

PARTICIPATION, EMPLOI ET TRAVAIL DOMESTIQUES DES FEMMES MARIÉES :

Un modèle micro-économique
appliqué

aux pays en développement ⁽¹⁾

par

François BOURGUIGNON ⁽²⁾

RÉSUMÉ. — Cet article présente un modèle micro-économique appliqué où la participation des femmes mariées à la force de travail et leur demande d'employés domestiques sont deux variables endogènes simultanées. L'emploi domestique est inclus dans l'analyse de façon à prendre explicitement en compte l'arbitrage travail professionnel-travail domestique-loisir par l'un des substituts les plus directs aux tâches domestiques d'une maîtresse de maison. Les coefficients du modèle théorique sont estimés par une procédure de logit non-linéaire simultanée à régime variable.

ABSTRACT. — PARTICIPATION, DOMESTIC EMPLOYMENT AND DOMESTIC WORK BY MARRIED WOMEN : A MICRO-ECONOMIC MODEL APPLIED TO DEVELOPING COUNTRIES. *This paper develops an applied micro-economic model of both married women' labor supply and demand for domestic employees. The latter variable permits to take explicitly into account the time-allocation decision between market-work, domestic work and leisure, by one of the most direct substitutes to housewives' domestic tasks. The coefficients of the theoretical model are estimated using a non-linear simultaneous logit technique with switching regimes.*

(1) Ce travail a été présenté au séminaire sur « L'Économie de la Famille » organisé par le C.R.E.D.O.C., à Paris en mai 1980. Je remercie les participants à ce séminaire et plus particulièrement mon rapporteur, D. Strauss-Kahn, pour leurs commentaires.

(2) C.N.R.S., Laboratoire d'Économie Politique de l'École Normale Supérieure, 45, rue d'Ulm, 75230 Paris Cedex 05.

SOMMAIRE

Introduction	76
1. Un modèle théorique simple de l'allocation du temps des femmes mariées	78
2. Procédure d'estimation	85
3. Application aux données colombiennes	87
4. Remarques finales	95
Annexe	96
Bibliographie	97

INTRODUCTION

La plupart des modélisations théoriques récentes de la participation des femmes mariées à la force de travail insistent sur la nécessité de replacer cette décision dans le cadre plus général de l'allocation de temps entre activité professionnelle, production domestique et loisir. Empiriquement, cependant, rares sont les modèles qui prennent explicitement en compte les paramètres présidant à ce choix, et en particulier le coût des services de substitution à l'activité domestique des femmes. Quels que soient leurs fondements théoriques, la plupart des modèles aboutissent à la seule estimation, sous une forme ou une autre, d'une fonction de participation ou de temps de travail professionnel. Il semble pourtant raisonnable de penser qu'on améliorerait sensiblement l'analyse empirique en y incluant quelques-unes des décisions contingentes à la participation. Bien entendu, on observe et on mesure difficilement des variables telles que le temps de loisir ou la production domestique. Par contre, les enquêtes sur le budget des ménages fournissent des renseignements sur la consommation des biens et des services qui peuvent alléger les tâches domestiques d'une maîtresse de maison (appareils électroménagers, employés domestiques, garderies d'enfants, etc.) et donc faciliter sa participation et/ou augmenter ses loisirs. Ce sont des variables de ce type que l'on se propose d'intégrer à l'analyse de la participation des femmes mariées dans le cas particulier de la Colombie.

L'activité professionnelle des femmes mariées dans un pays en voie de développement comme la Colombie a des implications et pose des problèmes qui peuvent revêtir une amplitude assez différente par rapport aux économies industrialisées. Du point de vue des revenus familiaux, d'abord, on constate que la participation est paradoxalement moins élevée dans les ménages où le revenu potentiel est le plus faible. En supposant que le loisir n'est pas un bien inférieur, cela conduit à admettre un temps d'activité domestique plus long que la moyenne dans ces ménages, et donc une production domestique supérieure ou une productivité plus faible, à moins que le phénomène observé corresponde à un

chômage déguisé. Comme l'information concernant ces variables est très rarement disponible, il serait extrêmement utile d'essayer de corriger les données observées de revenus ou de chômage par les renseignements que l'on pourrait dériver indirectement d'un modèle de participation. Une autre dimension importante de la participation féminine dans les pays en voie de développement est sa relation au phénomène majeur de la fécondité. En liaison avec ces deux éléments, enfin, le cadre socio-culturel des pays en voie de développement peut donner une certaine spécificité à la participation féminine par rapport aux pays industrialisés. L'organisation familiale, en particulier, risque de modifier certains paramètres du modèle de décision.

Le modèle qui suit tente d'amener quelques éléments de réponse aux questions précédentes par l'estimation simultanée de l'offre de travail et de la demande d'employés domestiques par les femmes mariées. Compte tenu de la complexité de la procédure d'estimation, cependant, l'exposé sera principalement technique. Le modèle proposé a une structure théorique similaire à celle que l'on trouve dans la littérature récente sur la participation féminine (*voir*, par exemple, R. Gronau ([5], [6]) (1)). Afin de simplifier la procédure économétrique, cependant, on a choisi une forme fonctionnelle particulière analogue au système de « dépenses linéaires » dans la théorie du consommateur. Par contre, on a explicitement tenu compte des nombreuses « solutions de coin » inévitables dans tout modèle d'allocation temporelle et que l'on ne peut négliger sans risque de biais important (*voir* J. Heckman [7]). Étant donné la spécification des données utilisées, on est ainsi amené à l'estimation d'un système d'équations non linéaires simultanées dont les variables endogènes dichotomiques correspondent respectivement à la participation des maîtresses de maison et à la présence d'employés domestiques dans le ménage. Ceci est réalisé avec une version non linéaire du modèle du « logit » à deux variables décrit dans K. Morimune [9] et la maximisation de la fonction de vraisemblance correspondante.

Les résultats obtenus sont assez intéressants. Premièrement, il apparaît, en accord avec le modèle théorique, que la segmentation de l'échantillon, selon que le salaire potentiel de la maîtresse de maison est supérieur ou inférieur au coût d'un employé domestique, correspond réellement à des comportements distincts sur le marché du travail. Deuxièmement, le modèle non linéaire de participation estimé ici semble mieux fonctionner que le modèle linéaire conventionnel, bien que son pouvoir explicatif reste encore faible. Troisièmement, les calculs effectués mènent à des estimations assez raisonnables de la valeur du travail domestique des femmes mariées. Finalement, les coefficients estimés semblent mettre en lumière l'impact de certains éléments socio-culturels sur la participation féminine dans un pays en voie de développement comme la Colombie.

(1) Les chiffres entre crochets renvoient à la bibliographie *in fine*.

1. UN MODÈLE THÉORIQUE SIMPLE DE L'ALLOCATION DU TEMPS DES FEMMES MARIÉES

Une première difficulté dans la modélisation de l'allocation du temps d'un individu est que sa décision n'est pas indépendante de celle prise par les autres membres de sa famille. La participation d'un individu à la force de travail ou aux activités domestiques devrait logiquement s'analyser dans le cadre d'un modèle simultané incluant tous les membres de la famille et implicitement basé sur un certain ordre de préférences familiales. De tels modèles ont déjà été estimés par différents auteurs (F. Bloch [4], O. Ashenfelter et J. Heckman [1], M. Hurd [8]). Par simplicité, cependant, on supposera ici que la mère est la dernière personne dans la famille à fixer l'emploi de son temps, ou, en d'autres termes, qu'elle maximise une fonction d'utilité familiale sous la contrainte que le revenu et le temps de travail domestique des autres membres sont donnés. Une telle hypothèse n'est pas forcément dénuée de fondements dans le contexte social latino-américain.

L'allocation que l'on se propose de modéliser comporte trois éléments : activité professionnelle, travail domestique, loisir. L'originalité de la démarche retenue réside dans la prise en compte explicite de l'un des substituts les plus directs au travail domestique d'une maîtresse de maison, les employés domestiques. A la différence des modèles conventionnels, on va donc obtenir une information indirecte sur l'emploi du temps des femmes mariées non seulement à partir de leur décision de participation à la force du travail, mais également à partir de leur demande d'employés domestiques.

Le choix de son emploi du temps par une maîtresse de maison peut se représenter de la façon suivante. Soient L_m et L_d le temps qu'elle passe respectivement à son activité professionnelle et aux tâches domestiques. Soit C le montant total des dépenses sur le marché des biens et services et D le temps total consacré par la maîtresse de maison, les autres membres de la famille et, éventuellement, les employés domestiques, aux activités domestiques. En suivant Becker [2], on suppose que la consommation finale, Q , du ménage résulte d'un processus de production dont les inputs sont C et D ⁽¹⁾ :

$$Q = f(C, D),$$

f est supposée munie des propriétés habituelles des fonctions de production ⁽²⁾.

On suppose maintenant que la fonction d'utilité :

$$U(L_m, L_d, Q),$$

(1) En théorie, Q , C et D devraient être des vecteurs, mais en l'absence des informations nécessaires ils sont pris ici comme des scalaires.

(2) Rendements d'échelle constants, décroissance des produits marginaux.

représente soit les préférences de l'ensemble de la famille lorsque l'emploi du temps des autres membres du ménage est fixé, soit les préférences de la maîtresse de maison elle-même. Dans ce dernier cas, on peut noter que l'égoïsme ou l'altruïsme de la maîtresse de maison peut être facilement pris en compte par l'intermédiaire des taux marginaux de substitution entre L_m et L_d , la désutilité du travail, et Q , l'utilité de la consommation pour l'ensemble de la famille. Dans un cas comme dans l'autre, par ailleurs, il est bien clair que la spécification de U doit inclure un ensemble de paramètres se référant à la taille et à la composition de la famille.

Pour compléter le modèle, il reste simplement à ajouter aux éléments précédents la contrainte de budget de la famille et la contrainte de temps de la maîtresse de maison. On obtient ainsi :

$$\text{Max } U(L_m, L_d, Q),$$

sous les contraintes :

$$Q = f(C, D),$$

$$Y + w L_m = C + w_0 S,$$

$$D = L_d + S + D_0,$$

$$L_m + L_d \leq \bar{L},$$

$$L_m, L_d, S, C \geq 0,$$

où Y est le revenu des autres membres de la famille, w , le taux de salaire potentiel de la maîtresse de maison, S , l'achat de services domestiques (c'est-à-dire le nombre d'heures d'employés domestiques), w_0 le coût unitaire de ces services, D_0 le temps consacré par les autres membres de la famille aux tâches domestiques et \bar{L} le temps total disponible. Comme il n'y a pas moyen d'estimer séparément f et U , on peut regrouper ces deux fonctions :

$$V(L_m, L_d, C, D) = U[L_m, L_d, f(C, D)].$$

Le modèle s'écrit alors :

$$\text{Max } V(L_m, L_d, C, D),$$

sous les contraintes :

$$(M) \left\{ \begin{array}{l} Y + w L_m = C + w_0 S, \\ D = L_d + S + D_0, \\ L_m + L_d \leq \bar{L}, \\ L_m, L_d, S, C > 0. \end{array} \right.$$

Il convient de garder toutefois à l'esprit que, sous cette forme, la fonction objectif du modèle n'est plus une fonction d'utilité. De par sa définition, V résume l'information concernant les préférences et la fonction de production du ménage.

Comme il est difficile de traiter le problème de maximisation (M) sous sa forme générale, on restreindra l'analyse à une forme particulière de la fonction V . Par analogie avec la théorie du consommateur, on retiendra la spécification de Stone-Geary qui conduit à un système de dépenses linéaires :

$$(1) \quad V(L_m, L_d, C, D) = \lambda \text{Log} (\bar{L} - L_m - L_d - L_0) + \alpha \text{Log} (C - C_0) + \beta \text{Log} (D - \bar{D}),$$

avec $\alpha + \beta + \lambda = 1$. Le premier terme de cette fonction correspond au loisir de la maîtresse de maison et L_m et L_d sont donc supposés apporter la même désutilité marginale. Quant aux paramètres L_0 , C_0 et \bar{D} , ils incorporeront plus tard les caractéristiques de la famille et de la maîtresse de maison. Il faut également spécifier la forme de la fonction V lorsque les contraintes dans (M) sont telles que les arguments des fonctions logarithmiques dans (1) ne peuvent être simultanément positifs. On supposera simplement une fonction lexicographique, la priorité étant donnée à C (jusqu'à $C = C_0$), puis à D (jusqu'à $D = \bar{D}$)⁽¹⁾, et enfin au loisir.

La résolution de (M) avec les spécifications précédentes et sous les contraintes de positivité des variables du modèle conduit après de longs calculs au système conditionnel des équations ci-dessous. Dans ce système, \bar{S} représente maintenant $\bar{D} - D_0$, le temps minimal d'activité domestique requis de la maîtresse de maison, et \tilde{L} remplace $\bar{L} - L_0$. Par ailleurs, il a été raisonnablement supposé que $\tilde{L} > \bar{S}$ ⁽²⁾ :

1. $w \geq w_0$:

$$1.1. \quad \frac{Y}{w} + \tilde{L} - \frac{C_0}{w} - \frac{w_0}{w} \bar{S} \geq \frac{1}{\lambda} \tilde{L},$$

$$\left\{ \begin{array}{l} L_m = 0, \\ S = \bar{S} + \frac{\beta}{\alpha + \beta} \left(\frac{Y}{w_0} - \frac{C_0}{w_0} - \bar{S} \right), \\ L_d = 0; \end{array} \right.$$

$$1.2. \quad 0 < \frac{Y}{w} + \tilde{L} - \frac{C_0}{w} - \frac{w_0}{w} \bar{S} \leq \frac{1}{\lambda} \tilde{L},$$

$$\left\{ \begin{array}{l} L_m = \tilde{L} - \lambda \left(\frac{Y}{w} + \tilde{L} - \frac{C_0}{w} - \frac{w_0}{w} \bar{S} \right), \\ S = \bar{S} + \beta \left(\frac{Y}{w_0} + \frac{w}{w_0} \tilde{L} - \frac{C_0}{w_0} - \bar{S} \right), \\ L_d = 0; \end{array} \right.$$

(1) En fait, ceci n'est pas tout à fait justifié puisque, comme on l'a dit, V n'est pas exactement une fonction d'utilité. Cet ordre lexicographique implique donc certaines hypothèses sur la fonction de production domestique f .

(2) Ceci revient à dire que le temps réellement disponible de la maîtresse de maison suffirait généralement à l'accomplissement de toutes les tâches domestiques.

$$1.3. \quad -L_0 \leq \frac{Y}{w} + \bar{L} - \frac{C_0}{w} - \frac{w_0}{w} \bar{S} \leq 0,$$

$$\left\{ \begin{array}{l} L_m = \frac{C_0}{w} + \frac{w_0}{w} \bar{S} - \frac{C_0}{w}, \\ S = \bar{S}, \\ L_d = 0; \end{array} \right.$$

$$1.4. \quad \frac{Y}{w} + \bar{L} - \frac{C_0}{w} - \frac{w_0}{w} \bar{S} \leq -L_0,$$

$$\left\{ \begin{array}{l} L_m = \bar{L}, \\ S = \frac{Y}{w_0} + \frac{w}{w_0} \bar{L} - C_0, \\ L_d = 0. \end{array} \right.$$

2. $w \leq w_0$:

$$2.1. \quad \frac{Y}{w_0} + \bar{L} - \frac{C_0}{w_0} - \bar{S} \geq \frac{1}{\lambda} \bar{L},$$

$$\left\{ \begin{array}{l} L_m = 0, \\ S = \bar{S} + \frac{\beta}{\alpha + \beta} \left(\frac{Y}{w_0} - \frac{C_0}{w_0} - \bar{S} \right), \\ L_d = 0; \end{array} \right.$$

$$2.2. \quad \frac{1}{1-\alpha} (\bar{L} - \bar{S}) \leq \frac{Y}{w_0} + \bar{L} - \frac{C_0}{w_0} - \bar{S} < \frac{1}{\lambda} \bar{L},$$

$$\left\{ \begin{array}{l} L_m = 0, \\ S = \bar{S} + (1-\alpha) \left(\frac{Y}{w_0} + \bar{L} - \frac{C_0}{w_0} - \bar{S} \right) - \bar{L}, \\ L_d = \bar{L} - \lambda \left(\frac{Y}{w_0} + \bar{L} - \frac{C_0}{w_0} - \bar{S} \right); \end{array} \right.$$

$$2.3. \quad C_0 + w \bar{S} + \frac{1}{1-\alpha} w (\bar{L} - \bar{S}) \leq Y \leq C_0 + w_0 \bar{S} + \frac{1}{1-\alpha} w_0 (\bar{L} - \bar{S}),$$

$$\left\{ \begin{array}{l} L_m = 0, \\ S = 0, \\ L_d = \bar{L} - \frac{\lambda}{1-\alpha} (\bar{L} - \bar{S}); \end{array} \right.$$

$$2.4. \quad 0 \leq \frac{Y}{w} + \bar{L} - \frac{C_0}{w} - \bar{S} \leq \frac{1}{1-\alpha} (\bar{L} - \bar{S}),$$

$$\left\{ \begin{array}{l} L_m = \bar{L} - \bar{S} - (1-\alpha) \left(\frac{Y}{w} + \bar{L} - \frac{C_0}{w} - \bar{S} \right), \\ S = 0, \\ L_d = \bar{S} + \beta \left(\frac{Y}{w} + \bar{L} - \frac{C_0}{w} - \bar{S} \right); \end{array} \right.$$

$$2.5. \quad -L_0 \leq \frac{Y}{w} + L - \frac{C_0}{w} - S \leq 0,$$

$$\left\{ \begin{array}{l} L_m = \frac{C_0}{w} - \frac{Y}{w}, \\ S = 0, \\ L_d = \bar{S}; \end{array} \right.$$

$$2.6. \quad \frac{Y}{w} + \bar{L} - \frac{C_0}{w} - \bar{S} \leq -L_0,$$

$$\left\{ \begin{array}{l} L_m = \frac{C_0}{w} - \frac{Y}{w}, \\ S = 0, \\ L_d = \bar{L} - \frac{C_0}{w} + \frac{Y}{w}. \end{array} \right.$$

Le système précédent d'équations est assez simple à comprendre. Dans le cas 1, le taux de salaire potentiel de la maîtresse de maison (w) est supérieur au coût unitaire des services domestiques (w_0). Comme le travail professionnel (L_m) et le travail domestique (L_d) ont le même poids marginal dans la fonction objectif, toutes les tâches domestiques sont donc laissées aux employés domestiques et le temps de la maîtresse de maison est entièrement consacré au loisir et, éventuellement, au travail professionnel. Le revenu potentiel maximal de la famille, net des dépenses minimales, C_0 et \bar{S} , et exprimé en unités de temps est donné par :

$$L_1^* = \frac{Y}{w} + \bar{L} - \frac{C_0}{w} - \frac{w_0}{w} \bar{S}.$$

Étant donné la forme Stone-Geary de la fonction objectif V , ce « revenu temporel net » doit être alloué entre loisir, achat de biens et services domestiques, respectivement dans les proportions λ , α et β . C'est ce qui se passe dans le cas 1.2. Cependant, L^* , peut être tellement élevé que la consommation de loisir atteint son maximum \bar{L} , comme dans le cas 1.1. Par ailleurs, L_1^* peut aussi se révéler négatif, auquel cas la maîtresse de maison doit éventuellement

utiliser tout son temps disponible dans son activité professionnelle pour assurer l'achat minimal de biens, C_0 , et une partie des services domestiques minima, \tilde{S} (cas limite 1.4 et cas intermédiaire 1.3).

Lorsque le taux de salaire potentiel de la femme est inférieur au coût unitaire d'un domestique, la règle de décision est un peu plus complexe. D'abord, la situation est identique au cas 1 mais le coût d'opportunité de la maîtresse de maison est maintenant égal au coût des services domestiques, w_0 , au lieu de w . Le « revenu temporel net » maximal est donc :

$$L_2^* = \frac{Y}{w_0} + \tilde{L} - \frac{C_0}{w_0} - \tilde{S}.$$

S'il est suffisamment élevé, la femme consomme tout son temps disponible en loisir (cas 2.1). Pour les valeurs plus faibles de L_2^* , (cas 2.2) elle se substitue partiellement aux services domestiques (à l'opposé du cas 1 où elle entrait sur le marché du travail pour financer ces services). A un certain niveau de L_2^* , la substitution est complète (cas 2.3). Puisqu'elle n'achète plus aucun service domestique, cependant, le coût d'opportunité de son temps devient de nouveau égal à son taux de salaire potentiel. Comme, d'autre part, c'est elle qui fournit maintenant le minimum requis de services domestiques \tilde{S} , le « revenu temporel net » maximal est alors :

$$L_3^* = \frac{Y}{w} + \tilde{L} - \frac{C_0}{w} - \tilde{S}.$$

Comme auparavant, ce revenu est partagé entre loisir, achat de biens et services domestiques. Lorsqu'il est suffisamment élevé, la femme consacre tout son temps au loisir et aux tâches domestiques (son activité la plus rémunératrice). Pour des plus faibles valeurs de L_3^* , cependant, elle entre sur le marché du travail pour permettre le financement optimal des achats de biens (cas 2.4). Finalement, lorsque L_3^* devient négatif, elle doit travailler un temps supérieur à \tilde{L} pour financer les achats minimaux, C_0 , et assurer le service domestique minimal \tilde{S} (cas 2.5). A la limite, elle consacre tout son temps, \bar{L} , pour assurer C_0 et une part seulement de \tilde{S} (cas 2.6).

Cette représentation de l'allocation du temps des femmes mariées semble assez logique et assez exhaustive. Elle est en accord avec les résultats conventionnels de la théorie de l'offre de travail [y compris le cas du « backward-bending » (cas 2.5)]. En même temps, elle montre bien la complexité de la relation existant entre offre de travail professionnel, offre de travail domestique et demande de services domestiques. Malgré cela, le modèle qui vient d'être exposé reste quelque peu rigide vis-à-vis de la réalité. Il peut sembler irréaliste, en particulier, que les femmes dont le salaire potentiel est supérieur au coût des services domestiques emploient toutes une aide domestique et n'assurent elles-mêmes aucune des tâches correspondantes. Ceci est le résultat de deux hypothèses absolument nécessaires si l'on veut garder une certaine simplicité analytique au modèle : (a) travail professionnel et travail domestique ont le même poids dans la

fonction objectif; (b) aucune limite supérieure n'est imposée au temps de travail professionnel. Si la première hypothèse était assouplie en considérant une forme plus générale de la fonction objectif V , il deviendrait alors possible que L_m , L_d et S soient simultanément positifs dans le système précédent. En même temps, la condition $w \geq w_0$ perdrait de sa rigidité. De la même façon, s'il y avait une autre limite que \bar{L} à L_m , la durée légale de travail par exemple, il serait possible que L_d soit strictement positif, même dans le cas où le taux de salaire potentiel de la femme est supérieur au salaire domestique. En effet, dans les cas 1.2 et 1.3, la limite à la durée de travail réduirait le coût d'opportunité du temps de la maîtresse de maison de w à w_0 , à partir d'un certain stade. Elle accomplirait alors des tâches qu'elle aurait autrement laissées à des employés domestiques. Finalement, une dernière possibilité de rendre la condition $w \geq w_0$ plus flexible est de prendre en compte la productivité domestique des maîtresses de maison par rapport à celles des employés domestiques (1). Si π et π_0 sont ces productivités, il est clair que la condition précédente se transforme en $w/\pi \geq w_0/\pi_0$. Dans la mesure, cependant, où π n'est pas directement observable et w ne l'est pas toujours, cette possibilité se heurte à des problèmes sérieux d'identification.

Sous sa forme actuelle, le modèle semble déjà suffisamment compliqué du point de vue de l'application économétrique pour que les améliorations qui viennent d'être indiquées puissent être introduites sans soulever des problèmes difficilement surmontables. Telle quelle, cependant, la structure du modèle semble suffisamment complète pour donner une description raisonnablement satisfaisante de l'allocation des femmes mariées dans un pays où l'emploi domestique est peut-être le substitut le plus proche et le meilleur marché à leurs tâches domestiques.

Avant d'entamer la procédure d'estimation du modèle, il est encore nécessaire de spécifier la façon d'introduire les caractéristiques familiales dans l'analyse. Le plus simple est de faire dépendre les paramètres C_0 , \bar{S} et \bar{L} de la taille et de la structure des familles ainsi que des caractéristiques individuelles de la maîtresse de maison. T_i étant le nombre de membres de type i dans la famille (maîtresse de maison exclue), on retiendra pour C_0 et \bar{S} :

$$(1) \quad C_0 = \sum_i \gamma_i T_i,$$

$$(2) \quad \bar{S} = \sum_i \delta_i T_i.$$

Par ailleurs, les types (i) de membres seront limités à deux : enfants de moins de 6 ans ($i=0$) et autres membres ($i=1$). Cette distinction devrait permettre de

(1) Dans le modèle (M), elles sont supposées égales puisque l'on additionne simplement le temps de travail des maîtresses de maison et celui des employés domestiques pour obtenir l'input total de travail dans la production domestique.

prendre en compte les différences les plus évidentes d'habitudes de consommation parmi les membres d'une famille. Finalement, on retiendra pour \tilde{L} :

$$(3) \quad \tilde{L} = \bar{L} - L_0 = l - aA,$$

où A est l'âge de la maîtresse de maison et l une constante. \bar{L} étant par définition le nombre d'unités de temps disponibles, $l - aA$ est donc le temps maximal de travail et de loisir, une fois déduit de \bar{L} le temps minimal de loisir L_0 (repos, par exemple). Le terme en A permet de tenir compte du fait que les préférences des individus à cet égard peuvent dépendre de leur âge.

Ces spécifications sont des moyens commodes d'introduire les variables explicatives traditionnelles de l'offre de travail féminin dans le modèle. Il faut noter cependant qu'elles peuvent ne pas être parfaitement rigoureuses dans le sens qu'elles permettent aux termes constants comme C_0 et \bar{D} de dépendre des caractéristiques familiales mais non l'utilité dérivée des quantités supérieures à ces minimums. Ainsi deux familles de caractéristiques différentes mais ayant les mêmes C_0 et \bar{D} , ce qui est tout à fait possible, auront les mêmes préférences. Là encore, il s'est avéré analytiquement difficile de résoudre cette ambiguïté ⁽¹⁾.

2. PROCÉDURE D'ESTIMATION

Il s'agit maintenant d'estimer les divers paramètres du modèle précédent à partir d'informations disponibles sur la participation des femmes mariées et l'emploi domestique. Même avec les simplifications déjà introduites, cette procédure est extrêmement délicate. Les fonctions d'offre de travail et de demande de services domestiques présentent toutes deux une double modification structurelle endogène et diffèrent selon que $w > w_0$ ou $w \leq w_0$. La fonction de vraisemblance associée à ce problème est excessivement compliquée et de nouvelles simplifications s'imposent si l'on veut conserver des limites raisonnables de taille et de temps dans les calculs.

On a simplifié la procédure d'estimation en restreignant le problème au cas de deux variables endogènes dichotomiques, la participation et l'emploi de domestiques au lieu du nombre d'heures de travail et du nombre d'heures de services domestiques, et l'on a alors utilisé le modèle du logit simultané.

(1) HURD(M.)[8] donne une solution intéressante à ce problème. Dans le cas présent, cependant, cette solution déboucherait sur certaines difficultés économétriques.

Soient P et E les variables dichotomiques de participation et d'emploi domestique. Dans le cas $w > w_0$, le modèle de la section précédente implique la définition suivante de ces variables :

$$(4) \quad \left\{ \begin{array}{l} P=1 \\ 0 \end{array} \right. \quad \text{si} \quad \frac{y}{w} + \tilde{L} - \frac{C_0}{w} - \frac{w_0}{w} \tilde{S} - \frac{1}{\lambda} \bar{L} \begin{array}{l} \leq 0, \\ > 0, \end{array}$$

$$\left\{ \begin{array}{l} E=1 \\ 0 \end{array} \right. \quad \text{si} \quad \beta \frac{Y}{w_0} + \beta \frac{w}{w_0} \tilde{L} - \beta \frac{C_0}{w_0} + (1 - \beta) \tilde{S} - S_0 \begin{array}{l} \geq 0, \\ < 0, \end{array}$$

où S_0 est le nombre d'heures de services domestiques au-delà duquel il est plus économique d'avoir un employé domestique à plein temps (véritable variable observée dans les données). On peut vérifier que ces deux définitions peuvent s'exprimer comme une forme linéaire de fonctions simples des variables du modèle [lorsque (1)-(3) sont incorporés au modèle de base]. Soit X le vecteur de ces fonctions (Y/w , A , T_0/w , etc.). (4) peut alors s'écrire plus simplement :

$$(5) \quad \left\{ \begin{array}{l} P=1 \\ 0 \end{array} \right. \quad \text{si} \quad \varphi_P(\omega) \cdot X \begin{array}{l} \leq 0, \\ > 0, \end{array}$$

$$\left\{ \begin{array}{l} E=1 \\ 0 \end{array} \right. \quad \text{si} \quad \varphi_E(\omega) \cdot X \begin{array}{l} \geq 0, \\ < 0, \end{array}$$

où ω est le vecteur des coefficients du modèle (α , β , γ , a , γ_i , δ_i , ...) et φ_P et φ_E sont des fonctions vectorielles de ces coefficients.

En ignorant momentanément le cas $w < w_0$, supposons maintenant qu'il existe une certaine variabilité dans les préférences et les fonctions de production des ménages, et que, pour l'observateur, cette variabilité est équivalente à des modifications aléatoires dans les définitions précédentes des variables P et E . Pour être parfaitement rigoureux, il serait en fait nécessaire de spécifier quels paramètres sont aléatoires dans le modèle et de tirer de la solution du modèle la distribution de probabilité du couple (P, E) . Quelques essais dans cette direction se sont révélés excessivement complexes. Des erreurs normales sur les paramètres du modèle, par exemple, conduisent au calcul de la probabilité d'une variable normale d'ordre supérieur ou égal à 2 dans des sous-ensembles de l'espace correspondant. Bien qu'il existe des solutions numériques à ce problème ⁽¹⁾, on a préféré une approche plus simple. En accord avec la version à deux variables du modèle du logit présentée par K. Morimune [9] ⁽²⁾, la distribution de (P, E) a été spécifiée de la façon suivante. Pour un ménage t , soit :

$$P_{ij}(t) = Pr \{ P_t = i, E_t = j \}, \quad i, j = 0, 1.$$

(1) Voir MORIMUNE (K.) [9].

(2) Il s'agit en fait de la généralisation d'un modèle dû initialement à NERLOVE (M.) et PRESS (S.) [10].

Compte tenu de (4), les probabilités $P_{ij}(t)$ sont supposées de la forme suivante :

$$(6) P_{ij}(t) = D_i^{-1} \text{Exp} \left\{ -\frac{1}{\sigma_P} [\varphi_P(\omega) \cdot X_i] P_i + \frac{1}{\sigma_E} [\varphi_E(\omega) \cdot X_i] E_i + [\psi \cdot X_i] P_i E_i \right\},$$

où σ_P et σ_E sont des scalaires, ψ est un vecteur de coefficients indépendants de ω et D_i est défini par $\sum_{i,j} P_{ij}(t) = 1$.

Pratiquement, (6) est une façon simple d'exprimer le fait que les probabilités qu'une maîtresse de maison participe à la force de travail et emploie un domestique croissent respectivement avec $-\varphi_P(\omega) X$ et $\varphi_E(\omega) X$. L'interdépendance entre les deux phénomènes, d'autre part, est prise en compte par le fait que ces quantités dépendent toutes deux de ω et par le terme $P_i E_i$ dans (6). σ_P et σ_E , finalement, sont analogues aux écarts-types des termes aléatoires dans les régressions simultanées.

Étant donné ces hypothèses, l'estimation des paramètres peut être réalisée par la maximisation de la fonction de vraisemblance dérivée des probabilités (5) pour un échantillon donné de ménages. En accord avec le modèle de la section précédente, cependant, la définition des probabilités P_{ij} sera différente selon que $w > w_0$ ou $w < w_0$. Les fonctions vectorielles φ_P et φ_E , en particulier, auront une forme distincte dans les deux sous-échantillons. Leurs expressions ainsi que la définition des variables X_i sont données en annexe à cet article. Elles proviennent directement de la définition dichotomique de P et E impliquée par le modèle et les spécifications (1)-(3).

Pour une valeur donnée de w_0 , la méthode qui vient d'être décrite conduit à des estimations des paramètres ω du modèle possédant les propriétés connues du maximum de vraisemblance. En théorie, cependant, la valeur de w_0 elle-même peut être à estimer. Pratiquement, on disposait évidemment d'information *a priori* sur cette valeur, mais l'on a pourtant également tenté de maximiser la vraisemblance de l'échantillon étudié par rapport à ce paramètre. On a donc recherché le maximum de vraisemblance de l'échantillon par rapport à ω pour diverses valeurs arbitraires de w_0 et l'on a retenu la valeur correspondant au maximum de ces maximums. En ce qui concerne la procédure de maximisation, finalement, l'algorithme proposé par Berndt *et al.* [3] a été utilisé et s'est révélé très performant.

3. APPLICATION AUX DONNÉES COLOMBIENNES

La procédure qui vient d'être décrite a été appliquée à un échantillon de 328 ménages à Bogota. Cet échantillon a été tiré d'une enquête sur la force de travail réalisée en 1975 et couvrant environ 5000 ménages, mais les exigences

informatiques de la méthode utilisée nous ont contraints à une réduction drastique de l'information disponible. Des régressions linéaires ont permis de vérifier que le sous-échantillon retenu était bien représentatif de la population enquêtée.

Une seule des variables du modèle n'était pas directement observable dans l'échantillon. Il s'agit du taux de salaire potentiel (ou anticipé) des femmes inactives. On l'a estimé en régressant conventionnellement le revenu des femmes mariées actives sur leur âge et leur degré d'éducation dans l'ensemble de l'enquête. On a ensuite attribué aux femmes inactives le salaire potentiel prédit par cette régression, multiplié par le taux d'emploi correspondant à leur âge et à leur niveau d'éducation. Cette dernière correction représente la probabilité de trouver un emploi et le salaire correspondant, que devraient anticiper les femmes mariées inactives et, de fait, elle améliore très sensiblement la qualité des résultats obtenus. Plutôt que d'attribuer ce phénomène à un certain type de chômage déguisé, cependant, il convient de souligner que la correction effectuée peut simplement porter sur le biais inhérent à la procédure d'estimation des salaires potentiels qui a été utilisée. Il est bien connu, en effet, que l'estimation des salaires potentiels à partir des données relatives aux seuls individus employés comporte un biais positif d'« auto-sélection » qui peut être assez substantiel ⁽¹⁾. Prendre explicitement en compte ce biais aurait cependant encore alourdi l'ensemble de la procédure d'estimation.

Considérons en premier lieu les résultats des régressions linéaires présentés dans le tableau I avec P et E comme variables endogènes et w_0 étant fixé à sa valeur moyenne dans l'enquête (1 700 pesos/mois). Bien que ces régressions soient économétriquement sujettes à caution ⁽²⁾, elles suggèrent quelques remarques intéressantes. En premier lieu, on peut constater que la distinction $w \geq w_0$ est tout à fait pertinente puisque les coefficients des régressions effectuées apparaissent significativement différents dans les deux sous-échantillons. En particulier, l'effet-revenu et l'effet-salaire sur la participation et l'emploi domestique sont nettement plus marqués pour les maîtresses de maison ayant les salaires potentiels les plus bas. L'élasticité-salaire de la participation est proche de 1 dans ce dernier cas, tandis qu'elle n'est que de .5 pour les femmes prétendant à un salaire plus élevé. Les élasticité-revenus, par ailleurs, sont respectivement de $- .23$ et $- .12$. En deuxième lieu, on peut remarquer que les coefficients des variables décrivant la composition de la famille et celui correspondant à l'âge de la maîtresse de maison ont tous le signe attendu. Par contre, ils sont généralement non significativement différents de zéro. Ce résultat est en net contraste avec les résultats obtenus dans le cas des pays développés où la présence d'enfants en bas âge affecte de façon assez sensible la participation féminine. Par ailleurs, les chiffres du tableau 1 ne semblent pas non plus conclure

(1) Ce biais a été remarquablement bien mis en lumière par HECKMAN (J.) [7].

(2) Le problème majeur d'effectuer des régressions linéaires avec des variables dichotomiques étant celui de l'hétéroscédasticité.

TABLEAU I

Régressions linéaires sur les variables dichotomiques
de participation et d'emploi domestique ⁽¹⁾

	Revenu des autres membres de la famille (10 ³ pesos)	Salaire potentiel (10 ³ pesos)	Age	Enfants de moins de 6 ans	Adultes inactifs	Autres membres	R ²	Nombre d'obser- vations
<i>Toutes femmes mariées :</i>								
Participation.	-.015 (3.1) ^o	.075 (3.5) ^o	-.004 (1.8) ^o	-.036 (1.3)	.014 (.7)	-.015 (.8)	.073	328
Emploi domestique.013 (2.9) ^o	.188 (9.3) ^o	.006 (2.8) ^o	.028 (1.1)	.023 (1.3)	-.051 (3.0) ^o	.354	328
<i>w > w₀ :</i>								
- participation.	-.011 (1.8) ^o	.062 (1.9) ^o	-.006 (1.5)	-.040 (.7)	.020 (.6)	-.042 (1.1)	.088	112
- emploi domestique.009 (1.0)	.149 (3.1) ^o	.010 (1.7)	.006 (.1)	.067 (1.4)	-.108 (1.9) ^o	.193	112
<i>w ≤ w₀ :</i>								
- participation.	-.022 (2.8) ^o	.247 (2.4) ^o	-.003 (1.1)	-.034 (1.1)	.007 (.3)	-.003 (.1)	.062	216
- emploi domestique.019 (5.4) ^o	.078 (1.8) ^o	.003 (2.6) ^o	.024 (1.8) ^o	-.010 (.9)	-.021 (2.3) ^o	.177	216
<p>(¹) Les chiffres entre parenthèses sont les statistiques-T des coefficients estimés. La notation ()^o indique que le coefficient est significativement différent de 0 au seuil de probabilité de 95 %.</p>								

à une substitution entre maîtresses de maison et adultes inactifs dans la famille, contrairement à ce que l'on aurait pu attendre, alors que les « autres membres » apparaissent clairement comme des substituts à l'emploi domestique. Ceci peut laisser penser qu'il existe néanmoins dans les familles de l'échantillon un certain partage des tâches domestiques qui apparaîtrait plus nettement si l'on considérait simultanément l'ensemble des membres d'une famille et non pas la seule maîtresse de maison. Quoi qu'il en soit, l'ensemble de ces résultats semble suggérer l'existence d'un cadre socio-culturel spécifique à la participation féminine improprement pris en compte par le modèle utilisé. C'est d'ailleurs la même conclusion que suggère la faiblesse du pouvoir explicatif des régressions de participation. Même lorsque la dichotomie $w \geq w_0$ est prise en compte, 10 % à peine de la variance de P sont expliqués (1).

Venons-en maintenant à l'estimation du modèle théorique développé précédemment. Il faut signaler en premier lieu que la procédure présentée dans la section précédente et en annexe n'a pas pu fonctionner comme on l'espérait. La maximisation de la fonction de vraisemblance (7a) par rapport à l'ensemble des paramètres ω , ψ , σ_P et σ_E a conduit à des valeurs anormalement élevées pour σ_P et, à sa suite, pour d'autres paramètres du modèle. Par contre, l'estimation séparée de chacune des deux équations (P ou E) du modèle ou leurs estimations simultanées avec des valeurs fixes de σ_P et σ_E n'ont posé aucun problème et, en outre, ont abouti à des valeurs raisonnables et mutuellement compatibles des paramètres du modèle. Tout ceci laisse donc penser que, tel qu'il a été spécifié, le modèle économétrique proposé est sujet à un phénomène similaire à la « sur-identification » dans les systèmes linéaires. La structure non linéaire complexe du modèle n'a cependant pas permis de localiser cette sur-identification. La solution adoptée a simplement consisté à estimer l'ensemble du modèle pour des valeurs fixes des paramètres σ_P et σ_E , les valeurs retenues pour ces paramètres étant celles obtenues dans l'estimation séparée de la fonction de participation (P) et de la fonction d'emploi domestique (E) (2). Bien entendu, cette solution n'est pas parfaitement rigoureuse, mais, heureusement, une analyse de sensibilité effectuée autour des valeurs retenues pour σ_P et σ_E a permis de s'assurer que les valeurs estimées des paramètres ω étaient assez stables.

Le tableau II montre les valeurs estimées des paramètres du modèle lorsque la procédure d'estimation est limitée à la seule variable de participation et lorsque les deux variables de participation et d'emploi domestique sont simultanément prises en compte, selon la méthode qui vient d'être décrite. En premier lieu, on peut constater que les deux ensembles d'estimateurs sont peu différents (et, en

(1) Il est vrai que cet ordre de grandeur est tout à fait comparable à ce qui s'obtient dans le cas des pays développés.

(2) Il s'agit là d'une solution assez courante dans ce genre de problèmes. Dans le cas présent, cependant, il s'est révélé nécessaire de fixer uniquement l'un des deux paramètres σ_P ou σ_E . Dans les résultats indiqués sur le tableau I, c'est σ_P qui a été fixé de cette façon.

TABEAU II
Estimation des paramètres du modèle théorique

Paramètres	Estimations avec P comme seule variable endogène	Estimations avec P et E comme variables endogènes simultanées.
λ129 (3.8) ^o	.123 (3.8) ^o
α760 (25.7) ^o	.805 (20.7) ^o
β111 (2.0) ^o	.072 (2.3) ^o
γ_0	-12.3 (.6)	-47.9 (.7)
δ_0226 (.9)	.302 (1.0)
γ_1	-335.1 (1.1)	-417.5 (1.2)
δ_1	-.170 (2.3) ^o	-.180 (1.7) ^o
l	2.70 (5.2) ^o	2.92 (2.9) ^o
a016 (2.0) ^o	.028 (4.5) ^o
\bar{L}	4.2 () ⁽¹⁾	4.2 () ⁽¹⁾
S_0	-	.470 (1.6) ^o
σ_P782 (4.2) ^o	.782 () ⁽¹⁾
σ_E	-	.422 (3.8) ^o
ψ	-	.712 (2.0) ^o
Logarithme de la fonction de vraisemblance.	-191.8	-291.3
Rapport de vraisemblance.843	.640

(¹) Valeur exogène dans l'estimation.

fait, jamais de façon significative) l'un de l'autre, ce qui, en sorte, confirme la cohérence interne du modèle.

En ce qui concerne la valeur estimée des coefficients, on peut d'abord noter que les paramètres se référant à la composition familiale (γ_i , δ_i) ne sont pas significativement différents de zéro sauf δ_1 . Selon le signe de ce coefficient, il semble donc y avoir une certaine substituabilité entre la maîtresse de maison et les autres membres de la famille dans l'accomplissement des tâches domestiques. En moyenne, la présence d'un membre âgé de plus de 6 ans réduit le travail domestique minimal requis par l'ensemble de la famille de 17 % d'un emploi à

plein-temps (soit environ 1 heure journalière). Par contre, la présence de jeunes enfants ne semble pas augmenter les tâches domestiques des maîtresses de maison. Il est vrai cependant que ces résultats doivent être interprétés avec quelques précautions, car ils peuvent dépendre directement de la forme fonctionnelle spécifique retenue pour le modèle. Dans la spécification de Stone-Geary, les variables décrivant la composition familiale n'interviennent que dans les termes constants des deux derniers arguments ou, en d'autres termes, dans la consommation « minimale » de biens marchands et de temps de travail domestique. Elles auraient pu également apparaître dans les coefficients de pondération (λ , α , β) avec peut-être des implications différentes quant à leur rôle dans l'allocation du temps des femmes mariées. Comme on l'avait déjà constaté avec les régressions linéaires du tableau I, il semble néanmoins peu probable que la présence de jeunes enfants joue un rôle très significatif dans la participation des femmes colombiennes à la force de travail.

Pour ce qui est des estimations des coefficients (λ , α , β) de la fonction objectif, le résultat important est certainement le rôle dominant des biens marchands (α). Si l'on interprète les deux derniers arguments de V comme étant dérivés d'une fonction de production domestique $Q = F(C, D)$ de type Cobb-Douglas et d'une fonction d'utilité également Cobb-Douglas du loisir et de la « consommation » domestique (Q), les valeurs estimées pour α et β impliquent une très faible substituabilité du travail domestique et des biens marchands dans la production du bien de consommation domestique (Q). En effet, une réduction de 1 % de l'achat de biens marchands devrait être compensée par une augmentation d'environ 10 % de l'input travail de la fonction de production domestique. Le coefficient β reste cependant significativement différent de zéro si bien que l'hypothèse d'une parfaite complémentarité entre biens marchands et travail domestique dans la fonction de production semble devoir être rejetée au vu des données colombiennes.

Les autres estimations apparaissant dans le tableau II semblent d'un ordre de grandeur raisonnable. Le coefficient l , par exemple, représente le temps maximal disponible une fois pris en compte un loisir minimal (repos). Par définition, ce temps est exprimé en termes d'un emploi à plein temps (w est le salaire mensuel d'un tel emploi). Sur la base de 40 heures par semaine pour un emploi à plein temps (valeur retenue pour $\bar{L} = 4.2$), une valeur de 3 pour l signifie qu'un individu peut consacrer au maximum 120 heures par semaine au travail professionnel et au travail domestique. Avec la correction introduite pour l'âge [voir (3)], cependant, ce chiffre se réduit à 97 heures pour une femme de 20 ans et 74 heures pour une femme de 40 ans.

Bien que de nombreux coefficients du modèle apparaissent significativement différents de zéro, son pouvoir explicatif global reste malgré tout relativement bas. Ceci apparaît nettement aux deux dernières lignes du tableau II et dans les valeurs respectives des coefficients σ_P et σ_E . Bien entendu, cette conclusion correspond directement à la faiblesse des R^2 dans les régressions linéaires du tableau I.

Un autre résultat intéressant des calculs précédents est la valeur estimée de w_0 (1 650 pesos/mois), qui se trouve ainsi très proche de la valeur moyenne observée du salaire des employés domestiques (1 700 pesos/mois). Même si le fait de supposer que le salaire des employés domestiques est parfaitement exogène et indépendant des taux de salaire potentiel des femmes mariées pose quelques problèmes théoriques ⁽¹⁾, ce résultat montre que la distinction fondamentale qu'implique le modèle théorique retenu est tout à fait pertinente.

Avant d'évaluer l'ensemble de la procédure d'analyse retenue dans cette étude, il peut être intéressant d'examiner les prédictions du modèle et, en particulier, les estimations qu'il donne du temps de travail domestique des maîtresses de maison. Le tableau III indique les taux de participation des femmes mariées et la fréquence de l'emploi domestique par déciles de l'échantillon des ménages (ordonnés selon le revenu moyen par membre). Comme prévu, le pouvoir explicatif du modèle pour la participation n'est pas très élevé puisque l'écart relatif entre taux réels et taux prédits de participation est de l'ordre de 20 %. On peut constater cependant que le modèle estimé dans cette étude fonctionne légèrement mieux que des simples régressions linéaires et, par ailleurs, qu'une part importante de l'écart par rapport aux données observées provient en fait des premier et sixième déciles. Ceci correspond peut-être à des comportements très spécifiques improprement pris en compte par le modèle.

L'estimation du travail domestique des maîtresses de maison à l'aide du modèle soulève quelques difficultés. La solution du modèle théorique de la section 2 a été dérivée sous l'hypothèse implicite que l'achat « minimal » de biens marchands, C_0 , et que le temps minimal de travail domestique, \tilde{S} , étaient positifs, alors que les coefficients estimés conduisent parfois à des valeurs négatives. Le système de la section 2 devient donc contradictoire pour quelques familles puisqu'il donne des valeurs négatives au travail domestique des maîtresses de maison. C'est la raison pour laquelle ces valeurs n'ont pas été reportées sur le tableau III. En remplaçant par zéro les valeurs négatives obtenues dans certains cas individuels, cependant, on aboutit à des ordres de grandeur assez raisonnables. Pour le premier décile, par exemple, les activités domestiques des femmes pourraient représenter 50 % d'un emploi à plein temps ⁽²⁾, de telle sorte que leur temps total de travail serait à peu près équivalent à un tel emploi. Dans le dernier décile, au contraire, le temps prédit de travail domestique est proche de zéro et le temps moyen de travail professionnel correspond à peu près au taux de participation (27,5 %).

(1) On pourrait en effet soutenir que l'emploi domestique requérant une qualification extrêmement faible, w_0 est en fait une sorte de salaire minimal pour l'ensemble des femmes mariées. Cet argument n'est cependant pas tout à fait exact dans la mesure où certains facteurs sociologiques et matériels empêchent les femmes mariées de considérer l'emploi domestique comme activité professionnelle éventuelle.

(2) Il faut rappeler ici l'hypothèse de productivité domestique uniforme dans le modèle. En fait, ce temps de travail domestique estimé varierait en fonction inverse de la productivité domestique.

TABLEAU III

Taux réels et taux prédicts de participation et d'emploi domestique
par déciles des ménages classés selon le revenu par membre

Déciles	Revenu par membre (pesos)	Revenu potentiel par membre (¹) (pesos)	Taux réel de participation (%)	Taux prédict de participation modèle (%)	Taux prédict de participation (régressions linéaires) (%)	Taux réel d'emploi domestique (%)	Taux prédict d'emploi domestique (modèle) (%)	Taux prédict d'emploi domestique (régressions linéaires) (%)
1.....	172	242	48.5	34.2	29.7	.0	1.1	-2.2
2.....	249	368	30.3	35.0	31.4	.0	2.0	4.1
3.....	356	472	33.3	33.0	30.8	.0	1.9	-5.2
4.....	464	610	39.4	35.4	33.4	12.1	7.3	10.4
5.....	559	741	21.2	21.6	30.4	12.1	10.1	12.8
6.....	690	928	21.2	30.2	34.2	12.1	11.5	18.4
7.....	915	1 161	33.3	35.8	36.3	6.1	12.5	19.7
8.....	1 210	1 500	33.3	32.4	34.1	30.3	25.4	35.0
9.....	1 989	2 285	45.5	39.5	35.9	51.5	42.7	46.7
10.....	4 190	5 058	25.8	27.5	27.3	69.5	72.4	65.2
TOTAL.....			33.2	32.5 (²)	33.2	19.4	18.7 (²)	19.5
Écart quadratique moyen par rapport aux taux réels.....				6.1	8.7		4.3	5.8

(¹) Salaire potentiel des maîtresses de maison plus revenu réel des autres membres.
(²) Moyenne arithmétique des taux par déciles.

4. REMARQUES FINALES

A la lumière des résultats précédents, que faut-il penser du modèle théorique développé dans cette étude et de son application économétrique aux données colombiennes. Avant tout, il semble certain que, dans le contexte colombien, le modèle n'est pas spécifié de façon parfaitement adéquate. Les preuves en sont les suivantes : premièrement la sur-identification mise en lumière dans la section précédente, deuxièmement les valeurs non significatives d'un certain nombre de paramètres, et troisièmement les difficultés introduites par les valeurs négatives de \bar{S} dans l'estimation du temps de travail domestique. Ceci n'implique pourtant pas nécessairement que le modèle soit tout à fait inapproprié ou contradictoire dans la description du comportement de participation et d'emploi domestique des femmes mariées colombiennes. En réalité, la stabilité des coefficients reportés sur le tableau II, la précision de l'estimation du paramètre w_0 , et les ordres de grandeur obtenus pour le temps moyen de travail domestique des maîtresses de maison, prouvent la cohérence théorique et empirique du modèle. En outre, les taux prédits de participation qui apparaissent au tableau III montrent une légère supériorité du modèle par rapport à la simple technique des régressions linéaires.

Il semble cependant probable que, dans la mesure où elles pourraient être analytiquement réalisables, un certain nombre de modifications dans la spécification originale du modèle et dans sa procédure d'estimation amélioreraient sensiblement ses performances. Diverses suggestions ont déjà été faites à ce sujet (différentiation de L_m et L_d dans V , introduction de la composition familiale dans les coefficients λ , α et β , prise en compte du biais d'auto-sélection dans l'estimation des salaires potentiels, rationalisation des composantes aléatoires dans la procédure d'estimation, etc.). Il importe cependant d'insister sur le fait que certains des résultats obtenus dans la présente étude paraissent indiquer certaines limitations inhérentes à une analyse *partielle* de la participation des femmes mariées. Ainsi, les données colombiennes suggèrent un degré de substituabilité relativement élevé entre la maîtresse de maison et les autres membres de la famille dans l'allocation des tâches domestiques. Ceci est particulièrement vrai pour celles qui concernent les jeunes enfants. En effet, alors que la présence de jeunes enfants semble jouer un rôle dissuasif important pour la participation féminine dans la plupart des modèles empiriques testés dans les pays développés, elle n'a aucun effet significatif dans le cas colombien. Il faut peut-être voir là une particularité socio-économique des sociétés en développement. Une analyse approfondie de cette éventualité requiert cependant la généralisation du modèle présenté ici à un modèle couvrant simultanément tous les membres d'une famille.

ANNEXE

Spécification du modèle économétrique complet

Avec la notation abrégée (4), les variables dichotomiques P_t et E_t sont définies par :

$w > w_0$:

$$(1a) \quad \left\{ \begin{array}{ll} P_t = \begin{array}{l} 1 \\ 0 \end{array} & \text{si } \varphi_P(\omega) \cdot x_t \leq 0, \\ E_t = \begin{array}{l} 1 \\ 0 \end{array} & \text{si } \varphi_E(\omega) \cdot x_t \geq 0; \end{array} \right.$$

$w < w_0$:

$$(2a) \quad \left\{ \begin{array}{ll} P_t = \begin{array}{l} 1 \\ 0 \end{array} & \text{si } \varphi_P(\omega) \cdot x_t \leq 0, \\ E_t = \begin{array}{l} 1 \\ 0 \end{array} & \text{si } \varphi_E(\omega) \cdot x_t \geq 0. \end{array} \right.$$

Étant donné la solution du modèle pages 81 et 82 et les spécifications (1)-(2)-(3) de C_0 , \bar{S} et \bar{L} , les notations $\varphi(\omega) \cdot x$ ci-dessus correspondent aux expressions suivantes :

$$(3a) \quad \varphi(\omega) \cdot x_t = \lambda \frac{Y_t}{w_t} + \lambda l - \lambda a A_t$$

$$- \bar{L} - \lambda(\gamma_0 + \delta_0 w_0) \frac{T_{0t}}{w_t} - \lambda(\gamma_1 + \delta_1 w_0) \frac{T_{1t}}{w_t},$$

$$(4a) \quad \varphi_E(\omega) \cdot x_t = \beta \frac{Y_t}{w_0} + \beta l \frac{w_t}{w_0} - \beta a \frac{A_t w_t}{w_0} - \left[\beta \frac{\gamma_0}{w_0} + (\beta - 1) \delta_0 \right] T_{0t} \\ - \left[\beta \frac{\gamma_1}{w_0} + (\beta - 1) \delta_1 \right] T_{1t} - S_0,$$

$$(5a) \quad \varphi'_E(\omega) \cdot x_t = (1 - \alpha) \frac{Y_t}{w_t} - \alpha l + \alpha a A_t + \alpha \delta_0 T_{0t} \\ + \alpha \delta_1 T_{1t} - (1 - \alpha) \gamma_0 \frac{T_{0t}}{w_t} - (1 - \alpha) \gamma_1 \frac{T_{1t}}{w_t},$$

$$(6a) \quad \varphi'_E(\omega) \cdot x_t = (1 - \alpha) \frac{Y_t}{w_0} - \alpha l + \alpha a A_t \\ + \left[\alpha \delta_0 - (1 - \alpha) \frac{\gamma_0}{w_0} \right] T_{0t} + \left[\alpha \delta_1 - (1 - \alpha) \frac{\gamma_1}{w_0} \right] T_{1t} - S_0.$$

avec $\alpha + \beta + \lambda = 1$.

On a donc les définitions suivantes des facteurs X et φ :

X_t	$[\varphi_P(\omega)]$	$[\varphi_E(\omega)]$	$[\varphi'_P(\omega)]$	$[\varphi'_E(\omega)]$
Y_t	-	β/w_0	-	$(1-\alpha)/w_0$
w_t	-	$\beta l/w_0$	-	-
Y_t/w_t	λ	-	$(1-\alpha)$	-
A_t	$-\lambda a$	-	αa	αa
$A_t w_t$	-	$-\beta a/w_0$	-	-
T_{0t}	-	$-\beta \frac{\gamma_0}{w_0} - (\beta-1) \delta_0$	$\alpha \delta_0$	$\alpha \delta_0 - (1-\alpha) \frac{\gamma_0}{w_0}$
T_{1t}	-	$-\beta \frac{\gamma_1}{w_0} - (\beta-1) \delta_1$	$\alpha \delta_1$	$\alpha \delta_1 - (1-\alpha) \frac{\gamma_1}{w_0}$
T_{0t}/w_t	$-\lambda(\gamma_0 + \delta_0 w_0)$	-	$-(1-\alpha) \gamma_0$	-
T_{1t}/w_t	$-\lambda(\gamma_1 + \delta_1 w_0)$	-	$-(1-\alpha) \gamma_1$	-
$T_{0t} w_t$	-	-	-	-
l	$\lambda l - \bar{L}$	$-S_0$	$-\alpha l$	$-\alpha l - S_0$

En accord avec (5), la fonction de vraisemblance de l'échantillon est donnée par :

$$(7a) \quad L(\omega, \sigma, \psi) = \prod_{t \in T} D_t^{-1} \text{Exp} \left\{ -\frac{1}{\sigma_P} [\varphi_P(\omega) X_t] P_t \right. \\ \left. + \frac{1}{\sigma_E} [\varphi_E(\omega) \cdot X_t] E_t + [\psi X_t] E_t P_t \right\} \\ \prod_{t \in \bar{T}} D_t^{-1} \text{Exp} \left\{ -\frac{1}{r_P} [\varphi'_P(\omega) X_t] P_t \right. \\ \left. + \frac{1}{\sigma_E} [\varphi'_E(\omega) \cdot X_t] E_t + [\psi X_t] E_t P_t \right\},$$

T et \bar{T} étant relativement les sous-échantillons $w > w_0$ et $w \leq w_0$. ψX_t est supposé constant. \bar{L} est donné et égal à 4.2 [l'unité temporelle est l'emploi à plein temps (40 heures hebdomadaires) puisque w est le salaire mensuel d'un tel emploi]. La maximisation de (7a) conduit donc à l'estimation de :

$$\left\{ \begin{array}{l} \omega = \{ \alpha, \beta, \lambda, l, a, \gamma_0, \gamma_1, \delta_0, \delta_1, S_0 \}, \\ \sigma_P, \sigma_E, \\ \psi. \end{array} \right.$$

BIBLIOGRAPHIE

- [1] ASHENFELTER (O.) et HECKMAN (J.), The Estimation of Income and Substitution Effects in a Model of Family Labor Supply, *Econometrica*, vol. 42, n° 1, janvier 1974.
- [2] BECKER (G.), A Theory of the Allocation of Time, *Economic Journal*, vol. 75, septembre 1965, p. 493-517.

- [3] BERNDT (E.), HALL (B. H.), HALL (R. E.) et HAUSMAN (J.), Estimation and Inference in Non-Linear Structural Models, *Annals of Economic and Social Measurement*, 1974, p. 653-665.
- [4] BLOCH (F.), *The Allocation of Time to Market and Non-Market Work Within a Family Unit*, Institute for Mathematical Studies in the Social Sciences, Stanford University, Technical Report N° 114, 1973.
- [5] GRONAU (R.), The Allocation of Time of Israeli Women, *Journal of Political Economy*, vol. 84, n° 4, Part II, août 1976, p. 201-220.
- [6] GRONAU (R.), Leisure, Home Production and Work, The Theory of the Allocation of Time Revisited, *Journal of Political Economy*, vol. 85, n° 6, décembre 1977, p. 1099-1123.
- [7] HECKMAN (J.), Shadow Prices, Market Wages and Labor Supply, *Econometrica*, vol. 42, n° 4, juillet 1974, p. 679-694.
- [8] HURD (M.), Estimating the Family Labor-Supply Functions Derived from the Stone-Geary Utility Function, N.B.E.R., Working Paper n° 228, 1978.
- [9] MORIMUNE (K.), Comparisons of Normal and Logistic Models in the Bivariate Dichotomous Analysis, *Econometrica*, vol. 47, 1979, p. 957-975.
- [10] NERLOVE (M.) et PRESS (S.), *Univariate and Multi-Variate Log-Linear and Logistic Models*, Rand Corporation, R-1306, Santa Monica, Californie, 1973.