ANNALES D'ÉCONOMIE ET DE STATISTIQUE. – N° 48 — 1997

Participation des femmes au marché du travail en présence de taxation directe et de coûts de participation

Gauthier LANOT, Jean-Marc ROBIN*

RÉSUMÉ. – L'objet de cet article est d'estimer un modèle structurel de l'activité féminine en présence de coûts de participation variables avec le temps de travail et lorsque le revenu salarial du ménage est taxé. Innovant par rapport aux précédentes tentatives (COGAN [1981], BOURGUIGNON, MAGNAC [1990]), nous fondons l'identification des coûts de participation sur l'observation de certaines dépenses dont une fraction inconnue représente les coûts de participation et le reste la consommation désirée ; l'identification provenant de la population des couples dont la femme ne travaille pas, pour lesquels la totalité de la dépense est désirée. Le modèle est estimé à partir des données de l'enquête Budgets des Familles de l'INSEE effectuée en 1984/1985.

Female Labour Supply with Direct Taxation and Labour Costs

ABSTRACT. – In this paper, we estimate a structural model of femal participation to the labour market when there exists participation costs which vary with labour supply, and when total household's labour income are taxed. Extending previous attempts (COGAN [1981], BOURGUIGNON, MAGNAC [1990]), we base the identification of participation costs on the observation of these commodity demands which are, partially, conditionned by labour activity. The model is identified because non working women's demands are not constrained by the activity decision. The model is estimated using the data of the French family expenditure survey "enquête Budget des Familles" made by INSEE in 1984/1985.

* G. LANOT : Keele University, Staffs; J.-M. ROBIN : INRA-CORELA, CREST-INSEE.

1 Introduction

Pour bien modéliser la participation des femmes au marché du travail il importe de traiter correctement le problème des coûts de participation. Dans une autre étude (cf. PASCAL, ROBIN [1995]), nous avons ainsi montré que les dépenses de garde d'enfant et de représentation augmentent considérablement lorsque la femme travaille. La décision de travailler entraîne donc automatiquement un certain nombre de nouveaux besoins en proportion du temps travaillé. Notons de suite qu'il n'est pas facile de les chiffrer. Par exemple, dans le cas des dépenses de garde d'enfant, si beaucoup de femmes qui travaillent y ont recours, celui-ci n'est pas systématique ; de plus, un certain nombre de familles où la femme ne travaille pas dépensent toutefois une partie de leurs revenus pour financer une nourrice ou une crêche. Par ailleurs, à côté de ces dépenses d'autres coûts sont encore possible si l'activité féminine a pour effet d'augmenter suffisamment le revenu du ménage pour que celui-ci perde tout ou partie des prestations sociales en faveur des familles les plus démunies. Malheureusement, les enquêtes auprès des ménages enregistrent mal les prestations sociales, de sorte que ce coût là est aussi difficile à chiffrer.

Il est donc important de disposer d'un modèle structurel de participation avec coûts induits, que la comparaison des couples dont la femme travaille avec ceux dont la femme ne travaille pas permettrait d'estimer. C'est précisément l'objet de cet article. Nous distinguons ici deux formes de coûts induits : les coûts de participation, supposés variables avec la durée du travail, et les impôts directs supplémentaires. Le fait d'inclure dans l'analyse l'imposition directe du ménage est à nos yeux nécessaire dans la mesure où, en France, il n'y a pas de retenue à la source. Par ailleurs, si de nouvelles données permettaient un enregistrement plus fidèle des prestations sociales, il suffiraient alors de modifier le modèle seulement à la marge pour en tenir compte.

Le plan de cet article est le suivant. Dans la section suivante, nous présentons le modèle économique de participation en présence de coûts de participation et de taxes. Ensuite, dans les sections 3 et 4, nous développons une spécification économétrique. La section 5 présente les résultats obtenus à partir des données de l'enquête Budget des Familles de l'INSEE de 1984/5. Enfin, la section 6 conclut.

2 Le modèle économique

2.1. Coûts de participation

On part donc de l'idée que l'activité féminine oblige le ménage à certaines dépenses en biens ou services, dont on supposera qu'elles n'apportent aucune satisfaction directe au ménage. L'hypothèse est forte mais elle est nécessaire pour l'identification du modèle. Soit kh le coût induit par une activité salariale dont la durée hebdomadaire est h, et soit x la dépense de consommation désirée. La fonction d'utilité du ménage est $U(x, l)$ où $l = T - h$ est la fraction du temps total disponible T de la femme qu'elle consacre à des activités de travail domestique ou de loisir [1]. On note w le taux de salaire offert étant données ses caractéristiques, y_m le revenu salarial de l'homme et μ les revenus non salariaux du ménage (bons, sicav, etc.). La contrainte de budget a donc la forme :

$$\begin{cases} \text{si } h = 0 : x = \mu + y_m, \\ \text{si } h > 0 : x + kh = \mu + y_m + wh, \end{cases} \tag{1}$$

où k, le coût marginal d'une heure de travail, est une fonction de la structure démographique du ménage et éventuellement d'autres variables d'environnement comme l'infrastructure locale en matière de garde d'enfants ou de transports en commun. Notons que nous avons délibérément ommis de faire figurer dans l'équation (1) des coûts fixes de participation. On pense bien sûr aux coûts de transport. Toutefois, même les coûts de transport, archétype du coût fixe, sont sans doute pour une bonne part variables : si je ne travaille que deux jours par semaine, il ne me faudra aller que deux fois par semaine, au lieu de cinq, sur mon lieu de travail, et le coût en temps et en argent du déplacement (j'achèterai des billets plutôt qu'une carte de transport) en sera d'autant réduit. L'hypothèse consistant à annuler théoriquement les coûts fixes de participation (hypothèse par ailleurs identificatrice [2]) semble donc raisonnable. Le comportement d'un couple est de maximiser son utilité $U(x, l)$ sous la contrainte de temps $l \leq T$ et la contrainte de budget (1); le revenu non salarial μ et le revenu du chef de famille y_m étant prédéterminés.

Nous avons donc supposé la décision d'activité féminine conditionnelle à celle de l'homme. C'est prendre acte de ce que la proportion des hommes choisissant volontairement de ne pas travailler, voire de travailler à temps partiel, est marginale dans nos sociétés industrielles occidentales. Bien sûr, nombre d'hommes sont au chômage alors que leur femme occupe un emploi. Mais il s'agit d'une inactivité non désirée, résultat de frictions et de rationnements dans le marché du travail dont la modélisation dépasse largement le cadre de cet article. Toutefois, chômage ou pas, l'activité, ou l'inactivité, de l'homme est prise en compte dans le modèle par l'intermédiaire de son revenu y_m, qui pourrait tout aussi bien n'être que l'allocation chômage. Il faut malgré tout noter que l'aide sociale (le revenu minimum d'insertion par exemple) est calculé sur la base des revenus du

1. Nous avons défini l'utilité du ménage comme une fonction de la dépense de consommation et non comme une fonction du vecteur des quantités consommées. Ceci est justifié par le fait que nous ne disposons pour estimer le modèle que de données de coupe, dans lesquelles il n'y pas de variation de prix. La fonction $U(x, l)$ peut donc s'interpréter comme une fonction d'utilité indirecte conditionnelle au loisir dans laquelle nous avons omis de faire figurer le vecteur des prix des biens.
2. Il faut en effet une hypothèse identificatrice pour séparer les coûts fixes de participation de l'hétérogénéité des goûts.

ménage tout entier, qu'elle est par ailleurs difficile à quantifier par l'enquête statistique, que le chômage de l'homme peut engendrer de sa part des pratiques professionnelles non déclarées, et dont pourtant le conjoint doit bien tenir compte, etc. ; toutes raisons qui font des couples dont le chef est au chômage des ménages à part et que nous excluerons dans notre application. Il faudra s'en souvenir pour l'interprétation des résultats. Chaque paramètre estimé sera celui d'une distribution *conditionnelle* à l'emploi du chef de famille.

Enfin, supposer la décision de consommation instantanée et d'activité féminine conditionnelle au revenu non salarial, c'est en particulier supposer implicitement la fonction d'utilité intertemporelle du ménage intertemporellement séparable. Alors, l'allocation budgétaire du ménage peut se faire en deux temps : celui-ci décide d'abord d'un partage consommation/épargne, puis il distribue le budget total préalablement décidé pour la période entre les différents postes de consommation (ici entre consommation matérielle et loisir) [3]. Ce que nous appelons ici revenu non salarial n'est plus alors que ce budget total pour la période moins les revenus salariaux.

On définit la fonction d'utilité indirecte $U^*(w, y)$ comme l'utilité maximale atteinte par une allocation (x, l) intérieure, *i.e.* :

$$(2) \qquad U^*(w, y) = \max_{x,l} U(x, l) \mid x + wl = y,\ x > 0 \text{ et } l < T.$$

Soit w^R le taux de salaire offert pour lequel la femme est exactement indifférente entre accepter un emploi au salaire w^R et non participer :

$$(3) \qquad U^*(w^R - k, \mu + y_m + (w^R - k)T) = U(\mu + y_m, T).$$

C'est aussi le plus petit salaire qu'elle est prête à accepter puisque $U^*(w - k, \mu + y_m + (w - k)T)$ est une fonction croissante de w. En effet

$$\frac{dU^*(w - k, \mu + y_m + (w - k)T)}{dw} = \frac{\partial U^*}{\partial w} + T\frac{\partial U^*}{\partial y} = h^*\frac{\partial U^*}{\partial y} > 0$$

à cause de l'identité de Roy :

$$l^*(w - k, \mu + y_m + (w - k)T) = -\frac{\partial U^*/\partial w}{\partial U^*/\partial y}.$$

La fonction $l^*(w - k, p, \mu + y_m + (w - k)T)$ (resp. $h^* := T - l^*$) est la fonction de demande (resp. d'offre) Marshallienne ou non compensée de loisir (resp. de travail). La demande Marshallienne en biens et services s'obtient alors par la contrainte de budget :

$$x^*(w - k, \mu + y_m + (w - k)T) = \mu + y_m + (w - k)h^*.$$

---

3. Voir Blundell et Walker (1986).

2.2. **Impôts directs**

Nous examinons maintenant l'effet de l'imposition directe sur l'activité féminine. De façon à faciliter le travail empirique, nous supposons que les revenus non salariaux sont perçus nets d'impôts. Nous ne considérons pas explicitement des prestations sociales comme les allocations familiales ou les allocations logements. Bien que ces prestations puissent avoir un effet non négligeable sur l'activité féminine, parce qu'elles sont fonctions du revenu total du ménage, nous ne les prenons pas explicitement en considération parce qu'elles sont généralement sous-estimées par les enquêtes de budget. De plus, elles sont en général une source de non-convexité de la contrainte de budget ; non-convexité qui viendrait encore plus compliquer une estimation qui l'est déjà beaucoup (voir BOURGUIGNON and MAGNAC [1990]). Enfin, nous n'avons pas spécifiquement tenu compte des décôtes liées aux frais de garde d'enfants. Mais, dans la mesure où ces décôtes sont opérées après calcul de l'impôt, et qu'elles sont (au plafonnement près) proportionnelles à la dépense réalisée, il n'est pas nécessaire d'en tenir compte explicitement dans l'estimation. Il suffit de savoir que l'évaluation du paramètre de coût marginal k sera nette d'impôt (comme si le prélèvement avait lieu à la source).

Soit $[\overline{y}_i, \overline{y}_{i+1}[$ la tranche d'imposition, *i.e.* l'intervalle à l'intérieur duquel un célibataire avec revenu salarial y est imposé au taux marginal t_i. On suppose que le taux marginal correspondant à la tranche $[0, \overline{y}_1[$ est $t_0 = 0$, l'on définit $\overline{y}_0 = 0$ et $\overline{y}_K = +\infty$ où K est le nombre de tranches d'imposition. Soit n le quotient familial, l'impôt correspondant à un salaire brut $y_m + wh \in [n\overline{y}_i, n\overline{y}_{i+1}[$ est

$$\begin{aligned}\text{Tax}(y; n) &= n \sum_{j=1}^{i-1} (\bar{y}_{j+1} - \bar{y}_j) t_j + (y - n\bar{y}_i) t_i \\ &= y t_i - n \sum_{j=1}^{i} \bar{y}_j (t_j - t_{j-1}).\end{aligned}$$

Le premier à avoir montré comment dériver la solution intérieure du problème de maximisation de l'utilité sous une contrainte budgétaire linéaire par morceaux et convexe est HAUSMAN [1979] (voir aussi DAGSVIK, LAISNEY, STRØM et ØSTERVOLD [1988], MOFFIT [1990]). Soit $\widetilde{i}$ la première valeur de i telle que $y_m < n\overline{y}_i$ (donc $\widetilde{i} \geq 1$), et soient $\widetilde{h}_i$, $i \geq \widetilde{i}$, les valeurs de h telles que :

$$y_m + w\widetilde{h}_i = n\overline{y}_i,$$

avec $\widetilde{h}_{\tilde{i}-1} = 0$. De plus, notons $\widetilde{y}_0 = y_m$, et pour $i > 0$:

$$\begin{aligned}\widetilde{y}_i &= n \sum_{j=1}^{i} \overline{y}_j (t_j - t_{j-1}) + y_m (1 - t_i) \\ &= \widetilde{y}_{i-1} + (n\overline{y}_i - y_m)(t_i - t_{i-1}).\end{aligned}$$

Soit encore :

$$\widetilde{w}_i = w(1 - t_i).$$

$\tilde{y}_i + \widetilde{w}_i h$ est le revenu salarial net d'impôts d'un ménage dont le revenu salarial brut est $y_m + wh \in [n\bar{y}_i, n\bar{y}_{i+1}[$ et $\widetilde{y}_{\tilde{i}-1}$ est le revenu net d'un ménage où la femme ne travaille pas et où donc seul le salaire de l'homme est taxé [4].

La solution intérieure d'un problème de maximisation d'utilité sous une contrainte linéaire par morceaux et convexe est alors une fonction $h^{**}(w, y_m, \mu, k)$ du salaire féminin w, du salaire de l'homme y_m, des autres revenus μ, et du coût unitaire de participation k. Celle-ci s'obtient de la façon suivante :

- Pour $i \geq \widetilde{i} - 1$, si $h^*(\widetilde{w}_i - k, \mu + \widetilde{y}_i + (\widetilde{w}_i - k)T) \in]h_i, \widetilde{h}_{i+1}[$, alors

$$h^{**}(w, y_m, \mu, k) = h^*(\widetilde{w}_i - k, \mu + \widetilde{y}_i + (\widetilde{w}_i - k)T)$$

d'où la valeur suivante de l'utilité à l'optimum :

$$U^{**}(w, y_m, \mu, k) = U^*(\widetilde{w}_i - k, \mu + \widetilde{y}_i + (\widetilde{w}_i - k)T).$$

- Si $h^*(\widetilde{w}_i - k, \mu + \widetilde{y}_i + (\widetilde{w}_i - k)T) \leq \widetilde{h}_i$ et si $h^*(\widetilde{w}_{i-1} - k, \mu + \widetilde{y}_{i-1} + (\widetilde{w}_{i-1} - k)T) \geq \widetilde{h}_i$ alors

$$h^{**}(w, y_m, \mu, k) = \widetilde{h}_i$$

d'où la valeur suivante de l'utilité à l'optimum :

$$U^{**}(w, y_m, \mu, k) = U(\mu + \widetilde{y}_i + (\widetilde{w}_i - k)\widetilde{h}_i, T - \widetilde{h}_i).$$

Enfin, la décision de participation suit la même règle que s'il n'y a pas d'imposition : soit w^R la valeur de w telle que

$$U^{**}(w^R, y_m, \mu, k) = U(y_m - \text{Tax}(y_m; n) + \mu, T) = U(\widetilde{y}_{\tilde{i}-1} + \mu, T).$$

La femme d'un couple dont l'homme travaille décide de travailler si et seulement si le salaire offert est supérieur au salaire de réserve w^R.

3 Spécification empirique

Nous supposons qu'il existe une partition des biens entre ceux dont la dépense totale dépend de l'activité féminine et les autres. Soit $x_1 + x_2 = x$

4. Noter que $\tilde{y}_i + \tilde{w}_i \tilde{h}_i = \tilde{y}_{i-1} + \tilde{w}_{i-1} \tilde{h}_i$.

cette partition et soit $x_2 + kh = \widetilde{x}_2$ la dépense totale en biens dont la consommation dépend de l'activité féminine. Dans l'application, nous nous servirons d'une autre étude que nous avons publiée (cf. PASCAL et ROBIN [1995]) dans laquelle nous estimons des fonctions de consommation par produit (20 groupes) conditionnelles à la participation féminine [5]. Nous construirons la catégorie 1 en choisissant les biens dont les paramètres de participation sont non significatifs, et inversement pour la catégorie 2. On pourrait bien sûr constituer cette partition de façon plus arbitraire, mais il nous a semblé plus pertinent de chercher un critère objectif. Ce choix nous a en particulier amené à faire figurer les dépenses de vêtements féminins dans la première catégorie, qui, contrairement à l'intuition, sont apparus à l'estimation indépendant de l'activité féminine. Cela-dit, l'essentiel de la dépense occasionnée par l'activité féminine concerne la garde des enfants (une place en crêche municipale atteint, selon le revenu du ménage, 1500 à 3000 francs par mois).

Pour des raisons de simplicité et de cohérence interne avec la spécification de l'offre de travail que nous avons choisie, nous supposons que l'allocation optimale de la dépense totale x entre les deux types de biens est linéaire :

$$\begin{aligned} x_1 &= a_1 + b_1 x, \\ x_2 &= a_2 + b_2 x, \end{aligned}$$

où a_i et b_i sont des paramètres qui satisfont la contrainte d'additivité :

$$a_1 + a_2 = 0 \quad \text{et} \quad b_1 + b_2 = 1.$$

Nous avons choisi pour $U^*(w, y)$ une spécification de type "forme polaire de Gorman" :

$$U^*(w, y) = w^{-\delta} \left[y + \frac{\alpha}{\delta} - \frac{\beta w}{1-\delta} - \frac{\gamma w^2}{2-\delta} \right], \tag{5}$$

qui conduit à l'expression suivante pour la demande non compensée de loisir :

$$l^*(w, y) = \frac{\alpha}{w} + \beta + \gamma w + \delta \frac{y}{w}. \tag{6}$$

5. Cette étude utilise la méthodologie développée par BROWNING et MEGHIR (1993) des fonctions de coûts conditionnelles. On peut ainsi estimer une fonction de consommation conditionnelle à la demande d'un produit tiers. La convergence des estimations est acquise à condition d'instrumenter les demandes entrant dans la liste des régresseurs. On utilise généralement les prix exclus des fonctions de demande estimées comme instruments.

Nous obtenons donc que le salaire féminin $wh = w(T-l)$ est une fonction linéaire de la dépense totale du ménage y, et une fonction quadratique du taux de salaire.

La concavité de la fonction de coût impose la contrainte suivante [6] :

$$(1-\delta)l^* \geq \beta + 2\gamma w$$

$$\Longleftrightarrow (1-\delta)\delta y + (1-\delta)\alpha - \delta\beta w - (1+\delta)\gamma w^2 \geq 0. \tag{7}$$

On s'attend donc à ce que $\delta \geq 0$ puisque le loisir est vraisemblablement un bien normal et à ce que $\delta \leq 1$ puisque wl est une fraction de y. Par ailleurs, pour que la contrainte de concavité soit satisfaite pour des valeurs élevées de w, on s'attend aussi à ce que $\gamma \leq 0$. Ce n'est toutefois pas une condition nécessaire.

Si les conditions d'intégrabilité de la fonction de coût (croissance et concavité par rapport au taux de salaire) sont satisfaites, la fonction d'utilité directe $U(x,l)$ s'obtient donc en substituant dans (5) w et y par la solution en x et l du système :

$$\begin{cases} l = \dfrac{\alpha}{w} + \beta + \gamma w + \delta \dfrac{y}{w}, \\ x = y - wl, \end{cases} \tag{8}$$

c'est-à-dire :

$$\begin{cases} w = w^*(l,x) = \dfrac{-\beta + (1-\delta)l - \sqrt{[-\beta + (1-\delta)l]^2 - 4\gamma(\alpha + \delta x)}}{2\gamma}, \\ y = y^*(l,x) = x + w^*(l,x)l. \end{cases} \tag{9}$$

La solution avec un "plus" au lieu du "moins" devant la racine carrée doit être rejetée car elle ne satisfait pas la contrainte de concavité.

6. La fonction de coût associe au couple (w,u) la valeur

$$y = -\frac{\alpha}{\delta} + \frac{\beta w}{1-\delta} + \frac{\gamma w^2}{2-\delta} + w^\delta u$$

dont la dérivée seconde par rapport à u est :

$$\begin{aligned} \frac{\partial y}{\partial u} &= \frac{2\gamma}{2-\delta} - \frac{\delta(1-\delta)}{w^2} w^\delta u \\ &= \frac{2\gamma}{2-\delta} - \frac{\delta(1-\delta)}{w^2}\left[y + \frac{\alpha}{\delta} - \frac{\beta w}{1-\delta} - \frac{\gamma w^2}{2-\delta}\right] \\ &= -\frac{1-\delta}{w} l^* + \frac{\beta}{w} + 2\gamma. \end{aligned}$$

4 Spécification économétrique

Nous abordons maintenant le problème de l'estimation du modèle structurel. Nous utiliserons la technique du maximum de vraisemblance. Pour un participant, l'observation consiste en le vecteur $(h,\ w,\ \widetilde{x}_2)$, de la durée du travail (moyenne annuelle du nombre d'heures hebdomadaires ouvrées), du salaire accepté et de la dépense totale en biens affectés par la décision de participer. Pour un non participant seule x_2, la dépense désirée, est observée. Il y a deux sources d'hétérogénéité dans ce modèle : le salaire offert et les goûts. Cependant, l'hétérogénéité des goûts est supposée s'exercer de façon partiellement indépendante sur la décision de loisir et sur la dépense souhaitée en biens 2. Plus précisément, on suppose :

1. La distribution marginale de salaire offert est log-normale :

$$s_1 \ln w \rightsquigarrow \mathcal{N}(c_1, 1).$$

Posons $e_1 = s_1 \ln w - c_1$.

2. La distribution de α sachant que le salaire offert est égal à w est normale :

$$s_2 \alpha \mid w \rightsquigarrow \mathcal{N}(c_2 + \rho e_1, 1).$$

Posons $e_2 = s_2 \alpha - c_2 - \rho e_1$.

3. La distribution de a_2 sachant w et α est normale :

$$s_3 a_2 \mid w, \alpha \rightsquigarrow \mathcal{N}(c_3 + \tau_1 e_1 + \tau_2 e_2, 1).$$

Posons $e_3 = s_3 a_2 - c_3 - \tau_1 e_1 - \tau_2 e$.

Les paramètres c_1, c_2 et c_3 seront enfin modélisés comme des combinaisons linéaires de variables socio-démographiques différentes.

Notez que nous avons supposé l'existence de corrélations croisées entre le salaire offert, l'hétérogénéité de la demande pour le loisir et la demande "désirée" pour les biens entrant dans la catégorie 2 (ceux contraints par l'activité féminine). Comme l'a fait remarquer un rapporteur anonyme de la revue, il pourrait en effet exister "une corrélation positive entre le choix d'activité et des préférences plus intenses pour des consommations liées à la sociabilité, qui impliquent, par exemple, le recours à des gardes d'enfants". C'est précisément pour contrecarrer de tels effets que nous avons admis la corrélation entre α et a_2, et que, dans l'estimation, nous avons utilisé des jeux différents de variables explicatives pour les spécifications de c_2 et c_3.

RÉGIME 1a : $h \in (\widetilde{h}_i, \widetilde{h}_{i+1})$. La vraisemblance des participants qui sont positionnés à l'intérieur d'une tranche d'impôt est la vraisemblance de l'évènement :

$$\left\{\begin{array}{r} \text{Salaire offert} = w, \\ h^*(\widetilde{w}_i - k, \mu + \widetilde{y}_i + (\widetilde{w}_i - k)T) = h, \\ \mu + \widetilde{y}_i + (\widetilde{w}_i - k)h = x, \\ a_2 + b_2 x = x_2 \\ x_2 + kh = \widetilde{x}_2. \end{array}\right\}$$

Il est alors facile de montrer que

$$\ell_1^{(i)}(w, h, \widetilde{x}_2) = \frac{1}{w} s_1 \phi(e_1)(\widetilde{w}_i - k) s_2 \phi\Big(e_2^{(i)}\Big) s_3 \phi\Big[e_3^{(i)}\Big]$$

avec

$$\left\{\begin{array}{l} e_1 = s_1 \ln w - c_1, \\ e_2^{(i)} = s_2\{(\widetilde{w}_i - k)(T - h - \beta) - \gamma(\widetilde{w}_i - k)^2 \\ \qquad\quad -\delta[\mu + \widetilde{y}_i + (\widetilde{w}_i - k)T]\} - c_2 - \rho e_1, \\ e_3^{(i)} = s_3\{\widetilde{x}_2 - b_2[\mu + \widetilde{y}_i + (\widetilde{w}_i - k)h] - kh\} - c_3 - \tau_1 e_1 - \tau_2 e_2^{(i)}, \end{array}\right.$$

RÉGIME 1b : $h = \widetilde{h}_i$. Ce régime correspond au cas où la solution optimale se situe sur un coin de la contrainte de budget (*i.e.* le revenu salarial du ménage est à cheval sur deux tranches). Il nous faut donc écrire la vraisemblance de l'évènement :

$$\left\{\begin{array}{r} \text{Salaire offert} = w, \\ h^*(\widetilde{w}_i - k, \mu + \widetilde{y}_i + (\widetilde{w}_i - k)T) \leq h, \\ h^*(\widetilde{w}_{i-1} - k, \mu + \widetilde{y}_{i-1} + (\widetilde{w}_{i-1} - k)T) \geq h, \\ \mu + \widetilde{y}_i + (\widetilde{w}_i - k)h = x, \\ a_2 + b_2 x = x_2, \\ x_2 + kh = \widetilde{x}_2. \end{array}\right\}.$$

C'est-à-dire :

$$\ell_2^{(i)}(w, \widetilde{x}_2) = \frac{1}{w} s_1 \phi(e_1) \frac{s_3}{\sqrt{1+\tau_2^2}} \phi\Big(f_2^{(i)}\Big)\Big[\Phi\Big(f_3^{(i-1)}\Big(\widetilde{h}_i\Big)\Big) - \Phi\Big(f_3^{(i)}\Big(\widetilde{h}_i\Big)\Big)\Big],$$

où

$$\left\{\begin{array}{l} e_1 = s_1 \ln w - c_1, \\ f_2^{(i)} = \dfrac{1}{\sqrt{1+\tau_2^2}}\Big\{s_3\Big(\widetilde{x}_2 - b_2\Big[\mu + \widetilde{y}_i + (\widetilde{w}_i - k)\widetilde{h}_i\Big] - k\widetilde{h}_i\Big) - c_3 - \tau_1 e_1\Big\}, \\ f_3^{(i)}(h) = \sqrt{1+\tau_2^2}[s_2(\widetilde{w}_i - k)(T - h - \beta) - \gamma(\widetilde{w}_i - k)^2 \\ \qquad\qquad -\delta(\mu + \widetilde{y}_i + (\widetilde{w}_i - k)T) - c_2 - \rho e_1] - \tau_2 f_2^{(i)}. \end{array}\right.$$

RÉGIME 2 : $h = 0$. Lorsque la femme ne participe pas, la vraisemblance s'obtient comme pour le régime précédent, sauf qu'il n'y a pas de tranche d'imposition qui peut être atteinte en réduisant le nombre d'heures et sauf que l'on n'observe pas le salaire offert. On obtient donc la formule suivante pour la vraisemblance :

$$\ell_3(\widetilde{x}_2) = \frac{s_3}{\sqrt{1+\tau_1^2+\tau_2^2}}\phi(g_1)\int_{-\infty}^{+\infty}\phi(g_2)[1-\Phi(g_3(g_2))]dg_2,$$

où

$$\begin{cases} g_1 = \dfrac{s_3\big[\widetilde{x}_2 - b_2\big(\mu+\widetilde{y}_{\tilde{i}-1}\big)\big]-c_3}{\sqrt{1+\tau_1^2+\tau_2^2}}, \\ s_1 \ln w - c_1 = \dfrac{\tau_1}{\sqrt{1+\tau_1^2+\tau_2^2}}g_1 + \sqrt{\dfrac{1+\tau_2^2}{1+\tau_1^2+\tau_2^2}}g_2, \\ g_3(g_1) = \sqrt{1+\tau_2^2}\Big\{ s_2[(\widetilde{w}_{\tilde{i}-1}-k)(T-\beta)-\gamma(\widetilde{w}_{\tilde{i}-1}-k)^2 \\ -\delta(\mu+\widetilde{y}_{\tilde{i}-1}+(\widetilde{w}_{\tilde{i}-1}-k)T)]-c_2-\dfrac{\rho\tau_1+\tau_2}{\sqrt{1+\tau_1^2+\tau_2^2}}g_1\Big\} \\ -\dfrac{\rho(1+\tau_2^2)-\tau_1\tau_2}{\sqrt{1+\tau_1^2+\tau_2^2}}g_2. \end{cases}$$

5 Résultats

Les données sont celles de l'enquête “Budgets des Familles” que l'INSEE a effectué en 1985 [7]. A partir des 11977 ménages de l'enquête, nous avons sélectionné un sous-échantillon de 2156 couples dont le chef de ménage est actif et employé et dont la femme ne travaille pas à son compte. De plus, nous avons fait attention à ce que le revenu total du ménage soit du même ordre de grandeur que la dépense totale déclarée. Les biens qui composent le panier x_2 ont été choisis conformément aux résultats de l'étude de PASCAL et ROBIN [1995]. On a donc sélectionné les biens dont la demande dépend de la participation féminine, significativement après instrumentation; à savoir : les dépenses de garde d'enfant, les dépenses en soins corporels et produits de beauté, et la restauration hors domicile. Les revenus non salariaux de la femme, μ, ont été calculés comme la dépense totale moins les revenus

7. L'enquête de 1989 ne permet pas une telle application dans la mesure où le nombre d'heures ouvrées n'a pas été enregistré cette année là.

salariaux, conformément à ce que suggèrent Blundell et Walker [1986]. Rapportés à la semaine, ils sont en moyenne de 2000 F/semaine. Les femmes participant au marché du travail, travaillent en moyenne 35 heures/semaine pour un salaire horaire d'environ 39 F, d'où un salaire hebdomadaire d'à peu près $35 \times 39 = 1365$ F/semaine. Environ 20 % des couples de l'échantillon habitent dans la région parisienne. Le taux d'imposition moyen du couple est de 10 % pour les couples dont la femme ne travaille pas et 20 % pour ceux dont la femme travaille, le quotient familial est en moyenne égal à 2.6 et 3, pour un nombre d'enfant moyen de 1.7 et 1.2. Environ 18 et 15 % de ces couples ont un enfant de moins de trois ans.

Tableau 1

Résultats d'estimation

Paramètre	Variable	Estimation	Ecart-type
	Constante	2.94	0.29
	Age	0.02	0.06
α	Nb enf. 0-2 ans	0.30	0.09
	Nb enf. 3-12 ans	0.35	0.06
	Paris	0.01	0.16
β		44.3	2.6
γ		0.68	0.02
δ		0.11	0.01
	Constante	-0.64	0.25
a_2	Age	0.06	0.06
	Nb enf. 0-2 ans	-0.15	0.13
	Nb enf. 3-12 ans	-0.06	0.08
	Paris	0.55	0.11
b_2		0.0010	0.000034
	Constante	3.17	0.13
	Expérience	0.54	0.05
c_1	Education I	0.27	0.07
	Education II	0.44	0.07
	Education III	0.87	0.08
	Paris	0.04	0.16
	Constante	0.02	0.005
k	Nb enf. 0-2 ans	0.05	0.01
	Nb enf. 3-12 ans	0.006	0.004
s_1		1.48	0.02
s_2		0.0026	0.000048
s_3		0.54	0.01
ρ		0.40	0.05
τ_1		0.0008	0.04
τ_2		0.054	0.039

Note : La variable d'expérience est définie comme l'âge moins l'âge de fin d'étude ; les trois variables d'éducation correspondent à des niveaux atteints différents : I=niveau secondaire, II=premier et second cycles universitaires ; III=troisième cycle. Paris est une variable indicatrice qui vaut un si le couple habite la région parisienne.

Les résultats d'estimation sont présentés dans le tableau 1. Ils sont encourageants. Les paramètres des variables entrant dans la définition du coût horaire de participation, k, sont en général significatifs et vont dans le sens attendu. Notez cependant que seul le nombre d'enfants de moins de 3 ans (âge d'entrée à la maternelle) a un effet sur k, alors que la demande de loisir augmente avec le nombre d'enfants quelque soit leur âge. On constate d'autre part que l'accroissement de la dépense en biens dont au moins une part est contrainte par la participation féminine [8], ne dépend significativement du nombre d'enfant que par l'intermédiaire des coûts induits de participation (pas d'effet significatif du nombre d'enfants dans le paramètre a_2). Enfin, pour avoir une idée de la part que représentent les coûts de participation par rapport à la part du salaire féminin normalement allouée à ce type de bien, on peut par exemple comparer k à $b_2 w = b_2/1000$. Un couple avec un enfant de moins de 3 ans a une valeur de k de 0.07. Le salaire horaire moyen est d'environ : 39 F/h. Il apparaît donc que la contrainte de consommation induite par la participation est considérable, et de l'ordre de grandeur de l'accroissement de consommation désirée lié à l'accroissement de richesse.

L'expérience et l'éducation ont l'effet attendu sur le salaire. En revanche, on ne retrouve pas la prime que l'on pense généralement accordée aux parisiens. D'un autre côté, les couples parisiens dépensent plus en produits de type x_2. On observe un net effet négatif du salaire sur le nombre d'heures ouvrées ($\gamma >> 0$) et, conformément à la théorie, un effet négatif du revenu non salarial. Enfin, hétérogénéité individuelle et salaire offert sont corrélés positivement ($\rho = 0.40$ significatif), confirmant l'existence d'un effet de sélection : le salaire offert est en moyenne inférieur à la moyenne des salaires acceptés. Notez enfin l'absence de corrélation entre a_2 et w.

6 Conclusion

A notre connaissance, cet article présente la première estimation d'un modèle structurel de participation féminine en présence de coûts de participation et de taxation directe. La seconde innovation, par rapport aux précédentes tentatives (COGAN [1981], BOURGUIGNON, MAGNAC [1990]) c'est de fonder l'identification des coûts de participation sur l'observation de certaines dépenses dont une fraction inconnue représente les coûts de participation et le reste la consommation désirée ; l'identification provenant de la population des couples dont la femme ne travaille pas, pour lesquels la totalité de la dépense est désirée. Le modèle est relativement complexe et son estimation délicate (13 heures sur un Pentium 60 Mhz), mais les résultats sont satisfaisant. Ils sont suffisamment satisfaisant, en tous cas, pour qu'à l'avenir on puisse envisager de construire une maquette de ce type permettant d'évaluer avec précision l'effet de mesures incitatives, comme

8. $\widetilde{x}_2 = a_2 + b_2 x + kh$ avec $x = \mu + \widetilde{y}_i + (\widetilde{w}_i - k)h$ est le revenu net moins les coûts de participation.

une augmentation des allocations familiales ou la subvention "femme au foyer", sur la participation féminine. La prise en compte des coûts induits par la participation, pour effectuer de telles études prospectives, est à notre sens une nécessité. Il suffit, pour s'en convaincre, de comparer le coût d'une garde d'enfants avec le montant du salaire moyen. Un modèle comme celui là permettrait par exemple d'évaluer l'effet des réductions d'impôts pour frais de garde, si les données dont nous disposons n'étaient pas si pauvres sur les montants d'allocation ou le calcul des impots. Il faut donc prendre cet article comme une étude de la faisabilité. Mais nous espérons disposer bientôt des données qui nous permettront de réaliser pleinement notre objectif.

• Références bibliographiques

ATKINSON, A. F., BOURGUIGNON, F., CHIAPPORI, P.-A. (1988). – "Fiscalité et transfert : une comparaison franco-britannique", *Annales d'Economie et de Statistiques*, 11, pp. 117-140.

BLUNDELL, R., WALKER, I. (1986). – "A Life-Cycle Consistent Empirical Model of Labour Supply using Cross-Section Data", *Review of Economic Studies*, 53, pp. 539-558.

BOURGUIGNON, F., MAGNAC, T. (1990). – "Labour Supply and Taxation in France", *Journal of Human Ressources*, 25, pp. 358-389.

BROWNING, M., MEGHIR, C. (1991). – "The Effects of Male and Female Labor Supply on Commodity Demands", *Econometrica*, 59, 4, pp. 925-951.

COGAN, J. (1981). – "Fixed Cost and Labour Supply", *Econometrica*, 49, pp. 945-964.

DAGSVIK, J. F., LAISNEY, F., STRØM, S., ØSTERVOLD (1988). – "Female Labour Supply and the Tax Benefit System in France", *Annales d'Economie et de Statistiques*, 11, pp. 5-40.

HAUSMAN, J. (1979). – "The Econometrics of Labour Supply and Convex Budget Sets", *Economics Letters*, 3, pp. 171-174.

MOFFIT, R. (1990). – "The Econometrics of Kinked Budget Constraints", *Journal of Economic Perspectives*, 4, pp. 119-139.

PASCAL, A., ROBIN, J.-M. (1995). – "Comment l'activité féminine influence-t-elle la demande des couples en biens et services", *Economie et Prévision*, n° 121, pp. 141-149.