) de sur et de sous-emploi ont été calculées grâce à ce tableau. Le sur-emploi est relativement rare. 10,6 % des femmes travaillant à temps plein souhaiteraient réduire leur durée du travail. En tout, ce sont 8% des travailleuses qui choisiraient de réduire leur durée du travail. Le sous-emploi est deux fois plus fréquent que le sur-emploi féminin puisqu'il touche 16,1% des salariées et 13,5% des femmes de notre échantillon.

Tableau 8: Quelques statistiques agrégées simulées - femmes hors étudiantes âgées de 18 à 65 ans en 1997

¹¹ 'involontaires' signifiant qu'elles sont prêtes à travailler un nombre positif d'heures de travail, celles-ci pouvant avoir reçu des offres d'emploi ne correspondant pas à leur souhait.

[TABLEAU8]

Le taux de chômage involontaire mesuré d'après nos simulations (Tableau 8) atteint 8,4% de la population active, ce qui est logiquement plus faible que le taux de chômage effectivement observé en 1997 (il était de 14% environ). Ce type de chômage est relié à la présence de contraintes sur le marché du travail, d'où son qualificatif d'involontaire, il survient lorsqu'aucune offre d'emploi n'est proposée ou lorsque la diversité des types d'emplois proposés n'est pas suffisante pour surpasser le salaire de réserve (mais il existe un type d'offre surpassant le salaire de réserve). De tels taux de sous-emploi féminin laissent entrevoir la possibilité d'une marge de progression considérable en matière de taux d'emploi féminin par le développement du temps choisi, si tenté que le côté demande du marché du travail français ait la capacité de financer de tels emplois évidemment.

4 Conclusion

Cette analyse microéconomique des comportements d'offre de travail en présence de contraintes horaires montre une forte inadéquation entre heures désirées et heures travaillées sur le marché du travail français. Sur la base de simulations réalisées à partir des estimations du modèle, nous déduisons les souhaits en matière de durée de travail par comparaison des niveaux individuels d'utilité atteints. Le marché du travail apparaît en excès de demande de travail à temps partiel et en déficit de demande de travail à temps plein. Le sur-emploi concerne 8,0% des salariées tandis que le sous-emploi touche 16,1% des salariées. Le chômage relié à la présence de contraintes sur le marché du travail atteint 8,4% de la population active dans nos simulations. Les contraintes horaires pesant sur le travail 'féminin' sont donc considérables. Elles seraient à l'origine d'une perte de bien-être pour la population. Pour l'économètre, la prise en compte des contraintes horaires portant sur le marché du travail féminin permet de corriger une surévaluation de l'élasticité de substitution entre travail et loisir pour les femmes en couple.

Par ailleurs, nos résultats concordent avec les résultats issus de l'enquête complémentaire à l'Enquête Emploi qui interrogeait directement les individus quant à leur souhaits horaires. Nous retrouvons une forte proportion (30,6%) de temps partiel "subi" qui touchent en priorité les faibles niveau d'éducation. La réponse des firmes aux mesures d'allègement de charges sociales sur les emplois à temps partiel s'adressant prioritairement aux travailleurs les moins qualifiés pourrait en être à l'origine. La présence de temps partiel contraint semble également révéler des phénomènes discriminatoires quant à la nationalité. Le fait d'être jeune semble favoriser les chances de ne pas être rationné au niveau des offres reçues; ce n'est pas le cas pour les travailleurs plus âgés. De fortes disparités régionales apparaissent finalement entre région parisienne et province.

Pour conclure, il convient de préciser que le modèle que nous venons d'estimer repose sur des hypothèses paramétriques fortes en ce qui concerne le processus de survenue de contraintes horaires. Une des limitations essentielle provient de la symétrie du traitement du sur et du sous-emploi dans le modèle. L'hétérogénéité individuelle influence le nombre d'offres reçues mais n'influence pas la distribution des types d'emplois proposés qui reste la même pour tous les individus. Autrement dit, un individu qualifié se verra proposer

une même proportion d'emplois à temps partiel qu'un individu non qualifié. Dans le même ordre d'idée, l'emploi public est sensé présenter les mêmes caractéristiques de salaire et de contraintes que l'emploi privé ce qui n'est peut-être pas le cas, tout au moins dans la catégorie des fonctionnaires, qui connaissent un système de rémunération du temps partiel spécifique et un système d'embauche probablement moins discriminant.

References

- [1] Aaronson, D. et E. French (2002), "The effects of progressive taxation on labor supply when hours and wages are jointly determined", Working Paper, 2002-22, Federal Reserve Bank of Chicago
- [2] Cette, G. (1999), "Le temps partiel en France", Rapport du CAE n°19, La Documentation Française.
- [3] Bloemen, H.G. (2000), "A model of labour supply with job offer restrictions", *Labour Economics*, Vol.7, pp. 297-312
- [4] Dickens, W.T. et S.J. Lundberg (1993), "Hours restrictions and labor supply", *International Economic Review*, Vol. 34, n°1, pp.169-192
- [5] Douglas, S.M., Conway K.S. et G.D. Ferrier (1995), "A switching frontier model for imperfect sample separation: with an application to constrained labor supply", *International Economic Review*, Vol. 36, n°2, pp.503-526
- [6] Euwals, Melenberg, et Van Soest (1998), "Testing the predictive value of subjective labour supply data", *Journal of Applied Econometrics*, 13(5), 567-586
- [7] Galtier, B. (1999a), "Les temps partiels: entre emplois choisis et emplois 'faute de mieux' ", *Economie et Statistique*, 321-322
- [8] Galtier, B. (1999b), "Le temps partiel est-il une passerelle vers le temps plein", *Economie et Statistique*, 321-322
- [9] Ham, J.C. (1982), "Estimation of a labour supply model with censoring due to unemployment and underemployment", *The Review of Economic Studies*, Vol. XLIX, pp. 335-354
- [10] Kahn, S. et K.Lang (1991), "The effect of hours constraints on labour supply estimates", *Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXIII, n°4, pp. 605-611
- [11] Laroque, G. et B. Salanié (2002), "Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi", *Revue Economique*, n°53, pp.1127-1147
- [12] Moffit, R. (1982), "Hours of work, the Tobit model, and institutional constraints", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, pp. 510-515
- [13] Moffit, R. (1984), "The estimation of a joint wage-hours labor supply model", *Journal of Labor Economics*, Vol. 2, n° 4, pp. 550-566

- [14] Stewart, M.B. et J.K. Swaffield (1997), “Constraints on the desired hours of work of british men”, *The Economic Journal*, 107, pp.520-535
- [15] Tummers, M. et I. Woittiez (1991), “A simultaneous wage and labor supply model with hours restrictions”, *The Journal of Human Resources*, Vol. 26, n°3, pp. 517-558
- [16] Van Soest, A., I. Woittiez and A. Kapteyn (1990) “Labour supply, income taxes and hours restrictions in The Netherlands”, *The Journal of Human Resources*, 25(3), 517-558
- [17] Van Soest, A. (1995), “Structural models of family labour supply, a discrete choice approach”, *The Journal of Human resources*, Vol. 30, n°1, pp. 63-88

5 ANNEXES

Tableau A1: Offre de travail non contrainte, budget linéaire

[TABLEAU A1]

Tableau A2: Offre de travail avec contraintes horaires, budget linéaire

[TABLEAU A2]

Tableau A3: Modèle CES d’offre de travail à choix discret sans coût fixe à l’emploi, sans contrainte horaire

[TABLEAU A3]

Tableau A4: Modèle CES d’offre de travail à choix discret sans coût fixe à l’emploi, avec contraintes horaires

[TABLEAU A4]

Tableau 1: Statistiques descriptives du sous-échantillon (3889 observations)
Source: Europanel France année 1997, femmes âgées de 18 à 65 ans hors étudiantes

Variables	Moyenne (<i>écart-type</i>) ou Fréquence
Age	42,64 (12,0)
- Entre 18 et moins de 30 ans	16,74 %
- Entre 30 et 40 ans	29,00 %
- Entre 41 et 50 ans	26,48 %
- Plus de 50 ans	27,77 %
Revenu hors travail du ménage (en FF/semaine)	1096,26 (1609,7)
Revenu du travail des autres membres du ménage	1452,77 (1814,2)
Avec enfant(s)	62,74 %
Enfant de moins de 3 ans	10,80 %
Enfant de moins de 12 ans	35,59 %
Taille du ménage	2,9902 (1,3344)
Niveau d'éducation faible ou manquant	44,90 %
Niveau d'éducation moyen	33,25 %
Niveau élevé d'éducation	21,85 %
Age de fin d'étude	17,70 (3,356)
Habite en région parisienne	15,20 %
Non née en France	8,33 %
Célibataire	19,47 %
En Couple	80,53 %
Mariée (si en couple)	82,79 %
Indicatrice d'activité du conjoint (si en couple)	67,53 %
<i>Situation sur le marché du travail</i>	
- Sans emploi (inactive ou chômeuse)	47,65 %
- En temps partiel (<=30 heures/sem.)	13,96 %
- En temps réduit (<39 heures/sem.)	9,23 %
- En temps plein (39 heures ou plus)	29,16 %
Salaire Horaire (en FF)	54,46 (44,6)
Durée hebdomadaire de travail	35,09 (9,04)

Tableau 2: Modèle C.E.S. d'offre de travail à choix discret avec coût fixe à l'emploi, sans contrainte horaire

Préférences	Paramètre	Ecart-type		Equation de salaire	Paramètre	Ecart-type	
Femmes en couple				Constante	2.2435	0.1654	***
(δ_2) goût pour le travail				Age	0.0711	0.0084	***
Constante	-0.7521	0.2534	***	Age au carré	-0.0008	0.0001	***
Qualifiée	0.5511	0.0864	***	Age de fin d'études	-0.0628	0.0061	***
Enfant	-0.1370	0.0719	*	Age de fin d'études au carré	0.0016	0.0002	***
Age < 30	-0.1746	0.0966	*	Age x age de fin d'études	0.0006	0.0001	***
Age entre 30 et 40	-0.0884	0.0707		Éducation moyenne	0.1748	0.0250	***
Age > 50	-0.6991	0.1032	***	Éducation élevée	0.5048	0.0357	***
Conjoint en emploi	0.7832	0.0876	***	Région parisienne	0.1862	0.0299	***
Enfant de moins de 3 ans	-0.4102	0.0931	***	Bassin Parisien	0.0286	0.0290	
(γ_2) Paramètre d'élasticité	-0.1741	0.0955	*	Nord-Pas-de-Calais	-0.0312	0.0470	
(σ_2) Ecart-type	1.2033	0.0890	***	Est	-0.0211	0.0372	
Coût fixe à l'emploi				Ouest	-0.0473	0.0317	
Constante	-0.1779	0.0008	***	Sud-Ouest	-0.0276	0.0350	
Enfant	-0.3232	0.0003	***	Non née en France	-0.1313	0.0366	***
Enfant de moins de 3	0.0087	0.0002	***	Emploi à temps partiel	0.0697	0.0150	***
Femmes célibataires				Emploi à temps réduit	0.0238	0.0039	***
Constante	2.0769	0.1985	***	(σ_w) Ecart-type	0.4308	0.0071	***
Qualifiée	1.9876	0.2896	***				
Enfant	0.2104	0.2537					
Age < 30	-0.8556	0.3226	***				
Age entre 30 et 40	-0.7652	0.2910	***	-2 Log Vraisemblance	26109		
Age > 50	-2.2713	0.2576	***	Observations	3889		
Enfant de moins de 3 ans	1.9475	0.0695	***	Bonnes prédictions	43.76		
(γ_1) paramètre d'élasticité	-1.3186	0.1292	***				
(σ_1) Ecart-type	2.6501	0.1869	***				
Coût fixe à l'emploi	0.1378	0.0009	***				

Tableau 3: Modèle C.E.S. d'offre de travail à choix discret avec coût fixe à l'emploi, avec contraintes horaires

Préférences	Paramètre	Ecart-type		Equation de salaire	Paramètre	Ecart-type	
(δ_2) Femmes en couple							
Constante	-0.0743	0.4121		Constante	2.2977	0.1722	***
Qualifiée	0.5676	0.1315	***	Age	0.0689	0.0088	***
Enfant	-0.1635	0.0883	*	Age au carré	-0.0008	0.0001	***
Age < 30	-0.6129	0.1722	***	Age de fin d'études	-0.0615	0.0062	***
Age entre 30 et 40	-0.2523	0.1395	*	Age de fin d'études au carré	0.0016	0.0002	***
Age > 50	-0.9029	0.1908	***	Age x age de fin d'études	0.0006	0.0001	***
Conjoint en emploi	0.9147	0.1251	***	Éducation moyenne	0.1664	0.0253	***
Enfant de moins de 3 ans	-0.4754	0.1131	***	Éducation élevée	0.4954	0.0359	***
(γ_2) paramètre d'élasticité	-0.2997	0.1375	**	Région parisienne	0.1679	0.0303	***
(σ_2) Ecart-type	1.2469	0.1361	***	Bassin Parisien	0.0272	0.0292	
Coût fixe à l'emploi				Nord-Pas-de-Calais	-0.0239	0.0477	
Constante	-1.0543	0.0074	***	Est	-0.0221	0.0375	
Enfant	-15.722	0.0056	***	Ouest	-0.0494	0.0319	
Enfant de moins de 3 ans	0.4781	0.0012	***	Sud-Ouest	-0.0288	0.0353	
(δ_1) Femmes célibataires							
Constante	1.0026	0.1928	***	Non née en France	-0.0989	0.0376	**
Qualifiée	1.4295	0.2678	***	Emploi à temps partiel	0.0349	0.0277	
Enfant	0.5412	0.2333	**	Emploi à temps réduit	0.0079	0.0096	
Age < 30	-0.5805	0.2655	**	(σ_w) Ecart-type	0.4305	0.0071	***
Age entre 30 et 40	-0.6115	0.2860	**	Nombre d'offre d'emploi reçues (λ)			
Age > 50	-1.7398	0.2577	***	Constante	0.7178	0.1829	***
Enfant de moins de 3 ans	-2.0731	0.2516	***	Age < 30	1.0829	0.4548	**
(γ_1) paramètre d'élasticité	-0.8984	0.1428	***	Age entre 30 et 40	0.1519	0.1741	
(σ_2) Ecart-type	1.8526	0.1880	***	Age > 50	-0.0825	0.2558	
Coût fixe à l'emploi	18.265	0.0033	***	Qualifiée	0.3386	0.1722	**
Distribution des types d'emplois offerts				Non née en France	-0.6270	0.1590	***
P1 – temps partiel	0,3828	0,0367	***	Habite en Région Parisienne	0.6487	0.2160	**
P2 – temps réduit	0,2128	0,0185	***	-2 Log Vraisemblance	26015		
				Bonnes prédictions	44,3 %		

Tableau 4: Situation sur le marché du travail simulée et souhaitée

Distribution des types d'emploi	Simulée	Souhaitée
Inactive ou Chômeuse	0,4658	0,4173
Temps partiel	0,1555	0,1522
Temps réduit	0,0904	0,0744
Temps plein	0,2886	0,3560

Tableau 5: Répartition des durées du travail offertes, souhaitées et acceptées

Distribution des types d'emploi	Offerts	Simulés	Réels	Souhaités par les travailleuses	Souhaités par les chômeuses
Temps partiel	0,3828	0,2904	0,2667	0,2437	0,4536
Temps réduit	0,2128	0,1693	0,1763	0,1311	0,0907
Temps plein	0,4044	0,5403	0,5570	0,6252	0,4557

Tableau 6 : Inadéquation entre l'offre et la demande de travail par type d'emploi occupé

Situation souhaitée	Sans emploi	Temps partiel	Temps réduit	Temps plein
Parmi 100 individus				
Sans emploi	89,6	4,7	9,0	4,8
Temps partiel	0	69,4	7,1	23,5
Temps réduit	0	14,6	41,8	43,6
Temps plein	0	3,2	7,4	89,4

Tableau 7 : Inadéquation entre l'offre et la demande de travail pour l'échantillon

Situation souhaitée \ Situation simulée	Sans emploi	Temps partiel	Temps réduit	Temps plein	Total
Sans emploi	41,7	2,2	0,5	2,2	46,6
Temps partiel	0	10,8	1,1	3,6	15,5
Temps réduit	0	1,3	3,8	3,9	9,0
Temps plein	0	0,9	2,1	25,9	28,9
Total	41,7	15,2	7,5	35,6	100,0

Tableau 8: Quelques statistiques agrégées simulées - femmes hors étudiantes âgées de 18 à 65 ans en 1997

Taux d'emploi	53,4
Taux de chômage 'involontaire'	8,4
Taux de sous-emploi	13,5
Taux de sur-emploi parmi les femmes en emploi	8,0
Taux de sous-emploi parmi les femmes en emploi	16,1
Taux de travail à temps partiel 'involontaire'	30,6

ANNEXES

Tableau A1: Offre de travail non contrainte, budget linéaire

Préférences	Paramètre	Ecart-type	Equation de salaire	Paramètre	Ecart-type
Femmes en couple			Constante	2.0851	0.1715 ***
(δ_2) goût pour le travail			Age	0.0808	0.0087 ***
Constante	-0.1975	0.2379 *	Age au carré	-0.0010	0.0001 ***
Qualifiée	0.5529	0.08450 ***	Age de fin d'études	-0.0641	0.0062 ***
Enfant	-0.1160	0.06709 *	Age de fin d'études au carré	0.0016	0.0002 ***
Age < 30	-0.2314	0.09110 **	Age x age de fin d'études	0.0006	0.0001 ***
Age entre 30 et 40	-0.1185	0.06611 *	Éducation moyenne	0.1737	0.0253 ***
Age > 50	-0.6056	0.09711 ***	Education élevée	0.5099	0.0361 **
Conjoint en emploi	0.7880	0.08503 ***	Région parisienne	0.1831	0.0303 ***
Enfant de moins de 3 ans	-0.3671	0.08682 ***	Bassin Parisien	0.0295	0.0293
(γ_2) paramètre d'élasticité	-0.3675	0.09236 ***	Nord-Pas-de-Calais	-0.0418	0.0474
(σ_2) Ecart-type	1.1122	0.08527 ***	Est	-0.0206	0.0376
Femmes célibataires			Ouest	-0.0451	0.0320
(δ_1) goût pour le travail			Sud-Ouest	-0.0248	0.0354
Constante	-0.8065	0.3968 **	Non née en France	-0.1350	0.0370 ***
Qualifiée	0.6849	0.1824 ***	(σ_w) Ecart-type	0.4365	0.0074 ***
Enfant	0.2178	0.1140 *			
Age < 30	-0.01735	0.1794			
Age entre 30 et 40	-0.1795	0.1465			
Age > 50	-0.6943	0.1997 ***			
Enfant de moins de 3 ans	-0.8987	0.4390 **	-2 Log Vraisemblance	26132	
(γ_1) paramètre d'élasticité	-0.2408	0.1578 *	Bonnes prédictions	44,1 %	
(σ_1) Ecart-type	1.1229	0.1677 ***			

Tableau A2: Offre de travail avec contraintes horaires, budget linéaire

Préférences	Paramètre	Ecart-type		Equation de salaire	Paramètre	Ecart-type	
(δ_2) Femmes en couple				Constante	2.2084	0.1891	***
Constante	-0.01684	0.4346		Age	0.07425	0.009694	***
Qualifiée	0.5716	0.1274	***	Age au carré	-0.00088	0.000122	***
Enfant	-0.1487	0.08756	*	Age de fin d'études	-0.06200	0.006236	***
Age < 30	-0.6643	0.1673	***	Age de fin d'études au carré	0.001619	0.000229	***
Age entre 30 et 40	-0.2665	0.1401	*	Age x age de fin d'études	0.000586	0.000124	***
Age > 50	-0.9632	0.1768	***	Éducation moyenne	0.1658	0.02551	***
Conjoint en emploi	0.9127	0.1294	***	Education élevée	0.4976	0.03623	***
Enfant de moins de 3 ans	-0.4772	0.1126	***	Région parisienne	0.1657	0.03037	***
(γ_2) paramètre d'élasticité	-0.3099	0.1451	**	Bassin Parisien	0.02814	0.02941	
(σ_2) Ecart-type	1.2313	0.1383	***	Nord-Pas-de-Calais	-0.02962	0.04812	
(δ_1) Femmes célibataires				Est	-0.02202	0.03769	
Constante	-0.2745	0.7785		Ouest	-0.04792	0.03207	
Qualifiée	0.9008	0.3357	***	Sud-Ouest	-0.02728	0.03548	
Enfant	0.3938	0.1870	**	Non née en France	-0.09913	0.03787	***
Age < 30	-0.3662	0.3007		(σ_w) Ecart-type	0.4333	0.007335	***
Age entre 30 et 40	-0.3991	0.2807					
Age > 50	-1.1763	0.4116	***	Nombre d'offre d'emploi reçues (λ)			
Enfant de moins de 3 ans	-1.2884	0.6155	**	Constante	0.7084	0.1910	***
(γ_1) paramètre d'élasticité	-0.3708	0.3033		Age < 30	1.4245	0.5212	***
(σ_1) Ecart-type	1.2729	0.3254	***	Age entre 30 et 40	0.1526	0.1636	
				Age > 50	0.1076	0.2662	
Distribution des types d'emplois offerts				Qualifiée	0.3278	0.1633	**
P1 – temps partiel	0,4207	0.02656	***	Non née en France	-0.6324	0.1617	***
P2 – temps réduit	0,2081	0.01205	***	Habite en Région Parisienne	0.6727	0.1889	***
				-2 Log Vraisemblance	26022		
				Bonnes prédictions	44,7 %		

Tableau A3: Modèle C.E.S. d'offre de travail à choix discret sans coût fixe à l'emploi, sans contrainte horaire

Préférences	Paramètre	Ecart-type		Equation de salaire	Paramètre	Ecart-type	
Femmes en couple				Constante	2,1252	0,1729	***
(δ_2) goût pour le travail				Age	0,0775	0,008813	***
Constante	-0,7459	0,2443	**	Age au carré	-0,0009	0,000110	***
Qualifiée	0,5198	0,0833	***	Age de fin d'études	-0,0635	0,006166	***
Enfant	-0,1302	0,0690	*	Age de fin d'études au carré	0,0016	0,000227	***
Age < 30	-0,1692	0,0928	*	Age x age de fin d'études	0,0006	0,000123	***
Age entre 30 et 40	-0,0884	0,0678		Éducation moyenne	0,1770	0,02515	***
Age > 50	-0,6537	0,1004	***	Éducation élevée	0,5095	0,03588	***
Conjoint en emploi	0,7538	0,0842	***	Région parisienne	0,1889	0,03009	***
Enfant de moins de 3 ans	-0,3910	0,0893	***	Bassin Parisien	0,0308	0,0292	
(γ_2) paramètre d'élasticité	-0,1661	0,0921	*	Nord-Pas-de-Calais	-0,0358	0,0471	
(σ_2) Ecart-type	1,1501	0,0858	***	Est	-0,0196	0,0374	
				Ouest	-0,0453	0,0318	
Femmes célibataires				Sud-Ouest	-0,0250	0,0352	
(δ_1) goût pour le travail				Non née en France	-0,1352	0,0367	***
Constante	-0,4159	0,6083		Emploi à temps partiel	0,0594	0,0151	***
Qualifiée	0,9986	0,2915	***	Emploi à temps réduit	0,0205	0,0040	***
Enfant	-0,2220	0,1512		(σ_w) Ecart-type	0,4334	0,0073	***
Age < 30	-0,0874	0,2415					
Age entre 30 et 40	-0,2426	0,1988					
Age > 50	-1,0407	0,3082	***				
Enfant de moins de 3 ans	-1,2339	0,6024	**	-2 Log Vraisemblance	26103		
(γ_1) paramètre d'élasticité	-0,3816	0,2456		Observations	3889		
(σ_1) Ecart-type	1,5024	0,2930	***	Bonnes prédictions	43,8 %		

Tableau A4: Modèle C.E.S. d'offre de travail à choix discret sans coût fixe à l'emploi, avec contraintes horaires

Préférences	Paramètre	Ecart-type		Equation de salaire	Paramètre	Ecart-type	
(δ_2) Femmes en couple							
Constante	-0,0501	0,4304		Constante	2,2483	0,1987	***
Qualifiée	0,5584	0,1277	***	Age	0,0716	0,0104	***
Enfant	-0,1504	0,0882	*	Age au carré	-0,0008	0,0002	***
Age < 30	-0,6355	0,1709	***	Age de fin d'études	-0,0617	0,0062	***
Age entre 30 et 40	-0,2556	0,1428	*	Age de fin d'études au carré	0,0016	0,0002	***
Age > 50	-0,9217	0,1863	***	Age x age de fin d'études	0,0006	0,0001	***
Conjoint en emploi	0,9115	0,1284	***	Éducation moyenne	0,1668	0,0254	***
Enfant de moins de 3 ans	-0,4755	0,1124	***	Éducation élevée	0,4970	0,0361	***
(γ_2) paramètre d'élasticité	-0,2999	0,1436	**	Région parisienne	0,1680	0,0303	***
(σ_2) Ecart-type	1,2327	0,1402	***	Bassin Parisien	0,0279	0,0293	
(δ_1) Femmes célibataires							
Constante	0,2235	1,3435		Nord-Pas-de-Calais	-0,0265	0,0481	
Qualifiée	1,1182	0,5870	*	Est	-0,0218	0,0376	
Enfant	0,4567	0,2503	*	Ouest	-0,0487	0,0320	
Age < 30	-0,4381	0,3916		Sud-Ouest	-0,0279	0,0354	
Age entre 30 et 40	-0,4718	0,3642		Non née en France	-0,0994	0,0377	***
Age > 50	-1,4017	0,6662	*	Emploi à temps partiel	0,0278	0,0318	
Enfant de moins de 3 ans	-1,5703	0,9116	*	Emploi à temps réduit	0,0046	0,0107	
(γ_1) paramètre d'élasticité	-0,5802	0,5426		(σ_w) Ecart-type	0,4316	0,0075	***
(σ_1) Ecart-type	1,5157	0,6192	**	Nombre d'offre d'emploi reçues (λ)			
Distribution des types d'emplois offerts				Constante	0,6956	0,1840	***
P1 – temps partiel	0,3936	0,03863	***	Age < 30	1,1896	0,4667	**
P2 – temps réduit	0,2138	0,01754	***	Age entre 30 et 40	0,1464	0,1716	
				Age > 50	-0,0182	0,2918	
				Qualifiée	0,3427	0,1678	**
-2 Log Vraisemblance	26021			Non née en France	-0,6213	0,1583	***
Bonnes prédictions	45,1 %			Habite en Région Parisienne	0,6473	0,2028	**