

JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ STATISTIQUE DE PARIS

ANDRÉ BABEAU

ANDRÉ WOLANOWSKI

La composition du patrimoine des ménages : une étude micro-économétrique du patrimoine des ménages français

Journal de la société statistique de Paris, tome 127, n° 4 (1986), p. 213-231

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1986__127_4_213_0

© Société de statistique de Paris, 1986, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques
<http://www.numdam.org/>

ARTICLES

LA COMPOSITION DU PATRIMOINE DES MÉNAGES : UNE ÉTUDE MICRO-ÉCONOMÉTRIQUE DU PATRIMOINE DES MÉNAGES FRANÇAIS (1)

André BABEAU, *professeur, Université de Paris-Dauphine,
Centre de recherche économique sur l'épargne (C.R.E.P.)*
et André WOLANOWSKI, *professeur, Queensland Institute of Technology, Australie*

La présente étude utilise les résultats d'une enquête menée en 1980. Le modèle estimé est un modèle « à double obstacle ». Dans un premier temps, on calcule la probabilité de détention d'un bien; dans un second temps, on calcule le montant détenu du bien considéré. Les résultats fournissent d'intéressants renseignements quant au rôle de l'âge et du montant du revenu et du patrimoine dans la composition de ce même patrimoine.

The data used come from a sample survey inquiry conducted in 1980. The model estimated is a "double hurdle" model. First is computed the probability of holding a given asset. Then is estimated the amount of asset held. The results provide an interesting information concerning the role of age, income and wealth amount in the composition of wealth.

La composition du patrimoine des ménages, au niveau micro-économique, a jusqu'ici principalement fait l'objet d'études descriptives. Saisie selon une certaine nomenclature d'actifs patrimoniaux, elle a souvent été *croisée* de la façon la plus élémentaire avec les variables traditionnelles que sont la catégorie socio-professionnelle, l'âge, le revenu, etc... Il s'agit alors de saisir des associations entre telle ou telle variable quantitative ou qualitative et telle composition de patrimoine. Une autre approche est de nature *typologique* : on tente de repérer les « types » de patrimoines les plus fréquents du point de vue de leur composition en utilisant soit la simple présence des différents actifs, soit le montant de ces actifs dans les patrimoines considérés [6]. Ces « types » de patrimoines peuvent ensuite être mis en correspondance avec les diverses variables caractérisant leurs détenteurs; de ces associations on espère qu'il naîtra un début de réponse à la question classique : pourquoi ces patrimoines ont-ils telle composition plutôt que telle autre?

L'approche économétrique que nous proposons ici n'est certainement pas définitive en termes « d'explication ». En particulier, elle ne fait usage que de données *transversales* alors que bien des aspects de l'accumulation du patrimoine des ménages ne peuvent probablement être saisis de façon satisfaisante que sur des données *longitudinales*. Mais elle a l'avantage d'être plus synthétique que beaucoup d'études menées antérieurement puisqu'elle fait intervenir *simultanément* un assez grand nombre de variables. Sans doute certaines des conclusions auxquelles conduit la méthode présentée ne font-elles que confirmer des résultats déjà mis en évidence ailleurs; mais du seul fait qu'elle étudie en même temps l'action de plusieurs variables, elle permet de mieux mettre en évidence l'influence spécifique de chacune d'entre elles.

Du point de vue économétrique, l'approche proposée fait usage, au moins dans la première partie de l'étude, de modèles utilisant des variables quantitatives *et* qualitatives qui constituent une application d'une classe plus générale de modèles : les modèles économétriques à régimes alternatifs [3] dont font partie également, par exemple, les modèles de déséquilibre.

1. Cette étude a été rendue possible par un financement du Commissariat général du Plan et de la Caisse des dépôts et consignations.

Le modèle ici suggéré a déjà fait l'objet d'au moins une application à l'étranger : il s'agit des travaux menés par M. A. King et L. Dicks-Mireaux sur un échantillon (1977) de près de 13 000 familles canadiennes [7]. Certaines comparaisons pourront d'ailleurs être effectuées entre nos résultats et ceux qui ont été obtenus sur l'échantillon canadien. De façon générale, notre étude doit beaucoup au travail de King et Dicks-Mireaux, même si, pour tel ou tel point, nous sommes amenés à nous en écarter notablement.

1 — LE CADRE THÉORIQUE DE RÉFÉRENCE

Les données utilisées comportent 13 actifs et 3 passifs dont chacun a ses propres caractéristiques de rendement et de risque. L'approche qui paraît donc s'imposer a priori est celle des *choix de portefeuille*. Cependant, l'on sait que la plupart des modèles de choix de portefeuille concluent qu'en l'absence de contraintes, les individus devraient détenir simultanément une certaine quantité de tous les actifs, indépendamment de la dimension de leur patrimoine. Cette conclusion n'est manifestement pas confirmée par les faits : dans tous les pays pour lesquels on dispose de données, le nombre d'actifs possédés tend à croître avec la taille du patrimoine.

Dans l'échantillon français, pour s'en tenir aux seuls actifs (tableau n° 1), aucun ménage ne détient les 12 ou 13 types d'actifs considérés et plus de la moitié des ménages (effectifs pondérés) ne détiennent que deux ou trois actifs. C'est sans doute évidemment qu'il existe de nombreuses contraintes plus ou moins bien identifiées (indivisibilités, coûts de transaction, etc.) auxquelles les ménages sont obligés de se plier. Mais pour des raisons à la fois statistiques et théoriques, cette constatation jette un doute sérieux sur l'utilisation des modèles de choix de portefeuille.

La spécification d'un autre modèle de demande d'actifs n'est pas chose aisée. On est orienté a priori vers un modèle de choix qui comporte un aspect discret (les types d'actifs à détenir) et un aspect continu (le montant de chaque type d'actifs). Ces deux aspects seront dans cette contribution, envisagés successivement.

TABLEAU 1

*Fréquence relative des détenteurs de patrimoine
selon le nombre d'actifs possédés * (en %)*

Nombre d'actifs	Fréquence brute	Fréquence pondérée
0	0,9	1,3
1	10,9	16,3
2	20,6	25,3
3	22,7	25,9
4	17,4	13,6
5	12,6	9,3
6	7,4	4,6
7	4,5	2,3
8	1,8	0,9
9	0,8	0,3
10	0,4	0,2
11	0,1	0,05
12	0	0
13	0	0
Total	100,0	100,0
Effectifs	2 992	

* On trouvera plus loin la nomenclature utilisée. L'échantillon étant un échantillon par quota, les fréquences brutes ne sont pas représentatives de la population française; c'est pourquoi l'on a fourni (dernière colonne) les fréquences pondérées obtenues après redressement de l'échantillon. Comme on peut le constater, l'échantillon brut surpondère les ménages aisés (à plus grand nombre d'actifs).

1.1. Un modèle à double obstacle

La démarche en deux temps sera la suivante :

- 1) Il faut d'abord choisir la combinaison d'actifs susceptible de conduire au maximum d'utilité.
- 2) Ensuite, cette combinaison étant connue, on peut calculer des fonctions de demande conditionnelles concernant le montant de chaque actif détenu.

On retrouve ainsi cette démarche en deux temps : le parcours à deux obstacles (double hurdle), qui caractérise non seulement l'étude de Cragg [4] sur les biens durables à laquelle nous avons déjà fait référence, mais aussi des travaux plus récents portant, par exemple, sur la consommation de tabac des ménages britanniques [1].

L'idée de départ serait de considérer séparément chacune des N combinaisons d'actifs possibles. Dans un premier temps, grâce à un modèle de type Probit ou Logit, on calculerait sur tout l'échantillon la probabilité de détenir chacune des N combinaisons possibles. Ensuite, on calculerait, grâce à un modèle de « switching regression » (régression alternative) le système de demande d'actifs lié à chacune de ces combinaisons qui correspondraient à autant de « régimes » de la « switching regression ».

Pour séduisante qu'elle soit, cette démarche se heurte cependant à d'insurmontables difficultés statistiques. Le nombre de combinaisons possibles d'actifs est en effet donné par $N = 2^n$ et il est rapidement très élevé (1); estimer des équations séparées pour la probabilité de détenir chacune des N combinaisons impliquerait certainement, comme le font remarquer King et Dicksmireaux, plus de paramètres que d'observations disponibles. En outre, il serait, pour la même raison, tout à fait impossible d'estimer des systèmes de demandes distincts concernant les actifs entrant dans chacune des N combinaisons. Il faut donc trouver le moyen de simplifier le modèle afin de permettre son estimation.

1.2. Le modèle de probabilité de détention

Cette simplification peut être trouvée pour la première étape si l'on entreprend de calculer la probabilité de détention $p(j)$ d'un actif particulier, quelle que soit la combinaison dans laquelle entre cet actif et si l'on admet un certain nombre d'hypothèses supplémentaires (indépendance par rapport aux diverses combinaisons de l'influence des variables observables sur la probabilité $p(j)$, indépendance de $p(j)$ par rapport aux autres actifs possédés, voir [7] p. 9).

Le modèle de choix discret conduisant au calcul de la probabilité $p(j)$ correspond à un modèle PROBIT tout à fait classique. On écrit :

$$(1) \quad Y_j^* = A_j X + u_j \quad j = 1, 2, \dots, n$$

où n est le nombre d'actifs et de passifs considérés;

Y_j^* , le montant d'actif j possédé par le ménage;

X , un vecteur colonne des m caractéristiques observables;

A_j , un vecteur ligne des m paramètres associés à X ;

u_j , une variable aléatoire.

Dans le modèle de choix discret

$$Y_j = p(j)$$

est la probabilité pour un ménage donné de détenir l'actif. Cette probabilité correspond par définition à :

$$P(Y_j^* > 0) = P(A_j X + u_j > 0)$$

1. Pour $n = 13$, on a $N = 2^{13} = 8\,192$ et pour $n = 16$ (13 actifs et 3 passifs), $N = 2^{16} = 65\,536$.

On aura donc :

$$\begin{aligned} Y_j &= 1 \text{ si } A_j X + u_j > 0 \\ Y_j &= 0 \text{ autrement} \end{aligned}$$

Un tel modèle, on le sait, ne peut être estimé en utilisant une régression par les moindres carrés ordinaires ([9] p. 162). Mais en faisant certaines hypothèses sur la loi suivie par u_j , il peut l'être correctement par la méthode du maximum de vraisemblance. Si l'on suppose que la loi suivie par u_j est la loi normale centrée réduite, l'usage veut alors que l'on parle d'un modèle PROBIT; mais l'appellation est peu heureuse d'une part parce qu'elle introduit une ambiguïté (veut-on faire référence à une estimation de probabilité?), d'autre part parce qu'elle ne donne aucune information sur la loi choisie pour le résidu. C'est pourquoi, conformément à la suggestion de Maddala, nous appellerons ce modèle NORMIT, appellation dans laquelle la référence à la loi normale apparaît clairement. D'autres hypothèses sont d'ailleurs possibles quant à la loi suivie par le résidu : si l'on retient, par exemple, la distribution de Sech (logistique), on a alors affaire à un modèle généralement baptisé LOGIT. Ce sont ces deux types de modèles que nous utiliserons ci-dessous.

Dans l'équation estimée, nous retiendrons d'abord (sous forme logarithmique) deux variables quantitatives traditionnelles susceptibles d'exercer une influence sur la détention de chacun des 13 actifs et 3 passifs : le revenu déclaré et le montant du patrimoine brut d'endettement. Toutes les autres variables considérées seront traitées en variables booléennes prenant la valeur 1 si la caractéristique est présente et 0 si elle ne l'est pas. Ainsi seront traitées d'abord des variables d'activité concernant le chef de ménage suivant que celui-ci est ou non exploitant agricole, entrepreneur individuel non agricole ou inactif; ensuite une variable de statut matrimonial : on codera 1 pour les ménages mariés et 0 pour les autres situations. Enfin, des variables seront introduites pour trois classes d'âge, 17 à 34 ans, 35 à 49 ans, 50 à 64 ans, les plus de 64 ans étant ainsi en quelque sorte pris comme référence. Toutes ces variables, on peut le penser a priori, sont de nature à influencer la probabilité de détention de tel ou tel type d'actifs.

On estimera donc sur l'ensemble de l'échantillon 16 équations du type (1) par la méthode du maximum de vraisemblance. Ces équations seront estimées de façon indépendante puisqu'il n'y a pas de contrainte les liant les unes aux autres : il est en effet évident que la somme des probabilités de détention des différents actifs n'est pas égale à un.

1.3. Le modèle de parts dans le patrimoine

Le modèle de choix continu conduit à arrêter la valeur de la part de patrimoine brut : p_j détenue en actif ou passif j , pour $j = 1 \dots 16$.

L'estimation qui sera faite sera en fait celle d'une part *conditionnelle* dans le patrimoine : l'estimation de cette part sachant que l'actif considéré a été choisi a priori dans le patrimoine, soit $p_j/p(j) = 1$.

On supposera en outre, ce qui paraît assez évident, que cette part conditionnelle n'est pas indépendante de la détention d'autres actifs dans le patrimoine total : toutes choses égales d'ailleurs, on peut penser que la part conditionnelle p_j sera d'autant plus élevée que le nombre d'autres actifs dans le patrimoine sera faible. Nous introduirons donc dans le modèle $16 - 1 = 15$ variables muettes binaires représentatives des actifs possédés. La combinaison d'actifs possédés par chacun des ménages considérés est donc supposée connue a priori.

Le modèle de choix continu s'écrit alors :

$$(2) \quad p_j = B_j X + \sum_{k \neq j} c_{kj} d_k + v_j \quad j = 1, 2, \dots, n$$

où p_j est la proportion de l'actif dans le patrimoine brut du ménage;

x le vecteur-colonne des m variables observables dans l'échantillon;

B_j le vecteur-ligne des m coefficients associés à ces variables dans la relation concernant j ;

d_k des variables muettes prenant la valeur 1 si l'actif est possédé par le ménage et 0 dans le cas contraire;
 c_{kj} les coefficients associés à ces variables dans la relation concernant ;
 v_j le terme aléatoire sur lequel on fera traditionnellement certaines hypothèses.

Ces 16 équations seront estimées par la méthode des moindres carrés ordinaires sur le sous-échantillon des ménages détenant l'actif considéré. Elles peuvent être estimées indépendamment les unes des autres puisque ces proportions qui sont calculées à chaque fois sur des sous-échantillons différents ne se somment pas à un.

Dans la relation (2), l'ajustement a été effectué en utilisant tour à tour comme variable dépendante la simple proportion p_j , puis sa transformation logistique $\frac{p_j}{1-p_j}$. Cette transformation, outre qu'elle doit réduire l'hétéroscédasticité du résidu, correspond peut-être mieux à l'évolution de la proportion en fonction des différentes variables : notamment pour des valeurs élevées de p_j , il paraît normal que la croissance soit plus lente et que p_j ne puisse naturellement en aucun cas dépasser 1.

Le vecteur X comprend les mêmes variables observables que dans le modèle de la première phase. Ces variables sont traitées de la même façon (1). Quant aux variables muettes signalant la présence des différents actifs ou passifs, elles sont au nombre de $16 - 1 = 15$: au total, chaque équation du type [2] comprendra donc 26 variables quantitatives ou booléennes (15 variables d'actifs ou de passifs et les 11 variables observables du vecteur X).

2 — SOURCES ET RÉSULTATS

Nous étudierons d'abord les caractéristiques des données utilisées. Nous passerons ensuite en revue successivement les résultats obtenus (2) pour le modèle de probabilité de détention, puis ceux qui concernent le modèle des parts de patrimoines (modèle de demande d'actifs par les ménages). Nous consacrerons un dernier paragraphe à une comparaison rapide de nos résultats avec ceux que King a obtenus pour le Canada [7].

2.1. Les données utilisées

Il s'agit des données de l'enquête CREP 1980 sur les patrimoines de 2 989 ménages français. L'échantillon est un échantillon par quota surpondérant les catégories aisées de la population. Pour l'exploitation courante, l'échantillon a naturellement fait l'objet d'un redressement de façon à le rendre représentatif de la population. Mais pour la présente utilisation économétrique, un tel redressement n'était évidemment pas acceptable puisqu'il conduit à enfreindre la règle indispensable d'indépendance des observations. On a donc travaillé sur données brutes non redressées.

Un autre type de redressement a cependant été pratiqué : c'est celui qui concerne les déclarations des ménages quant aux montants possédés des différents types d'actifs. Il n'a pas été possible de remédier aux absences de déclarations d'actifs, mais les sous-estimations concernant les montants ont pu être, dans une certaine mesure, corrigées en se référant à des données macro-économiques obtenues de la Banque de France ou extrapolées de certains travaux de l'INSEE.

La nomenclature d'actifs et de passifs retenue est fournie dans le tableau ci-dessous, avec la part de chaque actif dans le patrimoine total (échantillon non redressé) :

1. Deux classes d'âge ont cependant été rajoutées pour les ménages dont le chef a entre 65 et 74 ans ou 75 ans et plus.

2. Tous les résultats présentés ici ont été obtenus grâce au concours de Tomas Aluja-Banet, Informaticien-Statisticien à l'Université de Barcelone.

TABLEAU 2

*Structure moyenne du patrimoine * (en %)*

ACTIF	A1	Comptes de chèques (bancaires, postaux...)	5,3
	A2	Livrets d'épargne bancaire (y compris Crédit Mutuel)	1,6
	A3	Livrets d'épargne, Caisses d'Épargne (CNE, CEP)	4,2
	A4	Comptes et plans d'épargne-logement (Caisses d'épargne, banques)	2,6
	A5	Dépôts à terme	1,3
	A6	Bons (de Caisse, Grep, Crédit Agricole)	3,1
	A7	Valeurs mobilières (actions, SICAV, parts, obligations)	7,0
	A8	Résidence principale	20,3
	A9	Résidence secondaire	8,1
	A10	Immobilier bâti de rapport	11,9
	A11	Terrains à bâtir et terres agricoles	11,3
	A12	Exploitation agricole	5,0
	A13	Entreprise individuelle non agricole	18,3
TOTAL PATRIMOINE BRUT			100,0
PASSIF	D1	Endettement hypothécaire	7,4
	D2	Endettement professionnel	3,3
	D3	Endettement de court terme	1,1
	TOTAL PASSIF		11,8

* Cette structure est calculée comme étant la part moyenne des différents actifs et non pas la moyenne des parts qui conduirait à des résultats très différents (cf. tableau n° 6).

Comme on peut le constater, ce patrimoine exclut non seulement l'or, les œuvres d'art et les objets précieux, mais aussi les espèces et tous les biens durables autres que le logement. Les découverts sur les comptes-chèques ont été traités comme un endettement à court terme.

On observera que, en raison de l'absence de redressement, la structure du patrimoine de l'échantillon est assez différente de la structure moyenne du patrimoine de l'ensemble de la population (voir [5] p. 40).

2.2. L'estimation du modèle de probabilité

Ce modèle a pu être estimé pour les 16 actifs ou passifs distingués ⁽¹⁾ en utilisant le programme [3] mis au point au Laboratoire d'Économie Politique de l'École Normale Supérieure par F. Bourguignon et B. Sabatier-Labeyrie, auxquels nous exprimons ici notre gratitude. Nous avons essayé tour à tour le programme du modèle NORMIT et celui du modèle LOGIT. Les résultats des deux modèles sont en fait très proches les uns des autres avec une légère supériorité pour le modèle NORMIT. Aussi, au tableau 3, trouvera-t-on les seuls résultats de ce dernier modèle : valeur des coefficients des variables explicatives et valeur du t de Student associé à ces coefficients, valeur du maximum du logarithme de vraisemblance; enfin la proportion des détenteurs des différents actifs et passifs qui correspond à une probabilité moyenne de détention.

Comme on pouvait s'y attendre, compte tenu de la structure du modèle, la constante représentée par un vecteur dont tous les éléments sont égaux à un est en relation positive et statistiquement significative avec les deux actifs les plus diffusés (comptes de chèques et livrets d'épargne C.N.E. et C.E.P.) et en relation négative avec les actifs ou passifs moins diffusés ⁽²⁾.

De même, ce n'est pas une surprise de constater qu'un montant élevé de *patrimoine* accroît de façon statistiquement significative la probabilité de détention de *tous* les actifs. A en croire la valeur des coefficients obtenus, ce montant accroît beaucoup la probabilité de détenir sa résidence principale, une résidence secondaire et un bien immobilier de rapport. Il augmente moins nettement la probabilité

1. Les 27 ménages dont le patrimoine était nul ont été exclus.

2. La relation négative et significative dans l'équation de la résidence principale est un peu étonnante puisque plus de la moitié de l'échantillon possède son logement.

TABLEAU 3

Modèle NORMIT de probabilité de détention d'un type d'actif ou de passif
Valeur des coefficients des variables explicatives et du t de Student (entre parenthèses)

	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7	A8	A9	A10	A11	A12	A13	D1	D2	D3
Comptes de chèques		Livrets d'épargne bancaires	Livrets d'épargne Écureuil et Poste	Produits d'épargne logement	Dépôts à terme	Bons	Valeurs mobilières	Résidence Principale	Résidence Secondaire	Immo-bilier bâti de rapport	Terrain à construire ou terre agricole	Exploitation agricole	Entreprise individuelle non agricole	Endettement hypothécaire	Endettement professionnel	Endettement à court terme
Constante	0,993 (5,84)	-1,474 (-9,99)	0,338 (2,66)	-1,988 (-12,35)	-13,191 (-0,03)	-2,888 (-11,07)	-2,659 (-14,07)	-2,025 (-12,24)	-3,415 (-15,17)	-4,524 (-16,22)	-3,249 (-14,41)	-3,907 (-10,37)	-2,991 (-12,71)	-3,000 (-16,32)	-4,576 (-12,53)	-2,292 (-10,39)
Revenu	0,093 (2,07)	0,090 (2,91)	-0,079 (-2,78)	-0,099 (-3,42)	0,201 (2,36)	0,169 (3,43)	0,141 (4,32)	-0,126 (-3,83)	0,074 (2,19)	-0,052 (-1,42)	-0,007 (-0,21)	0,017 (0,26)	-0,094 (-2,47)	-0,007 (-0,24)	-0,059 (-1,47)	0,063 (1,94)
Patrimoine brut																
Exploitant agricole	0,162 (7,72)	0,177 (9,00)	0,116 (7,81)	0,283 (13,23)	0,533 (5,39)	0,425 (8,37)	0,521 (16,00)	0,712 (25,49)	0,710 (17,05)	0,976 (18,08)	0,482 (12,88)	0,467 (7,51)	0,416 (11,34)	0,433 (17,72)	0,270 (6,47)	-0,079 (-4,48)
Entrepreneur individuel non agricole	-0,644 (-4,56)	0,180 (1,90)	-0,632 (-7,09)	-0,203 (-2,11)	-5,592 (-0,01)	0,130 (0,94)	-1,045 (-8,53)	-0,438 (-4,00)	-1,424 (-10,48)	-0,814 (-6,03)	1,504 (13,87)	3,370 (19,91)	-0,462 (-3,02)	-0,618 (-6,35)	1,742 (12,01)	0,781 (7,83)
Inactif	-0,419 (-3,65)	-0,391 (-5,22)	-0,198 (-2,00)	-0,174 (-2,42)	-0,236 (-1,25)	-0,423 (-3,49)	-0,363 (-4,46)	-0,768 (-9,80)	-0,637 (-7,12)	-0,495 (-4,76)	-0,490 (-5,05)	-0,657 (-3,43)	1,844 (20,15)	-0,543 (-7,37)	0,973 (7,51)	0,464 (6,14)
Marité	-0,769 (-5,55)	-0,096 (-0,78)	0,065 (0,61)	-0,226 (-1,70)	0,184 (0,41)	-0,284 (-1,45)	-0,246 (-1,68)	0,190 (1,47)	-0,278 (-1,83)	0,020 (0,01)	0,249 (1,58)	0,528 (2,10)	-0,294 (-1,39)	-0,395 (-2,74)	0,615 (1,93)	-0,322 (-1,85)
Classes d'âge :	0,044 (0,53)	-0,072 (-1,16)	0,202 (3,70)	0,144 (2,26)	-0,117 (-0,61)	-0,261 (-2,60)	-0,117 (-1,59)	0,225 (3,43)	-0,055 (-0,69)	-0,237 (-2,59)	0,179 (2,06)	-0,277 (-1,95)	-0,006 (-0,07)	0,467 (6,94)	0,209 (1,95)	0,350 (5,10)
17 à 34 ans	0,363 (2,34)	0,011 (0,08)	-0,096 (-0,84)	0,903 (6,41)	8,159 (0,02)	-0,778 (-3,94)	-0,250 (-1,67)	-0,248 (-1,83)	-0,558 (-3,39)	-0,448 (-2,43)	0,122 (0,73)	0,165 (0,61)	0,082 (0,44)	1,101 (7,07)	1,858 (6,07)	1,335 (6,44)
35 à 49 ans	0,079 (0,53)	0,019 (0,15)	-0,217 (-1,95)	0,555 (4,06)	8,277 (0,02)	-0,763 (-4,31)	-0,406 (-2,85)	0,131 (1,00)	-0,166 (-1,12)	-0,395 (-2,36)	0,008 (0,51)	0,093 (0,38)	0,051 (0,29)	1,191 (7,96)	1,407 (4,67)	1,134 (5,52)
50 à 64 ans	0,227 (1,68)	-0,029 (-0,25)	-0,185 (-1,75)	0,321 (2,44)	8,407 (0,02)	-0,414 (-2,48)	-0,210 (-1,55)	0,257 (2,08)	0,018 (0,12)	-0,192 (-1,20)	0,139 (0,95)	0,005 (0,02)	-0,652 (-0,37)	0,624 (4,34)	0,669 (2,22)	0,798 (3,93)
Proportion de détenteurs dans l'échantillon* (en %)	92,5	20,7	64,8	23,6	1,3	5,7	18,1	52,0	16,8	11,9	15,7	10,4	20,9	30,14	8,3	18,6
Valeur du loga-rithme de vraisemblance	685	1 432	1 873	1 447	145	521	1 077	1 244	939	702	828	240	725	1 390	569	1 280

* On rappelle qu'il ne s'agit pas ici de la proportion de détenteurs dans la population puisqu'on travaille sur l'échantillon non redressé.

de détenir un compte de chèques ou un livret d'épargne (parce que cette probabilité est déjà très forte pour un patrimoine modeste). Du point de vue des *passifs*, on notera que si la possession d'un patrimoine élevé augmente la probabilité d'un endettement hypothécaire ou d'un endettement professionnel, elle diminue la probabilité d'un endettement à court terme.

L'influence du *revenu* est un peu moins nette puisqu'elle n'est statistiquement significative que dans 10 cas sur 16⁽¹⁾. Du point de vue des *actifs*, la perception d'un revenu élevé augmente la probabilité de détention d'un compte de chèques, d'un livret d'épargne bancaire, de dépôts à terme, de bons, de valeurs mobilières et d'une résidence secondaire. Dans plusieurs de ces cas, mieux vaut parler de mise en évidence « d'associations » plutôt que de relations causales : le sens de la causalité est en effet particulièrement difficile à préciser, par exemple, dans l'association entre un revenu plutôt élevé et la détention de valeurs mobilières qui peuvent être à l'origine de ce revenu. La détention de certains autres actifs paraît plutôt associée à des revenus modestes : les livrets d'épargne C.N.E. et C.E.P., les produits d'épargne-logement, la résidence principale et l'entreprise individuelle non agricole. Du côté des *passifs*, aucune relation n'est réellement significative, mais on notera toutefois la tendance, peut-être curieuse, de la probabilité de l'endettement à court terme à croître avec le revenu.

La variable booléenne *exploitant agricole* exerce une influence statistiquement significative dans 13 cas sur 16. Pour les *actifs*, cette influence, quand elle est significative, s'exerce négativement pour tous les actifs considérés à l'exception de deux pour lesquels elle est naturellement positive : la détention de terrains à construire ou de terres de culture et celle d'une exploitation agricole. La relation avec la probabilité de détenir des bons serait plutôt positive et elle serait très probablement significative si l'on isolait les bons du Crédit Agricole. En ce qui concerne la relation avec les *passifs*, elle est nettement négative pour l'endettement hypothécaire et nettement positive pour l'endettement professionnel et l'endettement de court terme.

L'influence de la seconde variable booléenne, *entreprise individuelle non agricole*, est tout à fait de même nature : liaison négative et très généralement significative avec tous les actifs, sauf un : l'entreprise individuelle avec laquelle la liaison est, bien sûr, fortement et nettement positive. Cette association relève sans doute en partie de l'évidence : rappelons cependant que dans certains ménages détenteurs d'une entreprise individuelle, le chef peut exercer une profession salariée. L'influence sur les *passifs* est d'autre part identique à celle de la variable *exploitant agricole* : influence négative sur l'endettement hypothécaire et positive sur l'endettement professionnel et à court terme.

L'influence de la variable *inactif* est beaucoup moins nette ; elle n'est significative que dans deux cas : influence positive sur la probabilité de détenir une exploitation agricole, influence qui pourrait refléter la situation d'exploitants en retraite, mais encore propriétaires de leur exploitation. La seconde influence nettement significative est la relation négative avec l'endettement hypothécaire. Les autres influences apparaissent comme des tendances, mais dont le caractère significatif n'est pas établi : liaison plutôt positive avec la détention d'une résidence principale et plutôt négative avec la détention d'une résidence secondaire.

La variable *marié*, bien que moins importante que d'autres, exerce cependant une action significative plus souvent qu'on pouvait le penser a priori : le statut d'homme ou de femme marié élève ainsi la probabilité d'être propriétaire de sa résidence principale ou de détenir un livret d'épargne (C.N.E. ou C.E.P.), un produit d'épargne-logement ou un terrain. En sens inverse, il réduit la probabilité de détenir des bons ou un bien immobilier de rapport. De façon très cohérente, il élève la probabilité d'un endettement hypothécaire et celle d'un endettement à court terme.

L'influence de la variable *âge*, telle qu'elle est traduite par l'estimation du modèle, est riche d'enseignement. D'abord l'âge ne semble exercer aucune influence significative, toutes choses égales d'ailleurs, sur la détention de certains actifs : ainsi en est-il du livret d'épargne (bancaires ou Caisses d'Épargne), des dépôts à terme, des terrains à bâtir ou terre de culture, des exploitations agricoles et des entreprises individuelles. Pour d'autres actifs ; c'est une classe d'âge qui se singularise par rapport

1. Pour tenter d'améliorer l'influence du revenu, comme on pouvait se poser certaines questions sur la signification du revenu déclaré par les exploitants agricoles et entrepreneurs individuels, on a réestimé les modèles NORMIT et LOGIT sur le seul sous-échantillon des salariés et inactifs (1 811 observations) ; mais le caractère significatif de l'influence de la variable-revenu n'a pratiquement pas changé, sauf pour les comptes-chèques où il y a une nette augmentation de la valeur du *t* de Student.

aux trois autres : ainsi l'appartenance à la classe d'âge 17-34 ans paraît augmenter la probabilité de détention d'un compte de chèques, mais diminuer nettement celle de posséder une résidence secondaire.

Enfin, pour d'autres actifs encore, l'influence de l'âge apparaît comme plus subtile et plus continue; pour les produits d'épargne-logement l'appartenance aux trois classes 17 à 34 ans, 35 à 49 ans et même 50 à 64 ans augmente la probabilité de détention par rapport à la classe d'âge des 65 ans et plus, mais cette augmentation apparaît comme progressivement décroissante : d'une classe d'âge à l'autre, en effet, non seulement le coefficient de la variable diminue (pour les 50 à 64 ans, il n'est guère plus du tiers de ce qu'il est pour les 17 à 34 ans), mais le caractère significatif de l'influence se réduit également de façon très sensible. Une influence de profil assez comparable se dessine pour les bons : il s'agit cette fois d'une influence négative qui paraît s'estomper avec l'âge et dont l'évolution présente les mêmes caractéristiques : diminution de la valeur du coefficient et de celle du t de Student; il semble ressortir de cette évolution que l'appartenance à la classe d'âge des 65 ans et plus augmente sensiblement la probabilité de détention de bons.

Du côté des passifs, quel que soit l'endettement considéré, des évolutions se dessinent selon l'âge, qui ont le même profil : ces influences sont positives pour les trois classes d'âge explicitement présentes dans la relation, mais la valeur des coefficients et celle des t de Student décroissent régulièrement à mesure que l'âge augmente pour l'endettement professionnel et l'endettement de court terme, laissant place à une influence qui, pour les 65 ans et plus et par rapport à l'ensemble de l'échantillon, est certainement très négative. En ce qui concerne l'endettement hypothécaire, l'évolution est un peu différente : le coefficient et le t de Student augmentent des 17 à 34 ans aux 35 à 49 ans, puis décroissent pour la classe d'âge suivante et, là encore, l'appartenance à la classe d'âge des 65 ans et plus, si elle était explicitement codée, ferait très certainement ressortir une nette influence négative.

Dans cette étude de l'influence de la variable âge, il ne nous est malheureusement pas possible, compte tenu de la nature des données exploitées, de faire le départ entre ce qui est effet pur de l'âge (profil du cycle de vie) et effet de génération. On sait que ces deux effets, pour être correctement isolés, requièrent l'exploitation de données micro-économiques longitudinales qui sont encore très rares (pour une réflexion sur ce problème, voir entre autres [2]).

Au total, cette approche en termes de probabilité de détention fournit, nous semble-t-il, une assez bonne synthèse de l'influence de différents facteurs sur la détention des 13 actifs et 3 passifs considérés : une fois enlevée l'influence uniforme et en quelque sorte mécanique du montant du patrimoine dont l'accroissement élève évidemment les probabilités de détention, on met en évidence des influences plus nuancées et plus subtiles des autres variables. C'est le cas de la seconde variable quantitative, le revenu qui dégage des « associations » dont certaines n'étaient pas a priori prévisibles. Quant à la prise en compte des variables qualitatives, la méthode paraît satisfaisante et elle conduit notamment à la mise en évidence particulièrement nuancée de l'action de la variable âge, telle qu'elle peut être saisie sur données transversales.

2.3. *Élasticité-revenu et élasticité-patrimoine de la probabilité de détention d'un actif*

En utilisant l'estimation LOGIT de la relation (1), il est aisé de calculer l'élasticité-revenu et l'élasticité-patrimoine de détention d'un actif donné, rapport de la variation relative de la probabilité de détention à la variation relative de la variable :

$$\frac{dp(j)}{p(j)} : \frac{dx}{x} = a_x \bar{x} (1 - \bar{p}(j))$$

où x correspond soit à la variable revenu, soit à la variable patrimoine;

a_x est le coefficient de x estimé dans la procédure LOGIT;

$\bar{p}(j)$, la proportion de ménages détenant l'actif j ;

$\bar{x}$, la valeur moyenne de x dans l'échantillon.

Les résultats obtenus pour les élasticités sont consignés au tableau 4. Toutes les élasticités-patrimoine sont significatives au seuil de 5 %, mais seulement quatre élasticités-revenu sur les dix estimées. Cela confirme le rôle central joué par le patrimoine dans la détention des différents actifs.

TABLEAU 4
Élasticité-revenu et patrimoine de détention d'un actif j

	% de détenteurs dans l'échantillon	Élasticité- revenu (1)	Élasticité- patrimoine (1)
Comptes-chèques	92,5	0,02	0,04*
Comptes d'épargne bancaires . .	20,7	0,11*	0,13*
Autres comptes d'épargne . . .	64,8	– 0,02	0,03*
Épargne-logement	23,6	0,02	0,19*
Bons	5,7	0,25*	0,23*
Actions et obligations	18,1	0,39*	0,40*
Résidence principale	52,0	– 0,05	0,47*
Résidence secondaire	16,8	0,16*	0,54*
Immobilier de rapport	11,9	– 0,05	0,78*
Terrains à bâtir et terres agricoles	15,7	– 0,05	0,41*

1. Résultat significatif au seuil de 5 % marqué par un astérisque.

Parmi les résultats présentés, nous ne soulignerons que la très faible élasticité-patrimoine du compte-chèques et aussi du livret d'épargne due à leur très grande diffusion dans la population. A l'opposé, l'élasticité-patrimoine de l'immobilier de rapport est élevée : par rapport au patrimoine, ce bien peut être considéré comme un bien « supérieur », de même que la résidence secondaire et probablement certains types de valeurs mobilières (valeurs étrangères?), exactement comme il y a des biens « supérieurs » en matière de choix de consommation.

2.4. L'estimation du modèle de parts conditionnelles des actifs dans le patrimoine total

Le modèle de la relation (2) a été estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires en utilisant tour à tour comme variable dépendante la proportion P_j de l'actif j dans le patrimoine brut total du ménage et sa transformation logistique $\ln \frac{P_j}{1-P_j}$ (dans ce cas les ménages ne détenant qu'un seul actif dans leur patrimoine ont dû être exclus).

Dans un modèle d'estimation par les moindres carrés avec 26 variables explicatives (1), il convenait naturellement d'être très attentif au degré de colinéarité qui pouvait exister entre ces variables prises 2 à 2. La matrice 27×27 des coefficients de corrélation linéaire est trop importante pour pouvoir être reproduite ici, mais le tableau 5 donne les coefficients les plus élevés qui ont été relevés dans cette matrice.

On constate qu'à part les coefficients de corrélation entre les catégories socio-professionnelles Exploitant agricole et Entrepreneur individuel non agricole et les actifs correspondants (exploitation agricole, entreprise individuelle), aucun coefficient ne dépasse 0,60. La corrélation entre patrimoine et revenu n'est que de 0,584, ce qui implique des variations assez grandes du rapport patrimoine/revenu. Les 341 autres coefficients de corrélation qui ne figurent pas au tableau 4 sont le plus souvent très inférieurs à 0,40 et dans un nombre important de cas très voisins de zéro. Au total, les colinéarités existant entre variables explicatives ne devraient guère gêner l'estimation du modèle.

1. On notera que, pour saisir plus finement encore l'effet de l'âge, deux classes d'âges supplémentaires ont été codées en variables booléennes (de 65 à 74 ans, 75 ans et plus). Dans chaque modèle de parts, il y a maintenant 26 variables explicatives (11 + 15 retraçant la présence ou l'absence des autres actifs). Au total cependant, il y a bien 27 variables à intervenir dans l'ensemble des relations (11 + 16).

TABLEAU 5

*Coefficients de corrélation linéaire
entre variables explicatives des modèles de parts*

Variables explicatives	Valeur du coefficient
Exploitant agricole — A12	0,881
Entrepreneur individuel — A13	0,708
Patrimoine-revenu	0,584
A11 — A12	0,544
Patrimoine — A10	0,503
Patrimoine — A13	0,453
Patrimoine — Entrepreneur individuel	0,436
35 à 49 ans — 50 à 64 ans	– 0,424
17 à 34 ans — 35 à 49 ans	– 0,415
Revenu — Entrepreneur individuel	0,413

S'agissant d'une relation faisant intervenir à la fois des variables quantitatives et qualitatives, il nous a paru intéressant de mettre en valeur l'importance relative des variables explicatives en faisant apparaître leur ordre d'entrée dans la régression au cours d'une procédure Stepwise. Une telle procédure, on le sait, risque de conduire à une certaine sous-estimation de l'influence des variables qui ne sont pas entrées en premier : nous avons donc étudié spécialement l'influence des variables qui paraissait être au voisinage de la significativité; dans la plupart des cas, la valeur du t était cependant trop éloignée du seuil critique pour que le biais mentionné ci-dessus ait été de nature à faire conclure, de façon erronée, à la non-significativité.

Dans la procédure Stepwise, nous avons retenu le modèle pour lequel toutes les variables entrées étaient encore significatives en ce sens que la valeur du t de Student était au moins égale à 2. Dans la suite de la procédure, il est clair que la valeur des coefficients et celle des t se modifient quelque peu et qu'à la limite un t qui était largement significatif en début de régression peut cesser de l'être lors de l'inclusion de variables nouvelles. Nous nous sommes donc assurés que de tels mouvements de bascule ne se produisaient dans aucune des 16 relations estimées, ce qui nous a permis de retenir finalement la relation pour laquelle la dernière variable entrée avait un t de Student au moins égal à 2. Le tableau 6 fournit ainsi les principales caractéristiques des régressions obtenues : type de modèle retenu (proportion simple indiquée P ou transformation logistique notée L), valeur du coefficient de détermination multiple, nombre de degrés de liberté correspondant au nombre d'observations, nombre de variables significatives, écart-type de la régression, moyenne des parts calculée sur l'échantillon des concernés et la même moyenne calculée sur l'ensemble de l'échantillon.

Pour les actifs, dans 10 cas sur 13, le modèle de proportion simple a des performances supérieures quant au R_2 et à la valeur des t de Student à celles du modèle de transformation logistique. Encore, dans les trois cas restants (A2, A10, A13), la supériorité des performances du modèle L est en réalité assez mince. Pour les trois modèles de passif, en revanche, la supériorité du modèle L sur le modèle P est très nette. Il s'agit d'une constatation pour laquelle il est difficile de trouver a priori une explication : simplement les parts d'actifs et de passifs ne paraissent pas liées par la même relation aux variables explicatives du modèle.

Du point de vue de la qualité de l'ajustement, le R_2 est de l'ordre de 0,7 ou supérieur pour deux relations (A1 et A8), proche de 0,5 ou un peu supérieur pour 6 relations (A4, A9, A10, A12, A13 et D3); enfin, de l'ordre de 0,4 ou inférieur pour les 8 autres relations, le plus petit R^2 étant obtenu dans la relation A11 concernant les terrains à bâtir et terres de culture. Compte tenu des effectifs, il ne faudra guère accorder de crédit à la relation A5 (dépôts à terme) estimée sur seulement 37 observations. Du point des variables significatives, leur nombre est compris entre 19 (A8, propriété du logement principal) et 3 précisément pour la relation A5, sur un total de 26 : le fait d'avoir retenu des relations avec les seules variables significatives allège donc considérablement la présentation des résultats.

TABLEAU 6

Principales caractéristiques des régressions retenues dans les modèles de parts d'actifs

	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7	A8
	Comptes de chèques	Livrets d'épargne bancaires	Livrets d'épargne Écureuil et Poste	Produits d'épargne logement	Dépôts à terme	Bons	Valeurs mobilières	Résidence principale
Modèle retenu (1)	P	L	P	P	P	P	P	P
R ²	0,681	0,386	0,419	0,484	0,331	0,368	0,341	0,751
Degrés de liberté	2 764	617	1 935	704	37	170	541	1 522
Nombre de variables dans la régression	16	8	9	10	3	4	9	19
Écart-type de la régression	0,179	1,689	0,229	0,175	0,165	0,189	0,198	0,160
Moyenne des proportions (2)	20,54	14,46	20,52	17,95	25,68	28,99	22,97	48,02
Moyenne des proportions (3)	18,87	2,99	13,29	4,23	0,33	1,66	4,16	24,95
	A9	A10	A11	A12	A13	D1	D2	D3
	Résidence secondaire	Immobilier bâti de rapport	Terrain à construire ou terre agricole	Exploitation agricole	Entreprise individuelle non agricole	Endettement hypothécaire	Endettement professionnel	Endettement à court terme
Modèle retenu (1)	P	L	P	P	L	L	L	L
R ²	0,582	0,482	0,244	0,561	0,481	0,424	0,307	0,537
Degrés de liberté	500	354	469	311	625	899	246	554
Nombre de variables dans la régression	12	12	8	9	14	11	5	5
Écart-type de la régression	0,170	0,969	0,211	0,170	1,137	1,333	1,362	1,318
Moyenne des proportions (2)	31,80	37,58	34,45	34,37	47,19	33,88	37,14	12,91
Moyenne des proportions (3)	5,33	4,46	5,42	3,59	9,88	10,20	3,07	2,53

1. On note *L* pour la transformation logarithmique et *P* pour le modèle où intervient la simple proportion.

2. Calculée sur l'échantillon des concernés, ce qui explique que la somme de ces moyennes n'est pas égale à 1 pour les actifs.

3. Calculée sur l'ensemble de l'échantillon; la somme des moyennes des parts d'actifs est égale à 1 aux arrondis près.

Ceux-ci sont présentés au tableau 7 qui comporte, pour chaque relation, trois sortes d'informations :

- la valeur du coefficient de régression des variables significatives;
- le *t* de Student associé à chacun de ces coefficients (entre parenthèses, en dessous du coefficient);
- l'ordre d'entrée de la variable dans la régression stepwise (entre parenthèses, à droite du coefficient).

En commentant les résultats de ces modèles de parts, il faut évidemment garder présents à l'esprit ceux qui ont été obtenus pour les modèles de probabilité de détention.

Comme on pouvait s'y attendre, la variable *patrimoine* est celle qui a le plus souvent une influence significative : 11 cas sur 16 et dans 9 cas sur 11 le patrimoine entre en premier dans la régression. Dans 10 de ces 11 cas, il s'agit cependant d'une influence négative assez mécanique (1) : un patrimoine élevé contribue, toutes choses égales d'ailleurs, à abaisser la part de l'actif considéré dans la relation. Dans un cas cependant, celui de l'entreprise individuelle non agricole, la part est reliée positivement au montant du patrimoine; c'est qu'en fait il existe peu de patrimoines d'entrepreneurs individuels dans les patrimoines modestes; statistiquement la part de l'entreprise individuelle dans le patrimoine total paraît donc croître avec le patrimoine lui-même.

L'influence du *revenu* sur les parts d'actifs ou de passifs est beaucoup plus faible que sur leur probabilité de détention : elle n'est ici significative que dans trois cas sur seize, mais ces trois cas sont intéressants à commenter : il s'agit d'abord de la part du montant sur le compte-chèques; à patrimoine

1. Le patrimoine figure déjà en effet au dénominateur du rapport qu'est la variable dépendante.

TABLEAU 7
Coefficients de régression des variables significatives dans les modèles de parts d'actifs*

	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7	A8	A9	A10	A11	A12	A13	D1	D2	D3
In Y	0,028(7) (5,15)	—	—	0,021(3) (3,80)	—	—	—	—	—	—	—	—	—	0,097(10) (2,15)	—	—
In W	-0,141(1) (-47,39)	-0,737(1) (-11,90)	-0,059(1) (-15,58)	-0,076(1) (-10,83)	—	-0,071(1) (-4,02)	—	-0,109(1) (-14,56)	-0,032(1) (-2,49)	—	—	—	0,365(7) (5,77)	-0,559(1) (-3,57)	-0,435(2) (-4,33)	-0,582(1) (-16,46)
Exploitant agricole	0,091(5) (6,18)	—	—	—	—	—	—	-0,203(2) (-7,47)	-0,117(1) (-2,28)	-1,640(1) (-8,46)	0,176(1) (7,30)	0,190(2) (5,82)	-1,142(3) (-2,28)	—	—	0,771(4) (4,00)
Entrepreneur individuel non agricole	0,148(2) (15,38)	0,619(4) (3,42)	—	0,055(10) (2,59)	—	—	—	-0,060(12) (-4,27)	-0,119(7) (-4,80)	—	—	—	—	0,513(8) (3,57)	—	0,412(5) (2,55)
Inactif	—	—	—	-0,090(6) (-3,05)	—	0,100(2) (2,24)	0,113(2) (4,09)	-0,046(4) (-2,53)	-0,014(3) (-6,98)	—	0,163(3) (4,63)	—	—	-0,664(6) (-2,62)	—	—
Marié	0,019(15) (2,38)	—	—	—	—	—	—	0,021(19) (2,00)	—	—	—	—	—	—	—	—
CLASSES D'ÂGE : 17 à 34 ans	—	-0,717(3) (-3,88)	-0,158(4) (-8,82)	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1,444(2) (11,02)	—	—
35 à 47 ans	—	—	-0,083(6) (-5,00)	—	0,198(1) (3,39)	—	—	—	—	—	—	—	—	0,690(3) (6,24)	—	—
50 à 64 ans	—	0,329(8) (2,04)	-0,040(7) (-2,34)	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	0,803(3) (-3,34)	—
65 à 74 ans	—	—	—	—	—	—	—	-0,049(17) (-2,77)	—	—	—	—	—	—	—	—
75 ans et plus	—	—	—	—	—	—	—	-0,102(16) (-3,59)	—	—	—	—	2,195(13) (2,60)	—	—	—
A1	—	1,083(5) (3,43)	-0,160(2) (-7,92)	—	—	-0,107(4) (-2,00)	—	-0,046(13) (-2,25)	-0,121(12) (-2,27)	1,100(9) (3,134)	—	-0,152(5) (-3,72)	—	—	—	-1,457(2) (-8,32)
A2	-0,043(8) (-4,25)	—	—	-0,034(7) (-2,17)	—	—	—	—	—	—	-0,056(5) (-2,60)	—	—	—	—	—
A3	-0,083(3) (-11,30)	-0,355(6) (-2,49)	—	-0,051(4) (-3,54)	—	—	—	-0,039(11) (-4,41)	—	-0,367(7) (-3,10)	—	-0,054(7) (-2,71)	-0,280(3) (-2,86)	-0,192(9) (-2,01)	-0,399(5) (-2,16)	—

TABLEAU 7 (Suite)

	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7	A8	A9	A10	A11	A12	A13	D1	D2	D3
	Comptes de chèques	Livrets d'épargne bancaires	Livrets d'épargne Bourse et Poste	Produits d'épargne logement	Dépôts à terme	Bons	Valeurs mobilières	Résidence principale	Résidence secondaire	Immobilier bâti de rapport	Terrain à construire ou terre agricole	Exploitation agricole	Entreprise individuelle agricole	Endettement hypothécaire	Endettement professionnel	Endettement à court terme
A4	-0,027(12) (-3,30)	-	-		-	-	-	-0,030(15) (-3,11)	-0,030(10) (-2,79)	-0,227(12) (-2,07)	-	-	-0,329(10) (-3,19)	-	-	-
A5	0,066(16) (2,16)	-	-	-		-	-	-	-	-	-	-	-0,548(14) (-2,01)	-	-	-
A6	0,048(10) (3,16)	-	-	-	-		-0,083(7) (3,00)	-0,077(10) (-4,95)	-	-0,462(6) (-2,63)	-	-0,111(4) (-3,93)	-0,558(9) (-3,23)	-	-	-
A7	0,041(9) (4,19)	-	-	-	-	-		-0,062(9) (-5,69)	-0,070(6) (-3,96)	-0,299(4) (-2,69)	-0,049(8) (-2,00)	-	-0,417(6) (-3,69)	-0,240(11) (-2,09)	-	-
A8	-0,024(14) (-2,67)	-0,494(7) (-2,67)	-0,155(3) (-11,67)	-0,097(2) (-5,53)	-	-0,165(2) (-4,42)	-0,142(1) (-6,06)		-0,166(2) (-9,19)	-0,914(2) (-7,25)	-0,092(4) (-3,64)	-0,158(3) (-5,73)	-1,254(1) (-11,83)	0,641(5) (4,81)	-	-
A9	0,055(6) (5,49)	-	-0,033(8) (-2,26)	-	-	-	-0,067(4) (-3,35)	-0,110(5) (-9,47)		-0,400(8) (-3,62)	-0,047(6) (-1,91)	-0,082(6) (-2,71)	-0,816(4) (-5,41)	-	-	-
A10	0,079(4) (6,96)	-	-	-	-	-	-0,061(6) (-2,82)	-0,079(8) (-6,33)	-0,062(8) (-3,20)		-0,060(2) (-2,54)	-	-0,992(2) (-8,17)	-	-	-
A11	0,028(11) (2,46)	-	-0,031(9) (-2,0)	-	-	-	-	-0,100(6) (-7,72)	-0,063(9) (-3,01)	-0,430(5) (-3,54)		-0,152(5) (-3,72)	-0,580(5) (-4,18)	-	-0,748(1) (-3,03)	-
A12	-	-	-	-0,041(8) (-1,79)	-	-	-0,075(9) (-2,00)	-0,092(13) (-3,56)	-0,083(5) (-2,00)	-	-		-1,324(12) (-2,84)	-1,086(4) (-0,83)	-0,562(4) (-2,42)	-
A13	-	-	-	-0,070(9) (-3,32)	-0,116(3) (-2,15)	-	-0,094(3) (-4,15)	-0,155(3) (-10,89)	-0,102(4) (-4,53)	-0,422(3) (-3,77)	-	-0,100(9) (-2,38)		-0,685(7) (-4,70)	-	-
D1	-	-0,657(2) (-4,18)	-	-0,057(5) (-3,56)	-0,125(2) (-2,19)	-	-0,046(8) (-2,36)	0,058(7) (6,44)	-	0,266(1) (2,44)	-	-	-		-	-0,392(3) (-2,65)
D2	-	-	-	-	-	-	-0,084(5) (-2,54)	-0,052(14) (-3,39)	-	-0,446(10) (-2,22)	0,061(7) (2,34)	-	-0,793(11) (2,44)	-		-
D3	0,022(13) (2,42)	-	-0,071(5) (-5,05)	-	-	-	-	-	-	-	-	0,058(3) (2,67)	-	-	-	
Constante	0,584	0,334	0,728	0,569	0,318	0,846	0,436	1,193	0,908	0,102	0,360	0,655	-0,229	-0,455	1,363	0,737

* Valeur du t de Student entre parenthèses en dessous du coefficient et ordre d'entrée de la variable dans la régression entre parenthèses à droite du coefficient.

donné, elle croît avec le montant du revenu, effet facile à interpréter dans la mesure où l'on peut penser que ce revenu transite précisément par le compte-chèques et contribue donc tout normalement à le gonfler en valeur relative. Les deux autres cas sont plus intéressants : il s'agit des produits d'épargne-logement et des prêts hypothécaires et leur importance relative augmente également avec le revenu, *coeteris paribus*. L'explication n'est, là non plus, pas très difficile à trouver : dans les deux cas, il s'agit de produits d'épargne contractuelle : versements sur les plans ou comptes d'épargne-logement et remboursements d'emprunts hypothécaires sont très généralement réalisés à partir du revenu et il n'est donc pas surprenant qu'il y ait, toutes choses égales d'ailleurs, une liaison positive entre les stocks accumulés (ou empruntés) et les flux de revenus disponibles.

La variable *exploitant agricole* exerce une influence significative dans 8 modèles sur 16. Dans 4 cas sur 8, il s'agit d'une influence négative : ainsi, en ce qui concerne les résidences principale et secondaire, non seulement l'appartenance à la catégorie socio-professionnelle d'exploitant agricole réduit la probabilité d'en être propriétaire, mais, quand on en est propriétaire, elle a tendance à réduire la part de ces actifs dans le patrimoine total.

Dans les influences positives de l'appartenance à cette catégorie socio-professionnelle, il faut noter non seulement l'influence attendue sur la part des terres de culture et de l'exploitation agricole elle-même dans le patrimoine total, mais aussi celle sur la part du compte de chèques, alors que la probabilité de détention en était plutôt diminuée : il y a peut-être là la trace de l'activité professionnelle.

En ce qui concerne la variable *entrepreneur individuel non agricole*, elle est significative dans 7 cas sur 16 : comme pour les exploitants agricoles, elle réduit, toutes choses égales d'ailleurs, la part des résidences principale et secondaire dans le patrimoine total (elle réduisait déjà la probabilité de détention de ces biens, dans le premier type de modèle); elle augmente par contre non seulement la part des comptes-chèques (peut-être pour les mêmes raisons que dans le cas des exploitants agricoles), mais aussi celle des livrets d'épargne bancaire et, dans une moindre mesure, celle des produits d'épargne-logement.

L'appartenance à la catégorie des *inactifs* n'est évidemment pas sans lien avec l'âge, mais elle exerce tout de même une influence spécifique dans 7 cas sur 16; elle tend à accroître la part des bons et celle des valeurs mobilières (alors qu'elle avait plutôt tendance à réduire leur probabilité de détention (voir tableau 3) et à diminuer la part des produits d'épargne-logement et celle des résidences principale et secondaire.

Le *statut matrimonial* (marié) n'exerce ici une influence significative que dans 2 cas sur 16 : il augmente la part des comptes de chèques dans le patrimoine total (ceci pourrait être lié à l'importance des charges de famille); il augmente également la part de la résidence principale dans le patrimoine (il augmentait déjà la probabilité d'être propriétaire du logement principal).

En termes de parts d'actifs dans le patrimoine, l'influence de *l'âge* est sans doute moins perceptible qu'elle ne l'était dans l'estimation des probabilités de détention, mais certains effets apparaissent cependant assez nettement. L'appartenance à la classe des 35 à 49 ans accroît, par exemple, la part des dépôts à terme dans le patrimoine des détenteurs; de même la part des livrets d'épargne bancaires est accrue dans le patrimoine des ménages dont le chef a entre 50 et 64 ans. Mais la variable âge fournit des indications plus précises en ce qui concerne la demande de certains autres produits d'épargne; pour les livrets d'épargne CNE et CEP, alors que l'âge n'exerçait pas une influence bien nette sur la probabilité de détention (voir tableau 3), son influence est au contraire très précise en ce qui concerne la part de ces livrets dans le patrimoine total : par rapport aux deux classes d'âge les plus élevées, l'appartenance aux trois classes d'âge les plus jeunes réduit la part de ces livrets; mais cette réduction s'opère de façon particulièrement intéressante : tout en restant négatif, le coefficient de régression diminue régulièrement en valeur absolue quand on passe de la classe d'âge des 17 à 34 ans à celle des 50 à 64 ans et, dans le même temps, la valeur du *t* de Student diminue, passant de près de 9 à 2,34. Il y a donc là une influence *continue* de l'âge qui a pour effet d'accroître la part des livrets d'épargne dans le patrimoine à mesure que l'âge augmente.

On a un effet comparable, mais en sens inverse, en ce qui concerne la propriété du logement principal : sa part dans le patrimoine global a tendance à décroître avec les deux dernières classes d'âge et la décroissance est plus forte et plus significative dans la dernière tranche que dans l'avant-dernière.

Du côté des *passifs*, on notera également, pour les emprunts hypothécaires, l'influence positive exercée sur leur importance relative dans le patrimoine total par l'appartenance aux deux premières classes d'âge; mais, là encore, cette influence s'opère en dégradé : elle est plus forte et plus significative pour la première que pour la seconde classe d'âge.

L'influence de l'âge paraît donc bien saisie dans ce modèle de parts de patrimoine, de même que le modèle de probabilité saisissait très correctement cette influence sur la probabilité de détention des actifs ou passifs. Mais il faut ici prendre les mêmes précautions que pour le modèle de probabilité : il ne s'agit très vraisemblablement pas d'un effet « pur » de l'âge et les données que nous avons ne permettent malheureusement pas de distinguer entre effet pur de l'âge et ce qu'il est convenu d'appeler au sens large « effet de génération ».

**

Il reste à commenter, à partir du tableau 7, l'influence de la détention des différents actifs et passifs sur les parts conditionnelles des actifs dans le patrimoine et l'importance relative des dettes par rapport au patrimoine total. On abordera successivement l'influence de la détention de certains passifs sur l'importance relative des autres passifs dans le patrimoine, l'influence de la détention de certains actifs sur la part des autres actifs, enfin, l'influence de certains actifs sur l'importance relative de certains passifs et inversement.

1. *Les influences entre passifs* sont en fait réduites à leur plus simple expression; une seule relation est significative : celle qui semble diminuer l'importance relative de l'endettement de court terme par rapport au patrimoine total quand le ménage est, d'autre part, débiteur d'un emprunt hypothécaire. Plusieurs explications de cette relation sont possibles, depuis la contrainte passant par les revenus jusqu'aux comportements liés à l'âge (les 17 à 34 ans sont relativement plus endettés à court terme et moins endettés sur emprunts hypothécaires que les 35 à 49 ans).

2. *Les relations entre actifs* sont évidemment plus complexes et plus riches. Au départ, la présence des actifs codés en variables booléennes et autres que l'actif considéré dans la relation devait traduire le simple *effet mécanique* suivant : à patrimoine donné, plus le nombre d'actifs est grand et plus les parts des différents actifs sont modestes; la détention d'un actif doit donc, toutes choses égales d'ailleurs, réduire la part de l'autre actif considéré dans la relation et c'est bien en effet généralement ce qu'on observe : les signes des influences sont, dans leur très grande majorité, *négatifs*. Mais il y a d'abord la proportion assez forte des influences qui ne sont pas significatives et dont on peut se demander pourquoi elles ne le sont pas : raisons statistiques? relations particulières entre les deux actifs considérés?

Il y a aussi les relations qui sont significatives, mais *positives*; peu nombreuses (8 sur l'ensemble), elles paraissent orienter l'explication vers certaines relations de *complémentarité* : sur 8 coefficients significatifs, 6 concernent d'ailleurs la seule part des comptes de chèques dans le patrimoine total; celle-ci paraît s'accroître avec la présence dans le patrimoine de dépôts à terme, de bons, de valeurs mobilières, d'une résidence secondaire, d'un bien immobilier de rapport, de terrains à bâtir ou de terre de culture. Il n'y a rien là de très étonnant : la part relativement forte du compte de chèques dans ces cas-là pourrait bien s'expliquer par les diverses opérations techniques liées à la gestion de la plupart de ces biens.

On peut aussi se demander s'il n'est pas possible de repérer certaines relations de *substitution* entre actifs, qui se manifesteraient par des coefficients de régression *négatifs* assez élevés et particulièrement significatifs. Cette substitution irait bien au-delà du simple effet mécanique exercé par la présence d'un actif sur la part d'un autre actif. Par exemple, on peut trouver une première présomption concernant le fait que certains détenteurs utilisent leurs livrets d'épargne comme un compte de chèques dans les observations symétriques que, d'une part, la présence de livrets d'épargne réduit la part du compte de chèques dans le patrimoine et que, d'autre part, a contrario, la part des livrets d'épargne CNE et CEP est réduite par la présence d'un compte de chèques.

On constatera également, sans qu'on puisse bien sûr parler de relation technique de substitution, que la propriété du logement principal réduit, toutes choses égales d'ailleurs, la part des livrets

d'épargne CNE et CEP, cependant qu'elle accroît très substantiellement l'importance relative de l'endettement hypothécaire, ceci pouvant expliquer cela. Il s'agit là en l'occurrence de « choix de porte-feuilles » différents liés aux caractéristiques des fonctions d'utilité.

3. *Les relations entre actifs et passifs* sont évidemment d'un autre ordre. Il peut s'agir de relations positives : la présence de certains passifs est techniquement liée à celle de certains actifs : on constate, par exemple, que l'existence de l'endettement hypothécaire accroît normalement dans le patrimoine la part de la résidence principale et des biens immobiliers de rapport. La relation peut aussi être négative et apparaît comme une exclusion partielle de certains actifs par certains passifs; la présence de l'endettement hypothécaire réduit, par exemple, la part dans le patrimoine des livrets d'épargne bancaire, des produits d'épargne-logement, des dépôts à terme et des valeurs mobilières : c'est sans doute que la charge de remboursement absorbe une grande partie de l'épargne des ménages endettés.

**

Finalement, le modèle de parts conditionnelles de patrimoines met remarquablement en relief le rôle central joué par la *propriété du logement principal* dans la composition du patrimoine des ménages français. D'abord, cette propriété exerce une influence significative (positive ou négative) sur 12 des parts des 15 autres actifs ou passifs pour lesquels un modèle a été estimé : aucun autre actif n'exerce une influence aussi large. En outre, la proportion représentée par la résidence principale dans le patrimoine total est elle-même influencée de façon significative par 19 des 26 variables que comporte le modèle et, là encore, aucune part d'actif ou de passif n'est aussi largement influencée par l'ensemble des variables du modèle.

2.5. Comparaison des résultats obtenus pour les ménages français et les ménages canadiens

Bien que la démarche adoptée ici ait été très proche de celle qu'ont choisie King et Dicks-Mireaux [7], la comparaison de nos résultats avec ceux qu'ils ont obtenus sur les données canadiennes restera, par la force des choses, assez générale : leur nomenclature d'actifs est en effet très différente de la nôtre et ils ne retiennent qu'un seul passif. En outre, dans les variables retenues par les auteurs, figurent, dans les deux séries de modèles, le taux marginal d'imposition à l'impôt direct, le niveau d'éducation, le nombre d'enfants, les droits à la retraite provenant à la fois du secteur public (Social Security) et du secteur privé (Private Pension).

En ce qui concerne les modèles d'estimation des *probabilités de détention*, les valeurs des logarithmes du maximum de vraisemblance paraissent être tout à fait du même ordre de grandeur que celles que nous avons obtenues. Le patrimoine (saisi par King et Dicks-Mireaux comme étant le rapport du patrimoine au revenu *permanent*) a, comme chez nous, un effet uniformément positif sur la probabilité de détention des différents actifs. Le revenu (revenu permanent) ne paraît pas exercer une influence plus significative que dans nos résultats, mais cette influence paraît peut-être un peu plus souvent positive. La variable âge est prise en compte de façon assez fruste (codage en variable booléenne des ménages dont le chef a moins de 40 ans), mais exerce une influence assez souvent significative.

Pour prendre quelques exemples, on notera que, dans les deux études, la probabilité d'être propriétaire de son logement s'accroît avec le montant du patrimoine, décroît avec celui du revenu, est positivement influencée par le statut de personne mariée et négativement par l'appartenance aux classes d'âge jeunes. Dans les deux études, la probabilité de détenir des bons est augmentée par un patrimoine et un revenu élevés, par le statut de personne mariée et l'appartenance à une classe d'âge plutôt élevée. La relation concernant la détention de valeurs mobilières paraît bien aussi avoir la même allure dans les deux études.

En ce qui concerne les modèles de *parts d'actifs* dans les patrimoines, il n'est pas possible de comparer les performances globales puisque King et Dicks-Mireaux ne fournissent pas la valeur des coefficients de corrélation multiples.

L'influence du revenu sur les parts des différents actifs est plus souvent significative dans le cas des ménages canadiens que dans celui des ménages français : peut-être cela tient-il à la façon dont la variable est saisie dans l'étude de King et Dicks-Mireaux (calcul d'un revenu permanent). L'influence du patrimoine s'exerce dans le même sens dans les deux études : à un patrimoine élevé sont associées des parts plus faibles pour tous les actifs, sauf pour le Real Estate et Business Equity au Canada, et pour l'entreprise individuelle en France. Il semble donc bien qu'on ait là des relations assez proches les unes des autres.

On pourrait continuer la comparaison sur plusieurs autres points, notamment en ce qui concerne l'influence de la présence de tel ou tel actif sur la part d'un autre actif. Contentons-nous de souligner le caractère également central pour les ménages canadiens de la propriété du logement principal, tel qu'on peut le saisir dans le modèle. D'abord, comme dans l'étude concernant les ménages français, la propriété du logement principal réduit de façon très significative la part de *tous* les autres actifs détenus par les ménages; une influence aussi nette, on l'a dit, n'est le fait d'aucun actif autre que le logement principal. Ensuite, la relation concernant la part du logement principal dans le patrimoine est assez semblable dans les deux études : cette part est influencée positivement par le mariage, négativement par l'appartenance à la catégorie des exploitants agricoles ou des entrepreneurs individuels. Le statut d'inactif n'exerce d'influence dans aucune des deux relations. Enfin, la relation concernant les ménages canadiens, plus riche en ce qui concerne le nombre de variables explicatives retenues, fait ressortir une intéressante influence positive du nombre d'enfants de moins de 18 ans sur l'importance relative du logement principal dans le patrimoine des ménages qui en sont propriétaires.

CONCLUSION

Le modèle à deux obstacles appliqué à la détention des différents actifs présente, nous semble-t-il, un certain nombre d'avantages que nous voudrions souligner ici.

1. Ce modèle introduit une utile réflexion organisée en deux temps. D'abord sur les facteurs qui influencent la *probabilité* de détenir un actif ou un passif donné : le modèle est alors estimé sur l'ensemble de l'échantillon. Ce stade de réflexion est important quand on sait à quel point la simple détention des actifs et passifs (indépendamment de leurs montants) est susceptible de faire ressortir la spécificité des patrimoines [6]. Ensuite, la réflexion concerne les *proportions conditionnelles d'actifs* (ou de passifs) détenues dans les différents patrimoines : le modèle est alors estimé pour un actif (ou un passif) donné sur les seuls ménages concernés; il fait intervenir les mêmes variables explicatives que dans le premier modèle, mais l'on ajoute une série de variables booléennes pour tenir compte de la présence des autres actifs qui influence évidemment la part dans le patrimoine de l'actif considéré.

2. L'analyse multivariée qui est ainsi menée associe, de façon intéressante, variables quantitatives et variables qualitatives; en ce qui concerne le codage de ces dernières en variables booléennes, il paraît tout à fait satisfaisant. Certes, dans d'assez nombreux cas, les résultats obtenus ne font que confirmer certains résultats antérieurs acquis par des méthodes plus rustiques; mais au moins il les fondent sur des bases plus solides en introduisant une expérience « toutes choses égales d'ailleurs ». Ainsi, par exemple, l'influence du revenu sur la détention de tel ou tel actif ou passif est-elle saisie indépendamment de celle du patrimoine et inversement. De même, l'appartenance aux différentes classes d'âge ou à certaines catégories socio-professionnelles voit-elle son influence saisie à patrimoine et à revenu donnés, ce qui est naturellement très différent d'un simple tri par classe d'âge ou catégorie socio-professionnelle. On notera en particulier la façon très satisfaisante avec laquelle est saisie l'influence de l'âge à la fois sur les probabilités de détention et sur les parts d'actifs ou de passifs.

3. Un certain nombre de variables qui ont donné des résultats assez intéressants pour les ménages français : il s'agit, par exemple, du taux marginal d'imposition à l'impôt sur le revenu, du nombre d'enfants, du niveau d'éducation reçu par le chef de ménage. A la place du revenu déclaré, on pourrait aussi peut-être introduire pour les ménages français la notion de revenu permanent qui est utilisée pour les ménages canadiens, encore que l'on puisse sans doute légitimement s'interroger sur le concept le plus pertinent dans le cadre de ce modèle à double obstacle.

4. Les données utilisées ici sont les données transversales. Il est clair que les effets du cycle de vie (effets purs de l'âge) seraient mieux saisis à partir de données micro-économiques longitudinales. A notre connaissance, de telles données concernant les patrimoines des ménages sont encore malheureusement très rares.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] ATKINSON A.B., GOMULKA J. et STERN N.H. — *Household Expenditure on Tobacco 1970-1980 : Evidence from the Family Expenditure Survey*, SSRC Programme on Taxation, Incentives and the Distribution of Income, First Draft, mars 1983, document ronéoté, 47 p.
- [2] BABEAU A. — L'évolution du rapport patrimoine/revenu au cours des cycles de vie : une comparaison France-Canada, *Consommation, Revue de Socio-économie*, n° 2, 1982, p. 2 à 23.
- [3] BOURGUIGNON F. et SABATIER-LABEYRIE B. — *Le programme Qualit*, Laboratoire d'économie politique de l'École Normale Supérieure, document n° 69, avril 1983, document ronéoté, 36 p.
- [4] CRAGG J.G. — Some Statistical Models for Limited Dependant Variables with Applications to the Demand for Durable Goods, *Econometrica*, septembre 1971, p. 829 à 844.
- [5] CREP. — *Les caractéristiques des patrimoines des ménages français en 1980*, exemplaire ronéoté, novembre 1981, 325 p.
- [6] CREP. — *Une typologie des patrimoines*, exemplaire ronéoté, avril 1982, 111 p.
- [7] DICKS-MIREAUX L. et KING M. A. — *Portfolio Composition and Pension Wealth : an Econometric Study*, NBER, Working Paper n° 903, juin 1982, document ronéoté, 31 p. plus annexes.
- [7bis] KING M. et LEAPE J. — *Wealth, Taxes and Portfolio Composition : an Econometric Study*, International Seminar, Life Cycle Theory, Paris, juin 1986, ronéoté, 42 pages.
- [8] KING M.A. — *The structure of Discrete and Continuous Choices : Modelling Asset Demands*, University of Birmingham, juillet 1982, version préliminaire, 12 p.
- [9] MADDALA G.S. — *Econometrics*, International Student Edition 19.
- [10] TOBIN J. — Estimation of Relationship for limited Dependent Variables, *Econometrica*, janvier 1958, p. 24 à 36.
- [11] SCHORROCKS A. — The Portfolio Composition of Asset Holdings in the United Kingdom, *The Economic Journal*, 92, juin 1982, p. 268-284.