

Activité des femmes mariées et hétérogénéité : estimations sur données de panel

Stéfan LOLLIVIER*

RÉSUMÉ. – Dans cette étude, on s'intéresse au comportement d'activité des femmes conjoint de salariés entre 1981 et 1989. On utilise des données de panel issues des échantillons longitudinaux des enquêtes sur l'emploi permettant de prendre en compte une hétérogénéité non observée entre individus. Cette hétérogénéité explique une bonne partie de la variance résiduelle d'un modèle probit prenant en compte les variables socio-démographiques habituelles. Ces dernières ont une influence analogue à celle déjà observée dans des études analogues. La grande taille de l'échantillon permet une analyse selon le niveau de diplôme, déterminant important de la décision.

Female Labor Supply and Heterogeneity

ABSTRACT. – This paper presents estimates of female labor supply between 1981 and 1989. Data come from longitudinal samples of French Labor Force Surveys. They allow to take into account unobserved individual heterogeneity. The latter explains a large part of total variance of residuals in a probit model taking into account usual socio demographic variables. These variables have a similar influence as in other studies on the same topic. The size of the sample allows adjustments by level of education which is one of the main variables explaining the female behaviour.

* S. LOLLIVIER : CREST

L'auteur remercie deux rapporteurs anonymes. Toute erreur demeurant dans le texte serait bien évidemment de son fait.

1 Introduction

Les projections de population active accordent une attention toute particulière aux hypothèses retenues sur les taux d'activité des femmes adultes, notamment celles vivant en couple. Alors que le taux d'activité des autres catégories est surtout sensible à des mesures réglementaires (allongement de la scolarité, abaissement de l'âge de la retraite, ..), les femmes vivant en couple se distinguent dans la mesure où leurs taux d'activité résultent d'un arbitrage consommation-loisir. De fait, depuis quelques décennies, les taux d'activité féminins se sont accrus; une raison fréquemment évoquée est que le niveau de formation des femmes s'est élevé, rendant le travail mieux rémunéré, donc plus attractif. Or, malgré la nécessité de comprendre les arbitrages afin de mieux prévoir la population active, les études sur le comportement féminin d'offre de travail en France sont relativement peu nombreuses, et s'intéressent rarement au rôle joué par le diplôme dans les différences de comportement. De fait, les études portent essentiellement sur l'influence exercée par le système fiscal sur le comportement des femmes vivant en couple. BOURGUIGNON [1986] utilise l'"enquête sur les revenus fiscaux de 1975" réalisée par l'INSEE afin de quantifier le rôle désincitatif de l'impôt sur le revenu. DAGSVIK, LAISNEY, STROM et OSTERVOLD [1988] estiment un modèle analogue à celui de Bourguignon sur l'"enquête sur le Budget des Familles" de 1978-1979. BLUNDELL et LAISNAY [1988] ajustent un modèle sur les mêmes données, en intégrant dans les comportements une perspective intertemporelle. RIBOUD [1985] présente une analyse détaillée des taux d'activité entre 1954 et 1981 conduite parallèlement avec une étude en coupe instantanée sur l'"enquête sur les situations défavorisées" réalisée par l'INSEE en 1978-1979.

Les travaux réalisés en France sur données individuelles utilisent par conséquent des coupes instantanées, avec tous les problèmes d'estimation et d'interprétation qu'elles entraînent, en particulier le fait que l'on aboutit à des conclusions en termes de statique comparative. On se propose ici de réaliser une étude sur données de panel, en utilisant les échantillons longitudinaux de l'"enquête sur l'emploi". Ce type de données a déjà été utilisé par FOUGÈRE et KAMIONKA [1992] dans une étude des transitions entre états sur le marché du travail. Elles permettent le suivi des mêmes individus pendant trois ans, durée pendant laquelle ils sont enquêtés par l'INSEE. L'utilisation de ces fichiers longitudinaux de 1981-1983 à 1987-1989 fournit un "panel glissant" autorisant un suivi des comportements au cours de la décennie 80. En outre, la grande taille de l'échantillon permet une analyse par diplôme, variable essentielle dans la compréhension des arbitrages.

Dans l'étude, on se limite aux seuls conjoints de salariés, qui présentent une plus grande unité de comportement. L'activité des femmes sans conjoint est plutôt de même nature que celle des hommes et l'activité féminine obéit souvent à une logique différente dans les milieux d'indépendants par rapport aux milieux de salariés. En outre, on ne s'intéresse qu'à la décision d'activité proprement dite, et non au choix des heures travaillées, même si l'enquête fournit ce type de renseignement. Dans le modèle, le choix d'activité

est conditionné par le revenu du mari et la présence d'enfants, comme représentative des coûts liés à la transition hors de l'activité. L'espérance de salaire de la femme est prise en compte au travers de son diplôme. Puisque les données autorisent un suivi temporel, on peut également tester l'influence des tensions macroéconomiques sur le comportement d'activité. L'hétérogénéité entre personnes dépend en outre de variables observables et inobservables. On a retenu comme variable observable l'âge de la personne et la génération à laquelle elle appartient.

Une des originalités de cette étude est d'explicitier une hétérogénéité inobservable entre individus, rendant compte d'une certaine permanence des comportements. La décision d'activité engage la femme pour une période relativement longue, et son comportement présente une forte inertie (environ 10% des femmes de l'échantillon changent d'état entre deux enquêtes successives). Pour faire la part entre les aléas purement accidentels et ceux plus spécifiquement liés à la personne, on introduit en plus des variables explicatives observables un facteur stochastique propre à l'individu, qui reste donc inchangé à chacune des trois dates d'observation. La vraisemblance est alors plus complexe que dans un modèle probit simple. En effet, en l'absence d'une hétérogénéité individuelle, la vraisemblance de l'échantillon est le produit de probabilités élémentaires pour chaque observation (individu-année). Avec un facteur aléatoire commun à toutes les observations temporelles d'un même individu, une telle décomposition disparaît; la vraisemblance de l'échantillon est alors le produit sur les individus d'espérances calculées à partir des observations temporelles, et intégrant les termes aléatoires. Le calcul analytique est alors impossible et pour déterminer les paramètres, on utilise une méthode numérique d'intégration.

2 Les données

2.1. L'échantillon

L'enquête annuelle sur l'emploi est réalisée en mars par l'INSEE et interroge les occupants d'environ 60 000 logements. Chaque année, l'échantillon est renouvelé par tiers, ce qui conduit les mêmes logements à être visités trois années de suite. On dispose par conséquent au terme de trois interrogations d'un suivi longitudinal des personnes pendant trois années consécutives. La réunion des "tiers sortants" de 1983 à 1989 permet de constituer un panel glissant qui s'étend temporellement sur la décennie.

Dans l'étude, on s'est intéressé aux conjoints de salariés âgés de 20 à 57 ans au cours de la première interrogation. On se limite ainsi à la période habituelle de vie active. La restriction aux conjoints de salariés présente deux types d'intérêt; le premier, le plus important, est d'exclure les femmes d'indépendants dont le statut éventuel d'aide familiale est de nature différente de la notion habituelle d'activité chez les salariés. En

outre, le revenu du mari est disponible uniquement pour les salariés. Dans l'échantillon considéré, entre 20 et 25% des femmes actives ont, selon les années, un conjoint indépendant. On a enfin restreint le panel en limitant l'étude aux femmes présentes à chacune des trois dates d'interrogation.

Au total, on dispose d'un peu plus de 158000 points individus-années. Chaque tiers sortant a une taille d'environ 7500 femmes ; cet effectif correspond à celui des années terminales 81 et 89 pour lesquelles un seul tiers est disponible. L'effectif est double en 82 et 88 et triple de 83 à 87.

TABLEAU 1

Répartition par diplôme, selon la date, la génération et le revenu du conjoint de la population des femmes de salariés âgées de 20 à 59 ans (en %)

Diplôme	Sans diplôme	CEP	BEPC	CAP BEP	Niveau BAC	Niveau >BAC	Ensemble
Date							
1981	25.8	28.0	8.4	18.8	8.5	10.6	100.0
1982	25.6	27.8	8.4	19.0	8.6	10.6	100.0
1983	25.8	27.2	8.2	19.2	8.8	10.9	100.0
1984	26.0	26.6	8.4	18.9	8.8	11.2	100.0
1985	25.8	25.7	8.4	19.8	8.8	11.3	100.0
1986	25.1	24.8	8.5	20.6	9.3	11.7	100.0
1987	25.0	23.4	8.2	21.5	9.9	12.0	100.0
1988	24.9	22.6	8.1	21.7	10.1	12.6	100.0
1989	25.9	21.6	8.3	21.4	9.9	12.9	100.0
Année de naissance							
Avant 1930	33.5	41.6	6.8	9.0	4.5	4.6	100.0
1930 à 1934	36.5	33.4	6.8	12.5	5.3	5.4	100.0
1935 à 1939	29.7	32.4	6.1	16.0	7.2	8.6	100.0
1940 à 1944	24.1	28.5	7.2	18.7	8.6	12.8	100.0
1945 à 1949	20.7	25.7	8.2	20.6	9.8	15.1	100.0
1950 à 1954	20.0	21.5	8.5	23.6	10.9	15.5	100.0
1955 à 1959	21.7	15.0	11.4	25.9	12.5	13.8	100.0
1960 et après	26.5	9.3	11.6	30.9	13.0	8.7	100.0
Salaire mensuel du mari en F1981							
mari chômeur	31.1	21.1	8.5	21.8	9.7	7.8	100.0
moins de 3000 F	46.3	24.1	5.9	16.3	3.9	3.5	100.0
3000 à 4000 F	36.9	27.8	7.1	19.8	5.3	4.0	100.0
4000 à 5000 F	24.2	27.9	8.5	23.6	8.1	7.6	100.0
5000 à 6000 F	16.2	24.9	9.9	24.8	11.2	13.0	100.0
6000 à 8000 F	10.8	22.8	10.2	24.9	13.7	17.8	100.0
8000 F ou plus	5.7	14.4	10.4	20.1	18.7	30.6	100.0
N.D	32.6	28.9	7.1	13.6	7.2	10.4	100.0
Ensemble	25.5	25.4	8.3	20.1	9.2	11.5	100.0

Source : Fichiers longitudinaux de l'enquête sur l'emploi 1981-1983 à 1987-1989 (INSEE).

La structure de la population par diplôme évolue peu entre les dates (tableau 1). En revanche, on vérifie que les générations récentes sont davantage diplômées. En particulier, la proportion de femmes de niveau CEP chute sensiblement avec la date de naissance, au profit essentiellement des proportions de femmes disposant d'un CAP, d'un BEP, d'un Bac ou

au-delà. Enfin, le revenu du conjoint est corrélé positivement avec le niveau de formation de la femme.

2.2. Les taux d'activité apparents

L'enquête sur l'emploi utilise la notion d'activité définie par le Bureau International du Travail. Dans l'échantillon, environ 60% des femmes sont actives, avec une progression d'environ trois points au cours de la décennie (tableau 2). Cette évolution, somme toute non négligeable, provient pour partie d'un accroissement de la part des femmes diplômées dont les taux d'activité sont les plus élevés (environ 20 points entre le CEP et le Bac). On observe en outre au cours de la décennie un accroissement des taux d'activité des femmes les moins qualifiées plus élevé que dans les autres catégories.

TABLEAU 2

Taux d'activité par diplôme, selon la date, la génération et le revenu du conjoint de la population des femmes de salariés âgées de 20 à 59 ans (en %)

Diplôme	Sans diplôme	CEP	BEPC	CAP BEP	Niveau BAC	Niveau >BAC	Ensemble
Date							
1981	40.8	52.8	67.3	68.4	68.8	80.8	58.2
1982	40.8	52.9	67.2	67.7	68.4	79.8	58.0
1983	41.0	53.2	65.7	66.5	68.8	77.6	57.7
1984	42.7	53.5	65.8	67.4	69.2	77.8	58.5
1985	43.9	54.0	64.5	67.2	71.0	78.7	59.2
1986	43.9	54.0	65.1	68.9	73.7	79.9	60.3
1987	43.7	54.7	66.0	68.7	73.9	78.2	60.6
1988	43.9	54.7	65.4	68.8	72.3	78.9	60.8
1989	45.0	56.1	66.6	68.7	71.9	79.8	61.4
Date de Naissance							
avant 1930	27.4	33.1	44.4	38.1	29.3	52.8	33.1
1930 à 1934	36.0	44.1	48.9	53.7	52.7	56.9	43.8
1935 à 1939	44.5	56.7	61.9	61.8	63.4	75.9	56.2
1940 à 1944	47.3	60.6	70.3	66.9	68.5	79.2	62.3
1945 à 1949	46.9	60.5	70.8	68.5	75.8	80.2	64.7
1950 à 1954	45.4	60.3	71.6	71.4	74.3	81.7	65.8
1955 à 1959	46.4	59.1	68.5	73.3	76.5	83.3	66.3
1960 ou après	51.1	59.4	69.3	76.9	82.3	86.8	68.5
Salaire mensuel du mari en F1981							
moins de 3000 F	43.9	58.9	70.7	76.1	83.0	87.8	57.4
3000 à 4000 F	47.5	61.7	73.4	75.2	86.4	91.8	62.6
4000 à 5000 F	48.0	60.5	71.0	71.9	81.6	89.5	64.9
5000 à 6000 F	46.4	56.0	71.3	68.9	81.1	88.2	66.1
6000 à 8000 F	40.4	49.7	69.5	65.9	73.6	84.3	64.1
8000 F ou plus	34.4	43.8	53.9	56.6	56.6	69.8	57.3
Ensemble	42.9	53.9	65.8	68.0	71.1	78.8	59.3

Source : Fichiers longitudinaux de l'enquête sur l'emploi 1981-1983 à 1987-1989 (INSEE).

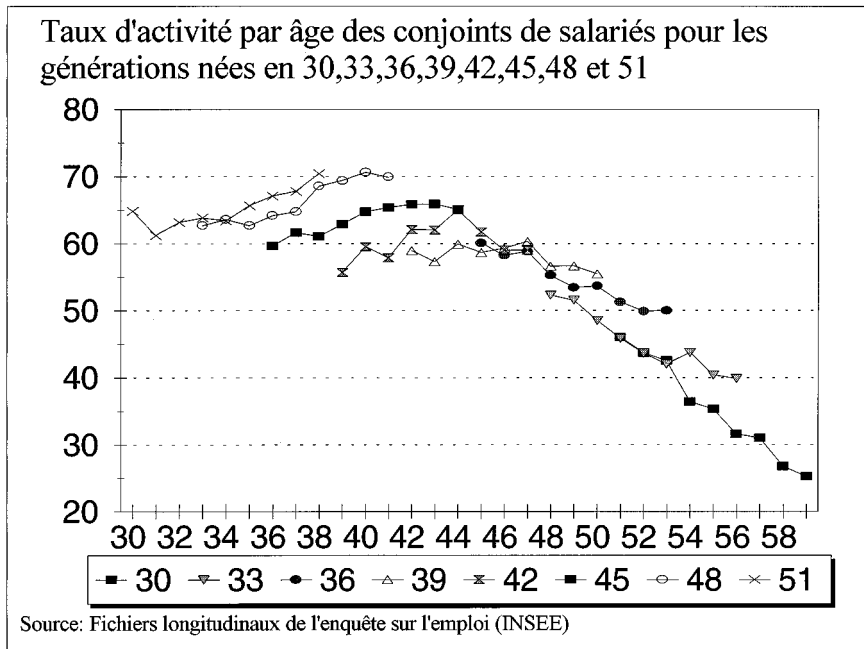


FIGURE 1

Plus les femmes appartiennent à une génération récente, plus elles sont actives, et ceci pour tous les niveaux de formation; le contraste le plus net concerne les femmes de niveau baccalauréat, avec des taux de seulement 30% pour les générations nées avant 1930 (assez peu nombreuses cependant, ce diplôme étant peu répandu à l'époque). Les écarts entre générations tiennent pour partie au fait que les femmes nées à des dates différentes ont des âges différents dans l'échantillon. Un croisement de l'âge et de la génération permet de visualiser des évolutions de taux d'activité par générations (Figure 1). Même si un individu donné n'est présent que trois années consécutives, sa génération l'est pendant toute la période puisque les individus d'un tiers sortant sont remplacés par d'autres, avec la même représentativité. De fait, les taux d'activité ont plutôt tendance à croître en début de vie active pour diminuer franchement au-delà de la cinquantaine. Qu'à un âge donné, les courbes s'ordonnent de façon croissante avec l'année de naissance montre que le remplacement des générations s'effectue avec des taux d'activité croissants. Les recouvrements entre les courbes sont suffisants pour que l'économétrie puisse faire la part des effets liés à l'âge et des effets liés à la génération (d'autant que toutes les générations sont présentes dans le panel alors qu'une sélection a été opérée dans le graphique pour des raisons de lisibilité).

Le salaire du conjoint paraît lui aussi jouer négativement, si l'on excepte la première tranche de salaire. L'interprétation des taux d'activité dans cette première tranche est malaisée, s'agissant de salaires très bas. Il est vraisemblable que la population concernée soit un mélange, et regroupe effectivement des personnes à très faible revenu, mais aussi de ménages en situation transitoire. Entre la tranche 4000-5000F et la suivante apparaît un

effet de structure intéressant: alors que pour l'ensemble, le taux d'activité croît, il est stable ou diminue pour chacun des diplômes.

TABLEAU 3

Transitions entre activité et inactivité, selon l'âge et le diplôme pour les femmes de salariés âgées de 20 à 59 ans (en %)

Transition	Inactivité vers activité	Activité vers inactivité
Diplôme		
Sans diplôme	8.1	12.3
CEP	9.2	8.7
BEPC	15.6	8.0
CAP BEP	14.9	7.1
Niveau BAC	15.8	6.2
Niveau > BAC	22.2	5.4
Age		
20 à 24 ans	32.9	15.1
25 à 29 ans	20.1	10.1
30 à 34 ans	16.2	7.8
35 à 39 ans	14.4	5.8
40 à 44 ans	11.0	5.2
45 à 49 ans	7.7	5.6
50 à 54 ans	4.9	7.6
55 à 59 ans	3.3	18.4
Ensemble	11.5	8.3

Source : Fichiers longitudinaux de l'enquête sur l'emploi 1981-1983 à 1987-1989 (INSEE).

Lecture : Sur 100 femmes inactives une année donnée et présentes l'année suivantes, 11.5 % deviennent actives.

Un autre point résultant de l'analyse descriptive est la persistance temporelle des décisions d'activité, observable seulement sur des données de panel. Ainsi, sur 100 femmes inactives une année donnée, environ 11 sont actives l'année suivante (tableau 3). Cette proportion décroît avec l'âge et croît avec le niveau de diplôme. A l'inverse, une proportion un peu supérieure à 8% de femmes cessent d'être actives entre deux enquêtes. La fréquence de ces transitions décroît avec le niveau de diplôme; elle fait apparaître une courbe en U selon l'âge, les cessations d'activité étant plus nombreuses aux âges extrêmes (naissance d'enfants et passage à la retraite). Cependant, les transitions entre les deux états sont relativement peu nombreuses d'une année à l'autre (de l'ordre de 10%). Tout se passe comme si la décision d'activité présentait une forte inertie temporelle, bien naturelle puisqu'il s'agit pour la femme d'un engagement à moyen terme. Cette continuité dans les comportements justifie l'utilisation d'un modèle prenant en compte une persistance des décisions. On a choisi de représenter cette dernière au moyen d'un terme d'hétérogénéité spécifique à l'individu, constant pendant les trois dates. Une autre possibilité aurait consisté à introduire un terme d'erreur autorégressif, mais la faible durée d'observation des personnes (trois dates) rend l'estimation délicate (DABOUINEAU-GACON-KRAMARZ-LOLLIVIER [1992]).

3 Le comportement d'activité

3.1. Un modèle de comportement

On utilise un modèle simple d'arbitrage entre activité et inactivité dans lequel la décision est supposée relever d'un choix discret; soit la femme est inactive, soit elle travaille un temps donné T . Cette hypothèse d'indivisibilité du temps de travail est une approximation acceptable dans le cas français où le travail à temps partiel est relativement peu répandu et où une bonne partie des contrats à temps partiel est imposée par l'employeur et ne correspond pas à un arbitrage de la femme.

On suppose l'existence d'une fonction d'utilité $u(C, L)$ du ménage qui dépend de la consommation C et du temps de loisir L de la femme. On note R_0 le revenu du mari, X les coûts liés à la décision d'activité, W le salaire d'activité de la femme, \bar{T} le temps total disponible et T le temps de travail. Les coûts X liés à l'activité incorporent les achats de biens et services rendus nécessaires par l'activité, tels l'habillement, les transports de même que toutes les tâches que la femme doit faire exécuter par d'autres, alors qu'elle les ferait elle-même si elle était inactive (garde des enfants, partie du travail domestique, de l'autoproduction...). On admettra que W est plus grand que X .

En situation d'activité, le niveau d'utilité atteint est :

$$u_1 = u(R_0 + W - X, \bar{T} - T)$$

En situation d'inactivité, il vaut :

$$u_2 = u(R_0, \bar{T})$$

La femme travaille lorsque $u_1 > u_2$, soit :

$$(1) \quad u(R_0 + W - X, \bar{T} - T) - u(R_0, \bar{T}) > 0.$$

Sous les hypothèses habituelles d'utilité marginale décroissante, cette fonction est décroissante en X , et croissante en W : des coûts intrinsèques à l'activité plus élevés découragent l'activité, un salaire attendu élevé l'encourage. Si, comme fréquemment, on suppose que la fonction d'utilité est la somme de deux fonctions concaves en C et en L , le membre de gauche de l'inégalité (1) est décroissant en R_0 : un revenu élevé du conjoint est un frein à l'activité.

3.2. Spécification du modèle

Le modèle économétrique est obtenu après linéarisation de la fonction de choix. Soit y_{it} la variable correspondant à la décision d'activité ; y_{it} est obtenu comme discrétisation d'une variable latente y_{it}^* sur laquelle est

estimé le modèle linéarisé. Celle-ci s'interprète comme la différences des niveaux d'utilité précédents.

$$y_{it}^* = X_{it}b + \varepsilon_{it}$$

Les ajustements ont été effectués par niveau de diplôme, déterminant essentiel du salaire que la femme peut percevoir sur le marché: un vecteur b de paramètres est calculé pour chaque niveau de diplôme.

Les variables intervenant dans X_{it} sont :

- le revenu du conjoint mesuré en francs constants (francs 1981).
- le nombre d'enfants et l'âge du plus jeune enfant, retraçant les coûts induits par la décision d'activité.

- l'âge de la personne afin de prendre en compte l'évolution des comportements au cours du cycle de vie.

- la génération d'appartenance afin de retracer d'éventuelles modifications des comportements avec le renouvellement des générations. La distinction entre âge et génération est possible puisque l'on dispose de données de panel.

- une variable synthétisant les tensions sur le marché du travail. Introduire dans l'ajustement une variable indicatrice de la date, comme cela est fréquemment le cas en économétrie des panels, rend le modèle intrinsèquement non identifiable (même s'il était identifié dans la pratique puisque l'on utilise des regroupements de variables sous formes de tranches). En effet, l'âge est mathématiquement égal à l'écart entre la date et la génération. Plutôt que d'introduire des contraintes d'identification (LOLLIVIER-PAYEN [1990]), on a préféré résumer l'environnement macroéconomique de l'individu par le taux de chômage de la population étudiée qui existait dans la région à la date de l'enquête. Il se peut que cette variable capture d'autres effets que la simple élasticité des taux d'activité aux taux de chômage, comme par exemple des écarts structurels de comportements d'activité inter-régionaux. Cependant, la présence d'un facteur individuel d'hétérogénéité devrait gommer de telles disparités spatiales, et ne laisser au coefficient estimé qu'une interprétation de type macroéconomique. Pratiquement, on s'attend à ce que des tension accrues sur le marché du travail diminuent la probabilité de trouver un emploi rémunéré, et par conséquent le salaire espéré de l'activité. De ce fait, la probabilité de se porter sur le marché du travail serait moindre. La réaction des taux d'activité, notamment féminin, au taux de chômage, est généralement étudiée sur séries temporelles (sous le terme de flexion des taux d'activité). Les résultats sont peu conclusifs, peut-être parce que les séries temporelles sont trop brèves pour établir des conclusions, ou bien parce que les degrés d'intégration des séries de taux d'activité et de taux de chômage sont mal explicités en vue d'une analyse causale.

Toutes les variables, à l'exception de la dernière, sont introduites sous forme de variables muettes afin de limiter les contraintes introduites par la linéarisation de la fonction objectif.

3.3. Estimation du modèle

Les paramètres b ont été estimés en réalisant deux types d'hypothèses pour les aléas ε_{it} . Dans un premier temps, ceux-ci ont été supposés normaux,

indépendants en i et en t . Le modèle estimé est alors un modèle probit simple.

On a fait ensuite l'hypothèse d'une hétérogénéité individuelle, due à l'existence de facteurs non observables.

$$\varepsilon_{it} = \sigma u_i + v_{it}$$

Les u_i et v_{it} sont supposés normaux et indépendants entre eux. Sous cette hypothèse, la log-vraisemblance n'est plus la somme de termes élémentaires en i et t , mais seulement une somme portant sur les individus.

$$L(y/x; b, \sigma) = \sum_{i=1}^n \text{Log} f(y_i/x_i; b, \sigma)$$

où :

$$f(y_i/x_i; b, \sigma) = \int f^*(y_i/x_i, u_i; b, \sigma) dP^U(u_i)$$

avec

$$f^*(y_i/x_i, u_i; b, \sigma) = \prod_{t=1}^3 \Phi(x_{it}b + \sigma u_i)^{y_{it}} [1 - \Phi(x_{it}b + \sigma u_i)]^{(1-y_{it})}$$

Pour calculer cette log-vraisemblance, on a utilisé une méthode d'intégration numérique, l'aléa étant unidimensionnel. L'estimateur du maximum de vraisemblance annule les dérivées de L par rapport à σ et aux composantes de b . Les écart-types sont calculés comme dans un modèle probit simple à partir de la matrice des dérivées secondes de la fonction objectif par rapport aux paramètres.

4 Les résultats économétriques

4.1. Variance individuelle et variance totale

Deux types de modèles ont été ajustés: un premier dans lequel l'hétérogénéité individuelle n'est pas prise en compte, un second où l'on a introduit un facteur individuel (tableaux 4 et 5). Les estimateurs obtenus directement ne sont pas comparables entre les deux ajustements dans la mesure où les résidus n'ont pas les mêmes écart-types. En effet, le modèle probit simple nécessite l'introduction d'une convention d'identification; on pose en général la variance du résidu égale à 1. En présence d'hétérogénéité, le résidu s'écrit :

$$\varepsilon_{it} = \sigma u_i + v_{it}$$

où u_i et v_{it} sont deux $N(0,1)$ indépendantes. La variance de ε_{it} est alors :

$$V(\varepsilon_{it}) = \sigma^2 + 1$$

Pour rendre les deux tableaux comparables, on a donc divisé dans le tableau 5 les estimateurs des composantes de b et de leurs écart-types par $\sqrt{\sigma^2 + 1}$. Les résidus des deux types de modèles ont alors des variances analogues.

TABEAU 4

Estimation du modèle PROBIT sans hétérogénéité.

Diplôme	Sans diplôme	CEP	BEPC	CAP BEP	Niveau BAC	Niveau >BAC
Constante	0.91 (0.05)	1.29 (0.07)	1.38 (0.08)	1.58 (0.05)	1.65 (0.08)	1.93 (0.10)
Age	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence
20 à 24 ans	0.19 (0.04)	0.07 (0.06)	0.19 (0.06)	0.04 (0.04)	0.06 (0.06)	-0.06 (0.08)
25 à 29 ans	0.24 (0.05)	0.15 (0.07)	0.34 (0.07)	0.20 (0.05)	0.29 (0.07)	0.12 (0.09)
30 à 34 ans	0.32 (0.05)	0.21 (0.07)	0.34 (0.08)	0.17 (0.05)	0.39 (0.08)	0.18 (0.10)
35 à 39 ans	0.28 (0.06)	0.22 (0.07)	0.28 (0.09)	0.15 (0.06)	0.35 (0.09)	0.14 (0.10)
40 à 44 ans	0.17 (0.07)	0.11 (0.08)	0.10 (0.10)	-0.14 (0.07)	0.22 (0.10)	0.04 (0.11)
45 à 49 ans	-0.11 (0.07)	-0.07 (0.08)	-0.06 (0.11)	-0.39 (0.07)	-0.07 (0.11)	-0.26 (0.12)
50 à 54 ans	-0.40 (0.08)	-0.39 (0.08)	-0.49 (0.12)	-0.84 (0.08)	-0.57 (0.13)	-0.90 (0.13)
55 à 59 ans						
Salaires mensuel du mari en F1981						
chômeur	0.02 (0.13)	-0.20 (0.12)	-0.33 (0.20)	-0.13 (0.13)	-0.08 (0.22)	-0.43 (0.26)
moins de 3000 F	-0.05 (0.04)	0.00 (0.03)	-0.05 (0.07)	0.03 (0.04)	-0.17 (0.09)	-0.27 (0.11)
3000 à 4000 F	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence
4000 à 5000 F	-0.07 (0.02)	-0.06 (0.02)	-0.09 (0.04)	-0.08 (0.02)	-0.21 (0.05)	-0.18 (0.06)
5000 à 6000 F	-0.16 (0.03)	-0.23 (0.02)	-0.13 (0.05)	-0.17 (0.03)	-0.22 (0.05)	-0.23 (0.06)
6000 à 8000 F	-0.33 (0.03)	-0.41 (0.03)	-0.20 (0.05)	-0.25 (0.03)	-0.45 (0.05)	-0.39 (0.06)
8000 F ou plus	-0.52 (0.03)	-0.56 (0.03)	-0.59 (0.04)	-0.49 (0.03)	-0.91 (0.05)	-0.85 (0.06)
N.D	-0.23 (0.03)	-0.24 (0.02)	-0.35 (0.04)	-0.25 (0.03)	-0.73 (0.05)	-0.75 (0.06)
Enfants dans le ménage et âge du plus jeune						
Pas d'enfant	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence
1 enfant						
0 à 3 ans	-0.33 (0.04)	-0.22 (0.05)	-0.41 (0.06)	-0.36 (0.04)	-0.41 (0.05)	-0.29 (0.05)
4 à 10 ans	-0.18 (0.04)	-0.10 (0.04)	-0.12 (0.06)	-0.24 (0.04)	-0.26 (0.06)	-0.28 (0.06)
plus de 10 ans	-0.15 (0.03)	-0.06 (0.02)	-0.14 (0.04)	-0.22 (0.03)	-0.15 (0.05)	-0.16 (0.05)
2 enfants						
0 à 3 ans	-0.85 (0.03)	-0.65 (0.04)	-0.82 (0.05)	-0.85 (0.03)	-0.87 (0.05)	-0.64 (0.05)
4 à 10 ans	-0.47 (0.03)	-0.44 (0.03)	-0.55 (0.05)	-0.59 (0.03)	-0.61 (0.05)	-0.37 (0.05)
plus de 10 ans	-0.34 (0.03)	-0.23 (0.02)	-0.38 (0.05)	-0.47 (0.03)	-0.27 (0.05)	-0.26 (0.05)
3 enfants ou plus						
0 à 3 ans	-1.75 (0.04)	-1.37 (0.04)	-1.62 (0.07)	-1.58 (0.04)	-1.49 (0.06)	-1.28 (0.05)
4 à 10 ans	-1.26 (0.04)	-0.98 (0.03)	-1.09 (0.06)	-1.21 (0.04)	-1.08 (0.06)	-0.87 (0.05)
plus de 10 ans	-0.76 (0.05)	-0.63 (0.03)	-0.80 (0.07)	-0.82 (0.05)	-0.58 (0.07)	-0.74 (0.07)
Année de naissance						
Avant 1930	-0.53 (0.08)	-0.64 (0.06)	-0.37 (0.11)	-0.51 (0.08)	-0.87 (0.12)	-0.18 (0.12)
1930 à 1934	-0.41 (0.07)	-0.48 (0.06)	-0.45 (0.10)	-0.32 (0.07)	-0.45 (0.10)	-0.40 (0.09)
1935 à 1939	-0.35 (0.06)	-0.31 (0.05)	-0.19 (0.09)	-0.25 (0.06)	-0.40 (0.09)	-0.20 (0.08)
1940 à 1944	-0.26 (0.05)	-0.22 (0.05)	-0.07 (0.08)	-0.23 (0.05)	-0.33 (0.07)	-0.13 (0.07)
1945 à 1949	-0.18 (0.04)	-0.14 (0.04)	-0.04 (0.06)	-0.17 (0.04)	-0.09 (0.06)	-0.06 (0.05)
1950 à 1954	-0.04 (0.03)	-0.03 (0.03)	0.04 (0.05)	-0.03 (0.03)	-0.05 (0.05)	0.00 (0.04)
1955 à 1959	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence
1960 et après	0.04 (0.04)	-0.08 (0.05)	-0.02 (0.05)	-0.02 (0.04)	0.04 (0.06)	-0.06 (0.06)
Taux de chômage	-0.03 (0.00)	-0.05 (0.00)	-0.04 (0.00)	-0.03 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)

Source : Fichiers longitudinaux de l'enquête sur l'emploi 1981-1983 à 1987-1989 (INSEE).

TABLEAU 5

Estimation du modèle PROBIT avec hétérogénéité (coefficients normalisés).

Diplôme	Sans diplôme	CEP	BEPC	CAP BEP	Niveau BAC	Niveau >BAC
Constante	0.63 (0.05)	0.82 (0.06)	1.06 (0.08)	1.14 (0.05)	1.28 (0.09)	1.54 (0.10)
Age	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence
20 à 24 ans	0.05 (0.03)	-0.01 (0.05)	0.13 (0.04)	0.07 (0.03)	0.03 (0.05)	-0.09 (0.06)
25 à 29 ans	0.03 (0.03)	0.04 (0.05)	0.23 (0.05)	0.08 (0.03)	0.12 (0.06)	0.05 (0.07)
30 à 34 ans	0.10 (0.04)	0.10 (0.06)	0.22 (0.07)	0.08 (0.04)	0.18 (0.07)	0.05 (0.07)
35 à 39 ans	0.09 (0.04)	0.12 (0.06)	0.15 (0.08)	0.08 (0.05)	0.19 (0.08)	-0.02 (0.08)
40 à 44 ans	0.04 (0.05)	0.08 (0.06)	0.10 (0.09)	-0.06 (0.05)	0.14 (0.09)	-0.07 (0.09)
45 à 49 ans	-0.08 (0.05)	-0.03 (0.06)	0.01 (0.10)	-0.23 (0.06)	-0.01 (0.10)	-0.26 (0.10)
50 à 54 ans	-0.25 (0.05)	-0.21 (0.07)	-0.28 (0.11)	-0.54 (0.07)	-0.49 (0.12)	-0.77 (0.12)
55 à 59 ans						
Salaires mensuel du mari en F1981						
chômeur	-0.02 (0.06)	-0.04 (0.07)	-0.26 (0.10)	-0.14 (0.09)	-0.16 (0.18)	-0.39 (0.18)
moins de 3000 F	-0.02 (0.02)	0.01 (0.02)	-0.03 (0.05)	0.02 (0.03)	-0.18 (0.06)	-0.17 (0.06)
3000 à 4000 F	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence
4000 à 5000 F	-0.01 (0.02)	-0.02 (0.02)	0.01 (0.03)	-0.05 (0.02)	-0.15 (0.04)	-0.08 (0.05)
5000 à 6000 F	-0.06 (0.02)	-0.08 (0.02)	-0.00 (0.04)	-0.09 (0.02)	-0.19 (0.04)	-0.10 (0.05)
6000 à 8000 F	-0.13 (0.03)	-0.15 (0.02)	-0.08 (0.04)	-0.13 (0.02)	-0.31 (0.04)	-0.23 (0.05)
8000 F ou plus	-0.25 (0.04)	-0.24 (0.03)	-0.25 (0.04)	-0.22 (0.03)	-0.49 (0.04)	-0.44 (0.05)
N.D.	-0.08 (0.02)	-0.09 (0.02)	-0.15 (0.03)	-0.08 (0.02)	-0.37 (0.04)	-0.38 (0.05)
Enfants dans le ménage et âge du plus jeune						
Pas d'enfant	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence
1 enfant						
0 à 3 ans	-0.27 (0.03)	-0.13 (0.03)	-0.39 (0.04)	-0.26 (0.02)	-0.23 (0.04)	-0.25 (0.04)
4 à 10 ans	-0.27 (0.03)	-0.09 (0.03)	-0.18 (0.05)	-0.20 (0.03)	-0.24 (0.05)	-0.16 (0.06)
plus de 10 ans	-0.13 (0.02)	-0.03 (0.02)	-0.12 (0.04)	-0.16 (0.03)	-0.12 (0.05)	-0.13 (0.04)
2 enfants						
0 à 3 ans	-0.70 (0.03)	-0.46 (0.03)	-0.64 (0.05)	-0.60 (0.03)	-0.59 (0.04)	-0.49 (0.04)
4 à 10 ans	-0.48 (0.03)	-0.31 (0.03)	-0.45 (0.05)	-0.44 (0.03)	-0.47 (0.05)	-0.35 (0.04)
plus de 10 ans	-0.26 (0.02)	-0.12 (0.02)	-0.25 (0.05)	-0.26 (0.03)	-0.21 (0.05)	-0.25 (0.05)
3 enfants ou plus						
0 à 3 ans	-1.26 (0.03)	-0.87 (0.04)	-1.07 (0.06)	-1.12 (0.04)	-1.09 (0.06)	-1.00 (0.06)
4 à 10 ans	-0.89 (0.03)	-0.56 (0.03)	-0.77 (0.06)	-0.79 (0.04)	-0.79 (0.06)	-0.62 (0.06)
plus de 10 ans	-0.47 (0.03)	-0.33 (0.03)	-0.41 (0.06)	-0.48 (0.04)	-0.42 (0.07)	-0.48 (0.07)
Année de naissance						
Avant 1930	-0.77 (0.06)	-0.81 (0.06)	-0.62 (0.12)	-0.68 (0.09)	-0.97 (0.14)	-0.35 (0.13)
1930 à 1934	-0.56 (0.05)	-0.56 (0.06)	-0.63 (0.11)	-0.45 (0.07)	-0.56 (0.11)	-0.47 (0.10)
1935 à 1939	-0.37 (0.05)	-0.32 (0.05)	-0.30 (0.10)	-0.32 (0.06)	-0.43 (0.09)	-0.14 (0.09)
1940 à 1944	-0.23 (0.05)	-0.22 (0.05)	-0.08 (0.09)	-0.22 (0.05)	-0.29 (0.08)	-0.04 (0.07)
1945 à 1949	-0.14 (0.05)	-0.13 (0.05)	-0.04 (0.07)	-0.14 (0.05)	0.02 (0.07)	-0.02 (0.06)
1950 à 1954	-0.02 (0.04)	-0.03 (0.05)	0.01 (0.06)	0.01 (0.04)	0.00 (0.06)	-0.00 (0.05)
1955 à 1959	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence
1960 et après	-0.00 (0.05)	-0.05 (0.07)	-0.00 (0.07)	-0.01 (0.05)	0.05 (0.07)	-0.02 (0.08)
Taux de chômage	-0.01 (0.00)	-0.02 (0.00)	-0.02 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)
σ	3.57 (0.07)	4.17 (0.10)	3.20 (0.12)	3.45 (0.08)	3.59 (0.14)	3.17 (0.11)

Source : Fichiers longitudinaux de l'enquête sur l'emploi 1981-1983 à 1987-1989 (INSEE).

De fait, la part de la variance liée aux individus par rapport à la variance totale est forte puisque le paramètre $\hat{\sigma}$ varie de 3 à 4 dans les estimations. L'effet individuel explique par conséquent plus de 90% de la variance totale du résidu ε ; la partie du comportement non expliquée par les variables observables renvoie donc davantage à des différences entre individus qu'à des causes purement accidentelles. Ceci n'est pas très surprenant puisque la décision d'activité, comme on l'a dit ci-dessus, présente une forte inertie temporelle: lorsque qu'une personne a pris une décision, celle-ci n'est pas remise en cause chaque année. On trouve des résultats analogues, bien que moins marqués, sur la part importante de la variance liée à l'individu dans des travaux économétriques sur des panels de salaires.

4.2. Rôle des variables observables

Les effets des variables exogènes sont analogues dans les ajustements avec et sans hétérogénéité individuelle, même si les disparités paraissent plus atténuées pour la plupart des variables dans l'ajustement avec hétérogénéité. Ceci tient sans doute à une meilleure spécification du modèle, et notamment à une prise en compte de la corrélation entre les aléas relatifs au même individu pendant les trois dates d'observation. Cependant, les conclusions sont qualitativement les mêmes dans les deux estimations.

Avec le diplôme, la présence et l'âge des enfants est la variable la plus discriminante pour rendre compte des écarts de taux d'activité. Il est cependant difficile de fournir une interprétation en termes de structure familiale du nombre d'enfants puisqu'on ne dispose que des enfants présents dans le ménage et non de la descendance totale. On retrouve cependant un résultat habituel, à savoir que plus le nombre d'enfants est élevé, plus la probabilité que la femme travaille est faible. La différence est particulièrement marquée dans les familles de trois enfants et plus. L'âge du plus jeune enfant joue peu lorsque celui-ci est seul dans le ménage, davantage si plusieurs enfants sont présents.

De même, les profils par âge sont proches pour tous les diplômés. Les taux d'activité sont pratiquement stables avant 50 ans et décroissent progressivement au delà. Les profils par génération sont eux aussi relativement peu différents selon le niveau d'éducation. L'évolution est plus marquée pour les personnes ayant un niveau BAC et faiblement significative pour les femmes de niveau supérieur au BAC. Pour les autres niveaux de diplôme, les taux d'activité croissent jusqu'à la génération née en 1944 pour se stabiliser ensuite. Ces différences doivent être relativisées compte tenu du fait que les générations sont peu homogènes en termes de diplômes. Comme on l'a vu, les femmes les plus diplômées sont peu nombreuses dans les générations anciennes et les femmes des générations les plus récentes n'ont pas toutes terminé leur formation.

Dans cette étude, le profil selon l'âge des taux d'activité correspond à une description en termes de cycle de vie puisque les différences par génération sont neutralisées. En coupe, les deux effets se conjuguent. Les générations les plus anciennes étant moins actives, la baisse du profil apparent selon l'âge s'en trouve accentuée.

Si l'on excepte les salaires les plus bas, le revenu du mari a une influence négative sur la décision d'activité. La variable ne joue véritablement qu'au delà de 6000 F par mois, plus nettement cependant pour les femmes les plus diplômées. Que le mari soit chômeur semble jouer de manière analogue au fait qu'il perçoive un revenu faible. Cette proposition doit cependant être nuancée au vu du faible nombre de maris chômeurs dans l'échantillon.

Enfin, le rôle du taux de chômage paraît secondaire dans ce type d'analyse, surtout en présence d'hétérogénéité individuelle. Tout au plus peut-on noter que lorsque le taux de chômage s'accroît, le taux d'activité des personnes sans diplôme ou avec un diplôme inférieur au BAC s'infléchit marginalement. Il est logique que les tensions sur le marché du travail affectent davantage ces catégories plus touchées par le chômage. Une des raisons de la faible influence de cette variable peut provenir de la manière

dont elle est introduite, avec un nombre limité de degrés de liberté. La variable possède donc peu de variance par rapport aux autres variables exogènes. Une autre raison peut tenir à la faible dimension temporelle du panel, trois points par individu. Le suivi temporel est peut être insuffisant pour faire apparaître ce genre d'effets.

5 Conclusion

Dans cette étude, on estime le comportement d'activité des conjoints de salarié sur des données de panel issues de l'échantillon longitudinal de l'enquête sur l'emploi. L'hétérogénéité individuelle non observable est forte, mais n'entraîne pas de biais important par rapport à l'estimation d'un modèle probit simple.

Les déterminants jouent dans le sens attendu : un revenu élevé du mari décourage l'activité, de même que le nombre d'enfants. Le diplôme, au travers des revenus attendu, joue lui aussi positivement. A l'exception des effets de génération, les variables explicatives microéconomiques (âge, enfants, salaire du mari) ont un impact similaire pour tous les diplômés. Enfin, avec le type de modèle utilisé, la décision d'activité paraît peu sensible aux tensions macroéconomiques sur le marché du travail.

● Références bibliographiques

- BLUNDELL, R. W., LAISNEY, F. (1988). – “A Labour Supply Model for Married Women in France. Taxation, Hour constraints and Job seekers”, *Annales d'Economie et de Statistique*, n° 11, pp. 41-71.
- BOURGUIGNON, F. (1986). – “Female Participation and Taxation in France”, *Unemployment, Search and Labour Supply*, Blundell and Walker Eds, Cambridge University Press, pp. 243-266.
- DABOUINEAU, J. L., GACON, C., KRAMARZ, F., LOLLIVIER, S. (1993). – “The Hiring Difficulties of French Enterprises : An Empirical Analysis on a Panel of Firms using Simulation Techniques”, *Document de travail CREST*, n° 9306.
- DAGSVIK, J. K., LAISNEY, F., STROM, S., OSTERVOLD, J. (1988). – “Female Labour Supply and the Tax Benefit System in France”, *Annales d'Economie et de Statistique*, n° 11, pp. 5-40.
- FOUGÈRE, D., KAMIONKA, T. (1992). – “Un modèle markovien du marché du travail”, *Annales d'Economie et de Statistique*, n° 27, pp. 149-188.
- LOLLIVIER, S., PAYEN, J. F. (1990). – “L'hétérogénéité des carrières individuelles mesurée sur données de panel”, *Economie et Prévision*, n° 92-93, pp. 87-95.
- RIBOUD, M. (1985). – “An Analysis of Women's Labour Force Participation in France : Cross Section Estimates and Time-Series Evidence”, *Journal of Labor Economics*, 3, n° 1, part 2, pp. 177-200.