

12 Novembre 1997

N° 9716

**COMPOSITION DES PORTEFEUILLES
DES MENAGES : UNE ANALYSE
SCORES SUR DONNEES FRANCAISES**

**C. GOURIEROUX¹, A. TIOMO²
et A. TROGNON³**

Le deuxième auteur remercie tous les participants aux Vèmes journées des Jeunes Economètres pour leurs remarques et commentaires.

¹ CREST et CEPREMAP

² CREST et Université de Paris IX Dauphine

³ ENSAE

Composition des portefeuilles des ménages

Résumé

Ce papier concerne les effets des caractéristiques individuelles comme le revenu, le patrimoine et des variables démographiques et socio-économiques sur la composition du portefeuille des ménages, et s'appuie sur des données concernant 9 530 ménages français. Nous nous intéressons à divers aspects du choix de portefeuille. Le premier est le niveau de diversification, c'est-à-dire le nombre d'actifs différents détenus. Les autres portent sur la modélisation de la probabilité de détenir ou non un actif, et sur le système de demande conditionnel à la décision d'en détenir. Nous développons une démarche descriptive afin de déterminer un ensemble réduit de fonctions scores suffisant pour prévoir ces divers choix au niveau individuel.

Mots clés: Structure de portefeuille, modèle logit, choix discrets, scores, analyse factorielle.

Households Portfolio Allocations

Abstract

This paper focuses on the effects of individual characteristics such as income, wealth and others socioeconomic and demographic variables on the portfolio composition of households, using detailed micro data on 9,530 French households. We are especially interested in three features of the portfolio choice, i.e. the diversification level, defined as the number of different types of financial assets which are held, the modelling for the probability of owning particular combinations of assets, and for the asset demand conditional upon ownership. We develop a general to specific approach to determine a reduced set of scoring functions sufficient to predict these different choices at the individual level.

Keywords: Portfolio Allocation, Logit Model, Discrete Choice, Scoring, Factor analysis.

Classification JEL: C25, G11.

1 Introduction

Dans une théorie classique de choix de portefeuille, le ménage choisit la composition de ce dernier de façon à maximiser l'utilité anticipée de sa richesse future. Un portefeuille optimal suppose de réaliser un certain équilibre entre le risque et la rentabilité anticipée, qui dépend évidemment du degré d'aversion pour le risque. Une des conséquences de cette théorie est que tout portefeuille optimal est nécessairement diversifié, et dans un contexte de type moyenne-variance avec des comportements myopes, ce dernier doit être proportionnel au portefeuille de marché [Markowitz 1990].

En contradiction avec cette théorie, les études empiriques montrent que les portefeuilles individuels sont peu diversifiés, c'est-à-dire qu'un grand nombre d'actifs financiers n'est détenu que par une proportion faible de ménages [cf Shorrocks (1982), King & Leape (1984), Arrondel & Masson (1990), Haliassos & Bertaut (1992), Browning & Lusardi (1995), Arrondel (1996)].

Plusieurs arguments peuvent être avancés pour justifier cette absence de diversification.

1. L'impossibilité pour les ménages de faire des ventes à découvert [Paxson (1990)];
2. Les coûts de gestion et taxes élevés ; il est en effet plus coûteux d'investir de petites quantités sur certains actifs et l'on perdrait rapidement les bénéfices de la diversification [Agell & Edin (1990)];
3. Les coûts de transaction qui diminuent les fréquences de modification de la structure du portefeuille, et impliquent d'accroître plutôt les montants d'actifs déjà détenus [Brennan (1975), Goldsmith (1976), Dumas & Luciano (1991), Hess (1991), Tiomo & Trognon (1997)];
4. L'absence de liquidité de certains actifs financiers [Japelli & Pagano (1988), Guiso, Japelli & Terlitzese (1996)];

5. Certains effets indirects de l'incertitude, incluant l'existence du risque non assurable, l'épargne de précaution [Kimball (1990), Guiso & Japelli (1994), Koo (1991), Carroll & Samwick (1995), Dominitz (1996)].

Cependant, il est tout à fait possible de proposer des extensions de la théorie standard de gestion de portefeuille, prenant en compte ces différentes contraintes pour dériver et estimer un modèle structurel. Par exemple l'interdiction de détenir des quantités négatives a été considérée par Markowitz (1992), et une modélisation économétrique est développée dans Fougère et alü (1997). De même, la prise en compte de la non liquidité de certains actifs a été considérée par Gouriéroux-Jouneau (1996).

L'approche suivie dans cette étude est plutôt descriptive pour rendre compte des effets des caractéristiques individuelles sur l'allocation d'actifs. Nous retiendrons de la théorie que le ménage fait face à différentes décisions jointes ou séquentielles du type :

- Quels actifs introduire dans son portefeuille?
- Si un actif est acquis, quelle quantité de la richesse y consacrer?

Il existe une importante littérature empirique sur les choix d'actifs financiers. Par exemple l'effet de richesse sur la demande de monnaie a été analysé par Hamburger (1968), Spitzer (1977), Bordes (1988). La demande de valeurs immobilières par Bertaut (1992), et la demande actif par actif par Arrondel (1996). Cependant, ces études n'analysent que la décision de détenir une quantité positive d'un actif financier donné, sans prendre en compte les quantités investies sur d'autres actifs financiers.

Un modèle statistique qui étudie ce type de décisions jointes est alors nécessaire, afin de mieux comprendre les effets de substitution, les coûts fixes croisés de certains actifs financiers, l'aspect risques multiples, ou le fait que l'expérience de l'investisseur modifie son comportement (hasard moral).

Nous partons d'une approche générale pour déduire des fonctions scores

suffisantes pour prédire les différentes allocations de portefeuille. Cette méthodologie est systématiquement testée sur données françaises.

Le paragraphe deux introduit des formulations de type logit multinomial pour décrire le choix du niveau de diversification, le type d'actifs sélectionnés conditionnellement au niveau de diversification, et une formulation log-linéaire pour décrire les quantités demandées conditionnellement à l'ensemble des actifs sélectionnés. Les mêmes variables explicatives sont utilisées dans les différents modèles, ce qui permet d'identifier les fonctions scores comme des combinaisons linéaires des variables exogènes initiales.

Dans le troisième paragraphe, nous appliquons une méthode de décomposition en valeurs singulières pour déterminer un sous-ensemble des fonctions scores qui résume la quasi-totalité de l'information.

Dans le dernier paragraphe, nous estimons ces différents modèles contraints à ne dépendre que des quelques scores sélectionnés dans l'étape précédente.

2 Ecriture du modèle.

Le modèle est écrit de façon à faciliter les estimations, tout en distinguant le niveau de diversification, les actifs sélectionnés, et les quantités investies. C'est seulement une écriture commode sous forme réduite qui n'implique aucune idée structurelle sur le comportement du ménage. Elle ne signifie pas que le ménage choisisse d'abord son niveau de diversification, puis les actifs et enfin les quantités affectées.

i) Le niveau de diversification est le nombre $j = 0, \dots, J$ d'actifs introduits dans le portefeuille, où J est le nombre total d'actifs disponibles sur le marché. Nous désignons par $P_{j,h}$, la probabilité marginale de sélection du niveau j pour un ménage h .

ii) Le sous-ensemble d'actifs choisis est noté K , et appartient à l'ensemble K_j des C_j^j portefeuilles admissibles au niveau de diversification j . La pro-

babilité de choix de K conditionnellement au niveau de diversification j est $\Pi_{K|j,h}$, $K \in K_j$.

iii) Nous complétons le modèle en considérant la distribution de la demande des différents actifs de K conditionnellement au choix de (j, K) .

Les spécifications des probabilités marginales $P_{j,h}$, conditionnelle $\Pi_{K|j,h}$ et de la fonction de densité associée aux quantités demandées sont alors standards.

Nous considérons des formulations multinomiales logit [Cf. McFadden (1973), Maddala (1983), Gouriéroux (1989)] pour les probabilités de sélection :

$$P_{j,h}(\beta) = \frac{\exp(\beta'_j X_h)}{\sum_{j=0}^J \exp(\beta'_j X_h)}, \quad j = 0, \dots, J, \quad (2.1)$$

$$\Pi_{K|j,h}(\alpha) = \frac{\exp(\alpha'_K X_h)}{\sum_{K \in K_j} \exp(\alpha'_K X_h)}, \quad K \in K_j. \quad (2.2)$$

où X_h désigne le vecteur des caractéristiques du ménage h ; nous introduisons les contraintes d'identification suivantes : $\beta_0 = 0$, $\alpha_{0,K} = 0$, $\forall K$.

Nous supposons, pour terminer, que les fonctions de demande ont des spécifications log-normales :

$$\log Q_{k,h} = \gamma'_{k,j} X_h + \epsilon_{k,j,h}, \quad k \in K. \quad (2.3)$$

où conditionnellement à (j, K) , les termes d'erreurs sont indépendants, normalement distribués $\mathcal{N}(0, \sigma_{k,j}^2)$. Nous désignons par $f_h(q; \gamma_{k,j}, \sigma_{k,j}^2)$ la fonction de densité de $Q_{k,h}$.

Il est alors possible d'expliciter la fonction de log-vraisemblance. En désignant par $y_{j,h}$ la fonction indicatrice du niveau de diversification j par le ménage h , et par $z_{K,h}$ celle du sous-ensemble K , nous avons :

$$\begin{aligned}
\log L(\alpha, \beta, \gamma, \sigma^2) = & \sum_{h=1}^H \sum_{j=1}^J y_{j,h} \log P_{j,h}(\beta) \\
& + \sum_{h=1}^H \sum_{j=1}^J \sum_{K \in K_j} y_{j,h} z_{K,h} \log \Pi_{K/j,h}(\alpha) \\
& + \sum_{h=1}^H \sum_{j=1}^J \sum_{K \in K_j} \sum_{k \in K} y_{j,h} z_{K,h} \log f_h(Q_{k,h}; \gamma_{k,j}, \sigma_{k,j}^2).
\end{aligned} \tag{2.4}$$

$$\text{ou encore : } \log L(\alpha, \beta, \gamma, \sigma^2) = L_1(\beta) + L_2(\alpha) + \sum_j \sum_k L_3(\gamma_{k,j}, \sigma_{k,j}^2),$$

On peut donc faire des estimations séparées des différents paramètres du modèle. Il est important à ce niveau de faire des estimations non contraintes, c'est-à-dire d'éviter d'introduire des idées a priori, notamment une relation entre α et β , qui induirait une sorte de décision jointe sur ces deux niveaux, ou des relations entre les paramètres β_j , $j = 0, \dots, J$. Notre approche de la diversification diffère de celle retenue par King & Leape (1987), et Arrondel & Masson (1996), où un modèle structurel de type Poisson est considéré, alors qu'une interprétation en terme de variables de Poisson ne s'applique pas à la théorie du portefeuille.

3 Applications.

3.1 Description des données

Les données sont issues de l'enquête "Actifs financiers Insee 1992" réalisée par l'Insee du 15 Novembre 1991 au 29 Février 1992 auprès de 13 500 ménages, 9530 ayant répondu. Cette source statistique riche renseigne sur les caractéristiques des ménages, notamment leurs ressources (revenus divers et patrimoine), la diffusion ou le montant des divers types de placements (incluant les différentes catégories de passif et les biens professionnels) au sein des ménages français. Elle fournit par ailleurs les caractéristiques socio-économiques de chaque ménage, de même que ses caractéristiques socio-démographiques. Après avoir éliminé les agriculteurs et les indépendants, 7815 observations restent exploitables.

L'exclusion des indépendants et agriculteurs est motivée par le fait que l'enquête ne nous permet pas de distinguer entre leurs actifs professionnels et particuliers.

Il existe dans l'enquête un peu plus de 25 actifs ou types d'actifs financiers distingués. Pour des besoins d'estimation, ces derniers ont été regroupés en quatre catégories principales :

1. **Les livrets d'épargne (LIV) :** Livrets A, B, Bleu, Supplémentaires, Codevi, Livret d'Epargne Populaire, Compte sur Livret (Livret d'Epargne à la banque).
2. **L'épargne orientée (EPL) :** Plan d'Epargne Logement, Compte d'Epargne Logement;
3. **Les valeurs mobilières (VMB) :** Actions, Obligations, Sicav-Fcp, Parts de SCPI.
4. **L'Assurance-vie (ASS) :** Assurance-vie, mixte, Epargne retraite.

Notons cependant que cette classification ne s'appuie pas directement sur les caractéristiques financières des différents actifs (rentabilité anticipée, niveau de volatilité, de liquidité), et certains groupes ne sont pas homogènes par rapport à ces caractéristiques [par exemple les actions et les obligations n'ont pas la même rentabilité ex-post et le même niveau de risque]. L'assurance-vie a bénéficié jusqu'à la date de l'enquête d'un système de taxation beaucoup plus favorable que les autres fonds de pension; de ce fait, elle était plutôt un concurrent des actions que des fonds de pension. Nous avons cependant voulu rester cohérents avec le découpage de l'enquête.

Deux catégories de variables explicatives sont considérées ici :

- des variables continues telles que la constante, l'âge (AGE) introduit sous forme quadratique⁴, le revenu (REV), ou encore le patrimoine du ménage (PAT);

- des variables qualitatives:

SEXE = 1, si le chef de ménage est une femme,
 FAM = 1, si le ménage compte au plus trois personnes,
 MAR = 1, si le chef de famille est marié,
 ACAD = 1, si le chef de ménage a fait des études supérieures,
 RETR = 1, si le chef de famille est retraité,
 AGGLO = 1, si le ménage habite une agglomération de moins de 100 000 habitants,
 PROPR = 1, si le ménage est propriétaire,

Parmi ces variables explicatives, le patrimoine devrait apparaître comme endogène; mais nous l'avons introduit comme exogène pour diverses raisons.

- Dans une formulation fondée sur des fonctions d'utilité, à aversion absolue pour le risque non constante, il existe des effets de richesse.

- On peut aussi voir cette introduction comme une façon indirecte de tenir

4. le carré de l'âge sera noté par AGE2

compte de l'aversion vis à vis du risque.

De même, le patrimoine permet de réaliser des économies d'échelle sur les coûts d'information et de gestion.

- Il existe aussi des effets de seuil, pour l'obtention de crédits ou pour l'acquisition de certaines actions [une action Nestlé coûte 100 000 FF environ).

Le revenu disponible est introduit pour des raisons similaires. Des revenus d'activité élevés permettent de réduire les contraintes de vente à découvert, d'entrer dans un schéma d'épargne à versements réguliers.

Nous n'avons pas introduit d'effets croisés entre ces variables explicatives, même si l'on sait que certaines interactions, telles que Age * Retraité, Age*Fam, Agglo*Propr, devraient améliorer de façon significative le pouvoir prédictif.

La recherche des effets croisés doit en effet être considérée dans une deuxième étape, après avoir déterminé l'ensemble des fonctions scores importantes à partir des effets marginaux, et après avoir vérifié si ces effets marginaux sont de forme additive ou multiplicative [Cf Gouriéroux (1996) pour une discussion sur des procédures automatiques pour répondre à ce type de questions]. Par ailleurs, il est important de considérer des effets croisés d'ordre élevé, i.e. entre 4, 5, 6 variables. Mais la connaissance de ces effets d'ordre élevé est du domaine de la concurrence entre banques et compagnies d'assurance, et soumise à une confidentialité de leur part. Enfin, certains effets croisés multiplicatifs ou d'ordre supérieur sont pris en compte dans le conditionnement comme nous l'avons indiqué au chapitre précédent; par exemple la probabilité marginale de sélection d'un sous ensemble d'actifs, soit $P_{j,h}(\beta)\Pi_{K|j,h}(\alpha)$, devrait être considérée sous la forme multinomiale logit sur les sous-ensembles, mais avec un score qui serait une fonction non-linéaire des scores de base $\beta'_j X$, $\alpha'_K X$.

Le tableau 1 donne quelques informations descriptives sur la composi-

tion du portefeuille. On peut remarquer sans surprise aucune que le livret d'épargne est l'actif dominant, alors qu'une faible proportion de portefeuilles inclut les valeurs mobilières. Le taux de détention croît en moyenne avec le patrimoine. L'effet marginal de la richesse sur les livrets d'épargne reste faible (il y a rapidement saturation), alors que son effet est important pour les valeurs mobilières. Il faut aussi noter que la relation entre l'épargne orientée et le niveau de richesse n'est pas monotone. Ce type de placement est intéressant pour les ménages qui ne sont pas encore propriétaires de leur résidence principale, et la proportion des ménages concernés décroît fortement avec la richesse.

Tableau 1 : Taux de détention suivant le patrimoine
(en milliers de francs).

<i>Catégorie d'actifs</i>	<i>Patrimoine</i>				
	< 100	100 – 500	500 – 1000	> 1000	Total
Livrets d'Epargne	73.0	89.4	92.2	86.4	76.0
Epargne Orientée	26.8	50.2	55.4	53.5	44.0
Valeurs Mobilières	09.8	64.0	86.6	92.3	20.2
Assurance-vie	26.3	68.5	84.5	90.9	34.2

Ce tableau ne donne cependant aucune information concernant la structure des portefeuilles sélectionnés par les ménages. Le tableau 2 ci-dessous donne les différents taux de détention, en distinguant aussi bien le niveau de diversification que le type d'actifs introduits dans le portefeuille. Il montre que seuls 8% des ménages détiennent un portefeuille complet et que le livret d'épargne reste l'actif le plus populaire, avec 79 % de taux de détention au

niveau de diversification 1.

Au deuxième niveau de diversification, la combinaison la plus détenue comporte le livret d'épargne et l'épargne orientée avec un taux de 48 %.

Tableau 2 : Taux de détention suivant le niveau de diversification.

<i>Niveau de Diversification</i>	<i>Fréquence</i>	<i>Taux de détention</i>	<i>Combinaison d'actifs</i>	<i>Détention conditionnelle</i>
Aucun actif	938	12.0%		100.0
Un actif	2737	35.0%	LIV	78.8
			EPL	11.9
			ASS	7.3
			VMB	2.0
				100.0
Deux actifs	2143	27.4%	LIV & EPL	48.1
			LIV & ASS	28.2
			LIV & VMB	10.4
			EPL & ASS	8.9
			EPL & VMB	2.9
			VMB & ASS	1.4
				100.0
Trois actifs	1384	17.7%	LIV & EPL & ASS	57.2
			LIV & EPL & VMB	25.2
			LIV & VMB & ASS	12.4
			EPL & VMB & ASS	5.2
				100.0
Quatre actifs	613	7.9%		100.0

3.2 Choix du niveau de diversification

Nous avons considéré une formulation de type logit multinomial avec cinq alternatives correspondant aux différents niveaux de diversification. Afin de prendre en compte les effets de cycle de vie, nous avons introduit l'âge du chef

de ménage sous une forme quadratique. De même, les contraintes de liquidités ou de non vente à découvert sont prises en compte, du moins partiellement, en introduisant le revenu disponible du ménage parmi les exogènes.

Le tableau 3 présente les résultats des estimations, les écarts-types étant donnés entre parenthèses.

Tableau 3 : Choix du niveau de diversification.

<i>Exogènes</i>	<i>Alternative 1 (un actif)</i>	<i>Alternative 2 (deux actifs)</i>	<i>Alternative 3 (trois actifs)</i>	<i>Alternative 4 (quatre actifs)</i>
Constante	9.94* (3.11)	-11.42* (3.46)	-34.58* (4.07)	-67.94* (5.9)
AGE	-0.28◊ (0.14)	0.25● (0.15)	0.87* (0.18)	1.39* (0.25)
AGE2 10 ⁻²	0.19 (0.15)	-0.36◊ (0.17)	-0.98* (0.19)	-1.46* (0.26)
REV 10 ⁻⁵	0.91 (0.62)	1.62◊ (0.64)	3.7* (0.67)	5.74* (0.74)
PAT 10 ⁻⁵	4.2* (0.33)	5.28* (3.29)	5.55* (3.3)	5.92* (3.3)
Sexe	1.96◊ (0.84)	2.68* (0.9)	0.41 (1.00)	-2.11● (1.28)
FAM	0.17 (1.03)	0.24 (1.1)	0.85 (1.22)	1.67 (1.59)
MAR	0.6 (0.94)	3.24* (1.01)	2.47◊ (1.13)	0.17 (1.49)
ACAD	-2.22◊ (1.07)	-0.15 (1.13)	0.6 (1.24)	3.27◊ (1.53)
RETR	2.39 (1.61)	1.42 (1.73)	1.95 (1.9)	2.42 (2.31)
AGGLO	0.74 (0.86)	0.51 (0.93)	0.04 (1.03)	2.11● (1.31)
PROPR	0.92 (1.02)	2.3◊ (1.08)	4.28* (1.17)	9.02* (1.51)

Log-vraisemblance = -8995.636

- * = significativité au seuil de 1% (test de student),
- ◇ = significativité au seuil de 5% (test de student),
- = significativité au seuil de 10% (test de student).

En se référant au tableau 3, l'accroissement d'une unité du revenu d'activité augmente la multidétention, car le coefficient du revenu pour plusieurs actifs est supérieur au coefficient obtenu dans le cas d'un seul actif.

Les effets quadratiques de l'âge sont significatifs pour toutes les alternatives avec des valeurs maximales données par :

<i>un actif</i>	<i>deux actifs</i>	<i>trois actifs</i>	<i>quatre actifs</i>
$\frac{100 \times 0.28}{2 \times 0.19} \#75$	$\frac{100 \times 0.24}{2 \times 0.35} \#34$	$\frac{100 \times 0.86}{2 \times 0.98} \#45$	$\frac{100 \times 1.39}{2 \times 1.45} \#48$

L'effet de l'âge peut être considéré comme décroissant pour la détention d'un seul actif, et on obtient des effets en cloche dans les autres cas. Dans une interprétation de type cycle de vie, le ménage introduit d'abord un actif, puis deux, trois, quatre actifs dans son portefeuille, avec l'augmentation de son revenu et de son patrimoine jusqu'à 60 ans. Il semble aussi exister une préférence à investir seulement sur les actifs non risqués lorsqu'on approche de la retraite, mais ceci est aussi dû à certains investissements qui arrivent à échéance vers ces âges, notamment les fonds de pension.

Le patrimoine du ménage a un effet positif significatif sur la probabilité de détention d'actifs. Ce résultat est compatible avec l'idée que le niveau de diversification des investisseurs croît avec la richesse en présence de coûts de transaction [Leape (1987), Tiomo & Trognon (1997)].

Enfin, on peut noter la croissance attendue entre le nombre d'actifs détenus et certaines variables explicatives telles que le niveau d'éducation du

chef de ménage (plus on est instruit, plus on comprend les mécanismes de marché dans le cas de la gestion des produits complexes), le fait d'être propriétaire, ou encore la taille de la famille (le besoin de sécurité et de stabilité augmente la détention d'assurance-vie entre autres).

3.3 Choix conditionnels d'actifs

Nous estimons maintenant la probabilité de détenir un portefeuille spécifique à chaque niveau de diversification. Les résultats de ces estimations sont donnés dans les tableaux 4 A à 4 C ci-dessous.

Tableau 4A : Estimation au niveau de diversification 1: un actif détenu.
(Référence = détention LIV seul)

Exogènes	Alternative 1 (EPL seule)	Alternative 2 (VMB seule)	Alternative 3 (ASS seule)
Constante	-48.92* (5.8)	-55.85* (11.62)	-59.41* (7.27)
AGE	1.24* (0.28)	0.29 (0.52)	1.57* (0.34)
AGE2 10^{-2}	-1.5* (0.33)	-0.26 (0.56)	-1.75* (0.37)
REV 10^{-5}	2.42* (0.77)	3.65◊ (1.43)	2.01◊ (1.02)
PAT 10^{-5}	6.46* (1.25)	9.79* (1.46)	7.27* (1.28)
Sexe	-1.55 (1.3)	-4.51 (2.99)	-1.88 (1.62)
FAM	3.17◊ (1.55)	4.51 (3.93)	-1.39 (1.91)
MAR	3.28◊ (1.45)	3.62 (3.3)	4.09◊ (1.91)
ACAD	2.8● (1.56)	10.04* (3.42)	-1.34 (2.2)
RETR	-3.5 (2.81)	-2.89 (5.73)	3.09 (2.95)
AGGLO	0.17 (1.34)	-5.95● (3.21)	-1.37 (1.68)
PROPR	-0.04 (1.53)	-0.32 (3.45)	1.26 (1.83)

Log-vraisemblance = -1608.185.

Tableau 4B : Estimation au niveau de diversification 2: deux actifs détenus.
(Référence = détention LIV + EPL)

Exogènes	Alternative 1 (LIV+VMB)	Alternative 2 (EPL+VMB)	Alternative 3 (LIV+ASS)	Alternative 4 (EPL+ASS)	Alternative 5 (VMB+ASS)
Constante	-24.13* (6.83)	-48.03* (13.14)	-24.17* (4.94)	-46.17* (8.6)	-85.62* (19.98)
AGE	-0.01 (0.29)	0.65 (0.6)	0.86* (0.21)	1.29* (0.4)	1.92◊ (0.84)
AGE2 10 ⁻²	0.23 (0.29)	-0.64 (0.67)	-0.58* (0.22)	-1.29* (0.45)	-1.64◊ (0.85)
REV 10 ⁻⁵	0.56 (1.05)	1.44 (1.47)	-0.83 (0.82)	2.24◊ (1.01)	3.36● (1.82)
PAT 10 ⁻⁵	1.84* (0.69)	3.66* (0.93)	-1.48◊ (0.72)	0.72 (0.85)	3.62* (1.06)
Sexe	-0.34 (1.67)	-2.68 (2.82)	-2.12● (1.15)	-2.47 (1.71)	-2.01 (3.79)
FAM	-0.2 (2.2)	2.77 (3.6)	-3.44◊ (1.4)	-1.83 (1.97)	-1.67 (4.86)
MAR	-1 (1.91)	-4.2 (3.22)	-0.7 (1.36)	0.32 (2.12)	-5.91 (4.46)
ACAD	2.25 (2.00)	7.27◊ (3.11)	-4.76* (1.49)	-3.56● (2.08)	2.37 (4.38)
RETR	4.98● (2.88)	-3.38 (6.03)	0.66 (2.11)	-0.99 (3.62)	2.55 (6.37)
AGGLO	-2.81● (1.68)	-1.07 (2.88)	0.32 (1.17)	0.12 (1.75)	-4.99 (3.91)
PROPR	1.8 (1.82)	-0.13 (3.25)	0.79 (1.26)	0.57 (1.9)	0.25 (4.14)

Log-vraisemblance = -2381.58.

Tableau 4C : Estimation au niveau de diversification 3: trois actifs détenus.
(Référence = détention LIV+EPL+VMB)

Exogènes	Alternative 1 (LIV+EPL+ASS)	Alternative 2 (LIV+VMB+ASS)	Alternative 3 (EPL+VMB+ASS)
Constante	4.74 (6.98)	-40.5* (11.58)	-33.27◊ (15.04)
AGE	0.43 (0.3)	0.74● (0.45)	0.56 (0.66)
AGE2 10 ⁻²	-0.51● (0.32)	-0.38 (0.41)	-0.78 (0.71)
REV 10 ⁻⁵	-0.11 (0.75)	1.01 (0.99)	1.8 (1.2)
PAT 10 ⁻⁵	-3.09* (0.58)	0.82 (0.6)	0.39 (0.87)
Sexe	1.58 (1.45)	-0.01 (2.15)	-5.68● (3.03)
FAM	-0.11 (1.82)	-3.47 (2.89)	-2.76 (3.43)
MAR	1.77 (1.67)	0.96 (2.46)	2.56 (3.59)
ACAD	-7.82* (1.64)	-1.57 (2.42)	2 (3.27)
RETR	-0.89 (2.76)	1.89 (3.49)	5.41 (5.6)
AGGLO	3.58◊ (1.49)	2.38 (2.15)	3.51 (2.96)
PROPR	-2.72● (1.64)	5.39◊ (2.53)	5.57● (3.46)

Log-vraisemblance = -1179.27.

La majorité des variables explicatives restent significatives. On peut observer certaines variables discriminantes, telle l'agglomération de résidence qui permet d'isoler les ménages détenant les valeurs mobilières à tous les niveaux de diversification. Le coefficient associé à cette variable est négatif quand le portefeuille inclut les valeurs mobilières, alors qu'il est positif en l'absence de celles-ci (Cf niveau de diversification 2). Ce phénomène est vraisemblablement une conséquence des informations et des stratégies de marketing plus développées dans les grandes agglomérations.

Lorsqu'un ménage est propriétaire de sa résidence principale, on observe une tendance à l'abandon de l'épargne orientée. Les ménages mariés avec enfants semblent privilégier les produits les moins risqués comme l'épargne liquide et l'épargne orientée. Il est cependant important de bien interpréter certains effets multiplicatifs. Par exemple si nous considérons les effets de l'âge sur la détention de l'assurance-vie, nous nous intéressons aux détentions marginales :

$$p_h(Age) = \sum_{j=1}^J P_{j,h}(Age) \sum_{K \in \tilde{K}_j} \Pi_{K/j,h}(Age),$$

où $\tilde{K}_j$ est l'ensemble des combinaisons de j actifs incluant l'assurance-vie. Il vient alors :

$$\begin{aligned} \frac{\partial p_h(Age)}{\partial(Age)} = & \sum_{j=1}^J \frac{\partial P_{j,h}(Age)}{\partial(Age)} \sum_{K \in \tilde{K}_j} \Pi_{K/j,h}(Age) \\ & + \sum_{j=1}^J P_{j,h}(Age) \sum_{K \in \tilde{K}_j} \frac{\partial \Pi_{K/j,h}(Age)}{\partial(Age)}. \end{aligned}$$

L'effet multiplicatif de l'âge est très complexe à cause des effets simultanés de l'âge sur les diverses structures. En particulier la fonction p_h n'a pas forcément la forme en cloche (avec un maximum vers la retraite) comme habituellement supposé a priori.

3.4 Les fonctions de demande

Dans les paragraphes précédents, nous avons analysé les effets des caractéristiques des ménages sur le niveau de diversification et la détention d'une combinaison particulière d'actifs. Nous nous intéressons dans ce qui suit à l'estimation des différentes équations de demande. Ces équations modélisent le choix continu des montants à détenir sur chaque actif, conditionnellement à la détention. Dans la première étape, nous expliquons le logarithme du montant total investi à chaque niveau de diversification. Les résultats de ces estimations sont donnés dans le tableau 5 ci-dessous.

Tableau 5: Montant total détenu à chaque niveau de diversification.

Exogènes	niveau 1	niveau 2	niveau 3	niveau 4
Constante	7.36* (0.36)	8.81* (0.34)	9.38* (0.33)	9.71* (0.39)
AGE	-0.005 (0.01)	0.014 (0.012)	0.022● (0.01)	0.063* (0.02)
AGE2 10 ⁻²	0.03● (0.02)	0.003 (0.013)	0.007 (0.02)	-0.046* (0.02)
Log REV	0.006 (0.02)	-0.002 (0.016)	0.01 (0.02)	0.02 (0.01)
Sexe	-0.02 (0.09)	-0.06 (0.07)	-0.02 (0.06)	-0.09 (0.07)
Fam	-0.09 (0.11)	0.25* (0.09)	0.13● (0.07)	0.09 (0.08)
Mar	0.14 (0.10)	0.28* (0.08)	0.20○ (0.07)	0.06 (0.08)
Acad	0.59* (0.12)	0.35* (0.08)	0.46 * (0.06)	0.32* (0.07)
Retr	0.24 (0.17)	0.19 (0.13)	-0.14 (0.11)	0.04 (0.12)
Agglo	0.13 (0.09)	-0.069 (0.07)	-0.10 (0.06)	-0.07 (0.07)
Propr	0.21○ (0.10)	0.33* (0.07)	0.22* (0.07)	0.21* (0.08)
Log-L	-6229.35	-4030.38	-2071.33	-7444.94

De toutes les variables explicatives, seuls le niveau d'éducation et le fait d'être propriétaire sont significatifs.

L'absence de significativité de l'âge et du revenu du ménage est en contradiction avec les résultats précédents sur les niveaux de diversification.

Aux niveaux de diversification deux et trois, le statut matrimonial (le fait d'être marié) et la taille de la famille influencent de façon significative la composition du portefeuille. L'interprétation de ces fonctions de demande doit être faite avec attention, car elle fait un amalgame de comportements, correspondant à diverses combinaisons susceptibles d'être sélectionnées. Afin d'éviter ces problèmes d'agrégation, nous estimons dans une deuxième étape la demande de chaque actif à chaque niveau de diversification (Cf. tableaux 6A à 6D). On peut maintenant noter que l'élasticité-revenu est significative dans la plupart des équations. Les effets de cycle de vie, reflétés par l'âge et la variable retraité, ont aussi des effets significatifs dans certains cas. Les valeurs des coefficients associés aux variables niveau d'éducation et statut professionnel suggèrent l'importance de l'apprentissage pour comprendre le fonctionnement des marchés financiers et être en mesure de comparer les performances des différents produits financiers.

Tableau 6A : Equations de demande conditionnelle: un actif détenu.

Exogènes	Log(LIV)	Log(EPL)
Constante	2.79* (0.75)	3.76 (2.74)
Age	0.009 (0.01)	0.02 (0.05)
Age2 10 ⁻²	0.019 (0.01)	-0.05 (0.06)
Log REV	0.38* (0.06)	0.34 (0.22)
Sexe	-0.11 (0.07)	0.03 (0.24)
Fam	0.26* (0.09)	0.07 (0.29)
Mar	0.07 (0.08)	0.06 (0.28)
Acad	0.22◊ (0.09)	0.43 (0.29)
Retr	0.28◊ (0.13)	0.68 (0.66)
Agglo	0.05 (0.07)	0.31 (0.26)
Propr	0.16● (0.16)	0.15 (0.28)
Log-L	-8356.52	-7852.13

Tableau 6B: Equations de demande conditionnelle: deux actifs détenus.

Exogènes	Log(LIV)	Log(EPL)	Log(ASS)
Constante	2.74* (0.86)	0.86 (1.41)	5.55* (2.12)
Age	0.016 (0.01)	-0.02 (0.02)	0.08◊ (0.03)
Age2 10 ⁻²	0.002 (0.01)	0.001 (0.03)	-0.07◊ (0.03)
Log REV	0.43* (0.07)	0.61* (0.11)	0.05 (0.17)
Sexe	-0.08 (0.07)	0.47* (0.12)	-0.32● (0.18)
Fam	0.27* (0.09)	0.36◊ (0.15)	0.11 (0.21)
Mar	-0.15● (0.09)	0.26● (0.14)	0.28 (0.22)
Acad	0.01 (0.09)	0.30◊ (0.14)	0.22 (0.23)
Retr	0.26● (0.14)	0.27 (0.26)	-0.12 (0.32)
Agglo	0.10 (0.07)	0.07 (0.12)	-0.53* (0.18)
Propr	0.24* (0.08)	0.14 (0.13)	0.48◊ (0.18)
Log-L	-6236.88	-7135.21	-6826.31

Tableau 6C: Equations de demande conditionnelle: trois actifs détenus.

Exogènes	Log(LIV)	Log(EPL)	Log(VMB)	Log(ASS)
Constante	5.45* (1.02)	2.54 (1.69)	4.12* (1.59)	-0.63 (2.00)
Age	0.044* (0.016)	-0.03 (0.03)	-0.01 (0.02)	0.02 (0.03)
Age2 10 ⁻²	-0.012 (0.016)	0.02 (0.03)	0.04● (0.02)	0.02 (0.03)
Log REV	0.16◇ (0.09)	0.56* (0.14)	0.47* (0.12)	0.61* (0.17)
Sexe	0.08 (0.08)	0.03 (0.13)	-0.16 (0.12)	0.26● (0.16)
Fam	0.27* (0.09)	0.02 (0.16)	0.12 (0.15)	0.20 (0.19)
Mar	0.05 (0.09)	-0.12 (0.16)	-0.12 (0.15)	0.32● (0.19)
Acad	0.13 (0.09)	0.48* (0.16)	0.39* (0.14)	0.04 (0.19)
Retr	-0.04 (0.15)	-0.03 (0.26)	-0.06 (0.21)	-0.65◇ (0.30)
Agglo	0.07 (0.08)	-0.15 (0.14)	0.04 (0.13)	-0.06 (0.16)
Propr	0.18◇ (0.09)	0.12 (0.15)	0.51* (0.14)	0.23 (0.18)
Log-L	-3578.71	-4851.26	-5125.75	-5334.23

Tableau 6D : Equations de demande conditionnelle: quatre actifs détenus.

Exogènes	Log(LIV)	Log(EPL)	Log(VMB)	Log(ASS)
Constante	3.89* (1.49)	6.97* (2.59)	1.09 (1.81)	-2.46 (2.69)
Age	0.03 (0.03)	-0.02 (0.04)	0.10* (0.03)	0.13* (0.04)
Age2 10 ⁻²	-0.005 (0.03)	-0.02 (0.04)	-0.09* (0.03)	-0.10◇ (0.04)
Log REV	0.39* (0.12)	0.18 (0.20)	0.55* (0.14)	0.64* (0.21)
Sexe	0.012 (0.11)	0.31 (0.19)	-0.35◇ (0.14)	0.06 (0.20)
Fam	0.16 (0.14)	0.22 (0.24)	0.17 (0.17)	0.03 (0.25)
Mar	-0.16 (0.14)	0.27 (0.24)	-0.34◇ (0.17)	0.12 (0.25)
Acad	-0.09 (0.13)	0.35 (0.22)	0.37◇ (0.15)	0.37● (0.22)
Retr	0.22 (0.19)	0.24 (0.34)	0.38● (0.23)	0.18 (0.35)
Agglo	0.03 (0.11)	0.21 (0.19)	-0.06 (0.14)	-0.10 (0.20)
Propr	0.19 (0.14)	-0.11 (0.24)	0.27 (0.17)	0.17 (0.25)
Log-L	-2141.58	-2787.52	-1892.48	-2318.54

4 Analyse factorielle des fonctions scores

Dans ce paragraphe, nous nous proposons d'analyser les scores obtenus par l'approche précédente, d'essayer de les structurer et d'éliminer ceux qui sont redondants. L'approche est décrite sur les seuls choix qualitatifs.

4.1 Décomposition en valeurs singulières

Les modèles précédents nous fournissent un ensemble de fonctions scores, c'est-à-dire de combinaisons des différentes caractéristiques (la constante étant exclue). Ces fonctions scores sont caractérisées par les vecteurs des paramètres estimés, notés $\hat{b}_l$, $l = 1, \dots, L$, de même dimension égale à 10, du fait que les mêmes variables explicatives ont été introduites dans les modèles. Le nombre de fonctions scores est de 15 [4 de type α pour les niveaux de diversification, et 11 de type β pour les alternatives à chaque niveau de diversification].

Les résultats permettent de considérer la matrice $\hat{B}$ de taille 10×15 , dont les colonnes sont formées des vecteurs $\hat{b}_l$, $l = 1, \dots, L$. Nous pouvons alors faire la décomposition en valeurs singulières de la matrice symétrique définie positive $\hat{C} = \hat{B}\hat{B}'$, c'est-à-dire déterminer ses valeurs propres $\hat{\lambda}_l$, $l = 1, \dots, L$ dans l'ordre décroissant, et une base orthonormale associée de vecteurs propres $\hat{f}_l$, $l = 1, \dots, L$.

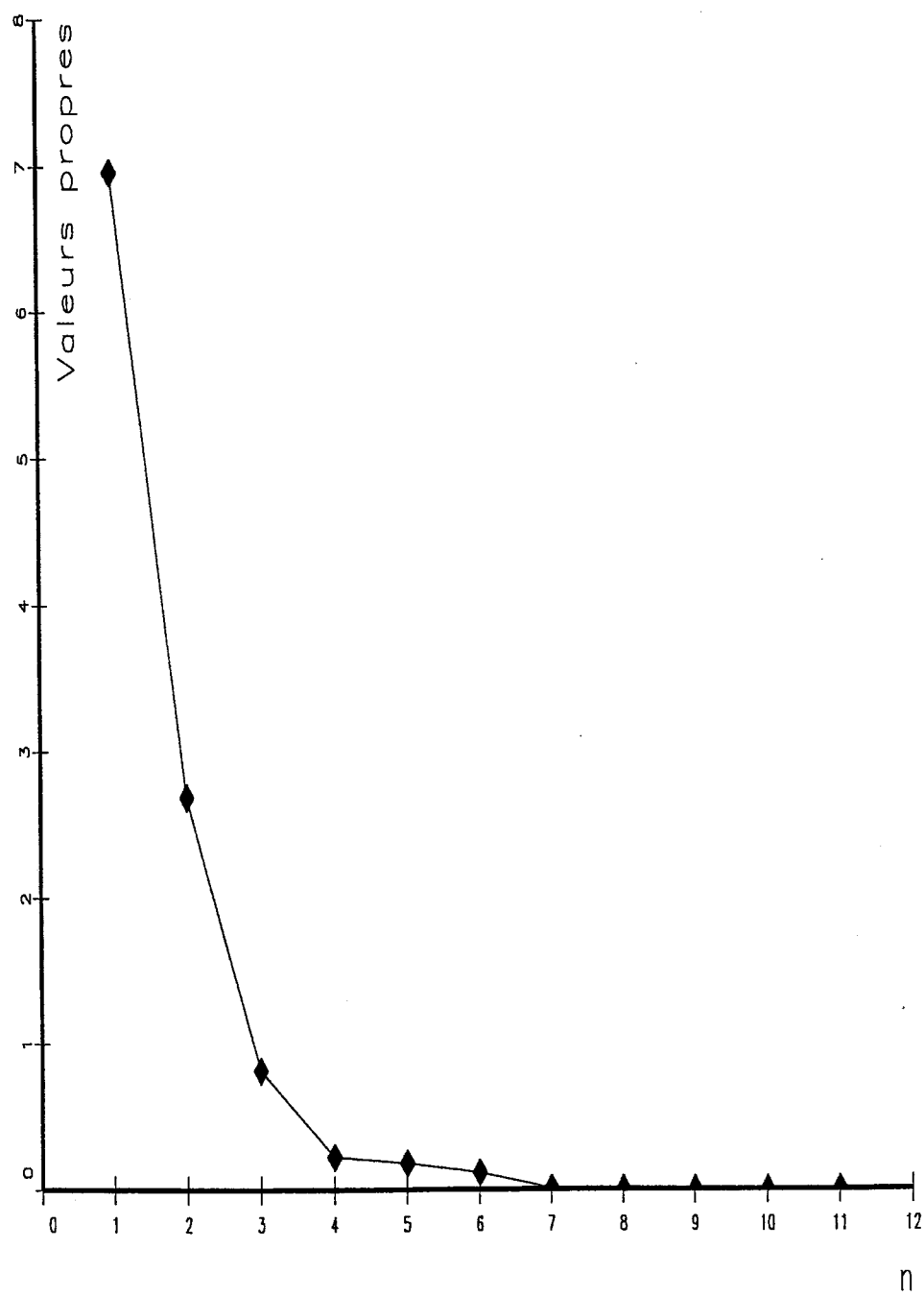
Nous traçons ci-dessous le graphe des valeurs propres $\hat{\lambda}_l$ en fonction de l ; Les valeurs propres indiquent que six composantes donnent un bon résumé des scores initiaux, ces dernières comptant pour plus de 99% de la variance totale. Nous considérons dans la suite que le rang de la matrice est $r = 6$ et que nous avons l'approximation:

$$\hat{B}\hat{B}' \simeq \sum_{l=1}^r \hat{\lambda}_l \hat{f}_l' \hat{f}_l,$$

Tableau 7: Valeurs propres de la matrice de scores.

Variabes	valeurs propres	Différence	%	% cumulé
facteur1	6.95891	4.27177	0.632628	0.63263
facteur2	2.68714	1.86874	0.244285	0.87691
facteur3	0.81840	0.59157	0.074400	0.95131
facteur4	0.22683	0.04323	0.020621	0.97193
facteur5	0.18360	0.06603	0.016691	0.98862
facteur6	0.11757	0.11186	0.010688	0.99931
facteur7	0.00571	0.00423	0.000519	0.99983
facteur8	0.00148	0.00121	0.000134	0.99997
facteur9	0.00027	0.00016	0.000025	0.99999
facteur10	0.00010	0.00010	0.000010	1.00000
facteur11	0.00000	.	0.000000	1.00000

FIG. 1 – Graphique des valeurs propres.



4.2 Comparaison des fonctions scores

Les vecteurs propres associés aux valeurs propres précédentes sont donnés dans le tableau 8, et les figures 2-3-4 représentent les projections des dix variables explicatives sur les sous-espaces engendrés par $(\hat{f}_1, \hat{f}_2)$, $(\hat{f}_1, \hat{f}_3)$, et $(\hat{f}_2, \hat{f}_3)$ respectivement. Ces figures servent à interpréter les facteurs et à discuter les relations pouvant exister entre les scores initiaux, c'est-à-dire les liens possibles entre les différentes décisions.

Tableau 8 : Vecteurs propres issus de la matrice de score pour $r = 6$.

variables	facteur 1	facteur 2	facteur 3	facteur 4	facteur 5	facteur 6
Age	0,352	0,166	-0,095	-0,491	-0,015	0,146
AGE2 10^{-2}	-0,356	-0,159	-0,001	0,455	0,045	-0,143
REV	0,376	0,044	0,007	-0,005	0,008	0,260
PAT	0,372	-0,070	0,118	0,011	0,246	0,124
Sexe	-0,349	0,051	0,240	0,015	0,534	0,633
Fam	0,219	-0,463	0,279	0,232	-0,041	0,329
Mar	0,207	0,223	0,814	0,068	0,135	-0,421
Acad	0,310	-0,320	-0,126	0,418	-0,123	-0,051
Retr	0,126	0,524	-0,308	0,371	0,459	-0,139
Agglo	-0,227	0,436	0,246	0,122	-0,603	0,290
Propr	0,306	0,326	-0,084	0,407	-0,205	0,290

Le premier facteur est une moyenne des scores initiaux, et n'est pas associé une variable spécifique. Le deuxième facteur est celui des retraités d'une part (composante fortement positive), et de l'agglomération de résidence du ménage, de la taille de la famille et du niveau d'éducation du chef de ménage (composantes fortement négatives).

Le troisième facteur est clairement relatif au statut matrimonial (une conséquence du large coefficient 0.814 associé).

Ces projections peuvent d'autre part être utilisées pour détecter d'éventuels effets croisés. Par exemple la proximité des variables Sexe et Retraité dans la figure 4 peut simplement être due à l'omission d'un effet croisé entre ces deux variables, la majorité des ménages dont le chef est une femme concernant principalement les personnes à la retraite.

FIG. 2 - Projection des exogènes dans l'espace $(\hat{f}_1, \hat{f}_2)$.

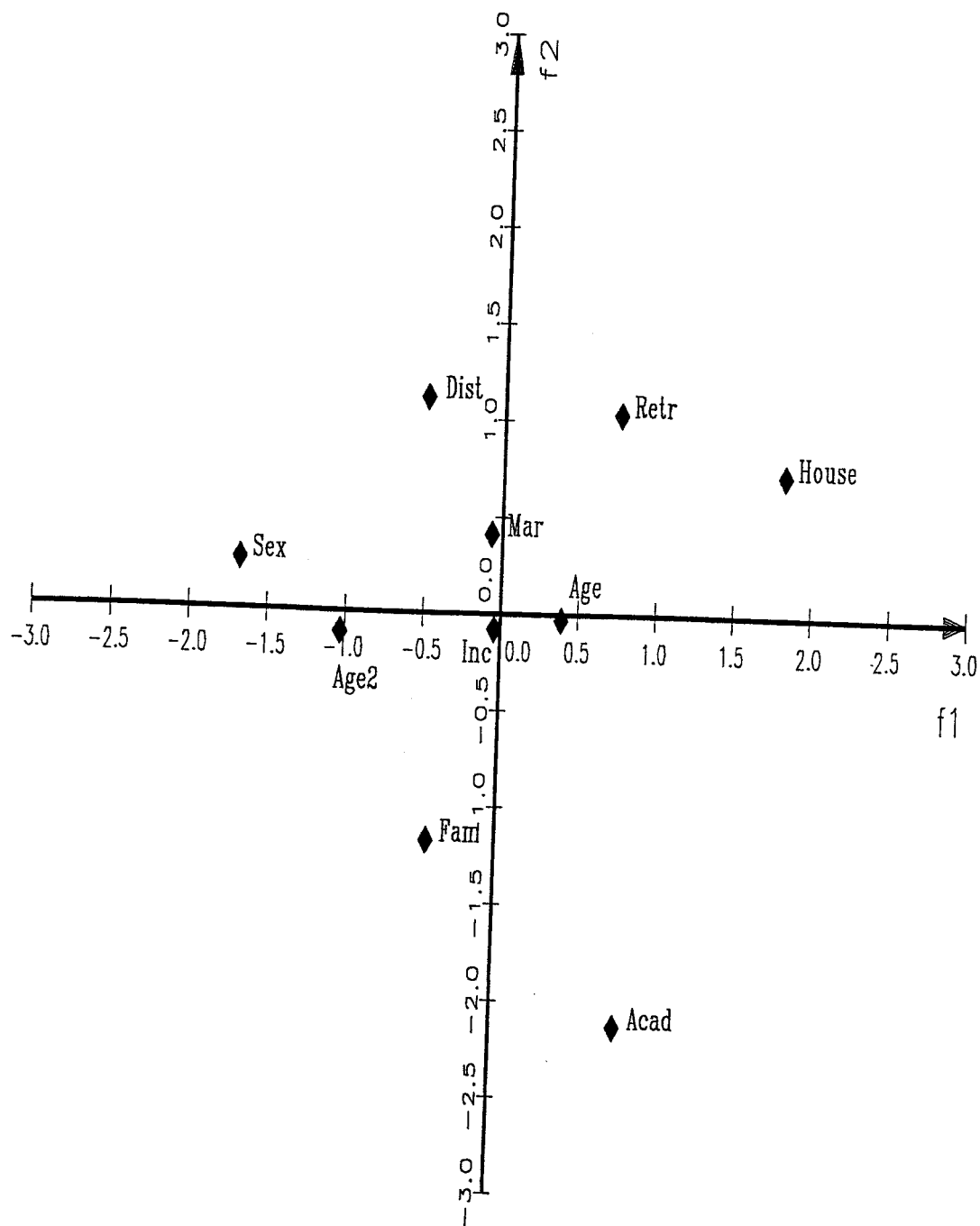


FIG. 3 – Projection des exogènes dans l'espace $(\hat{f}_1, \hat{f}_3)$.

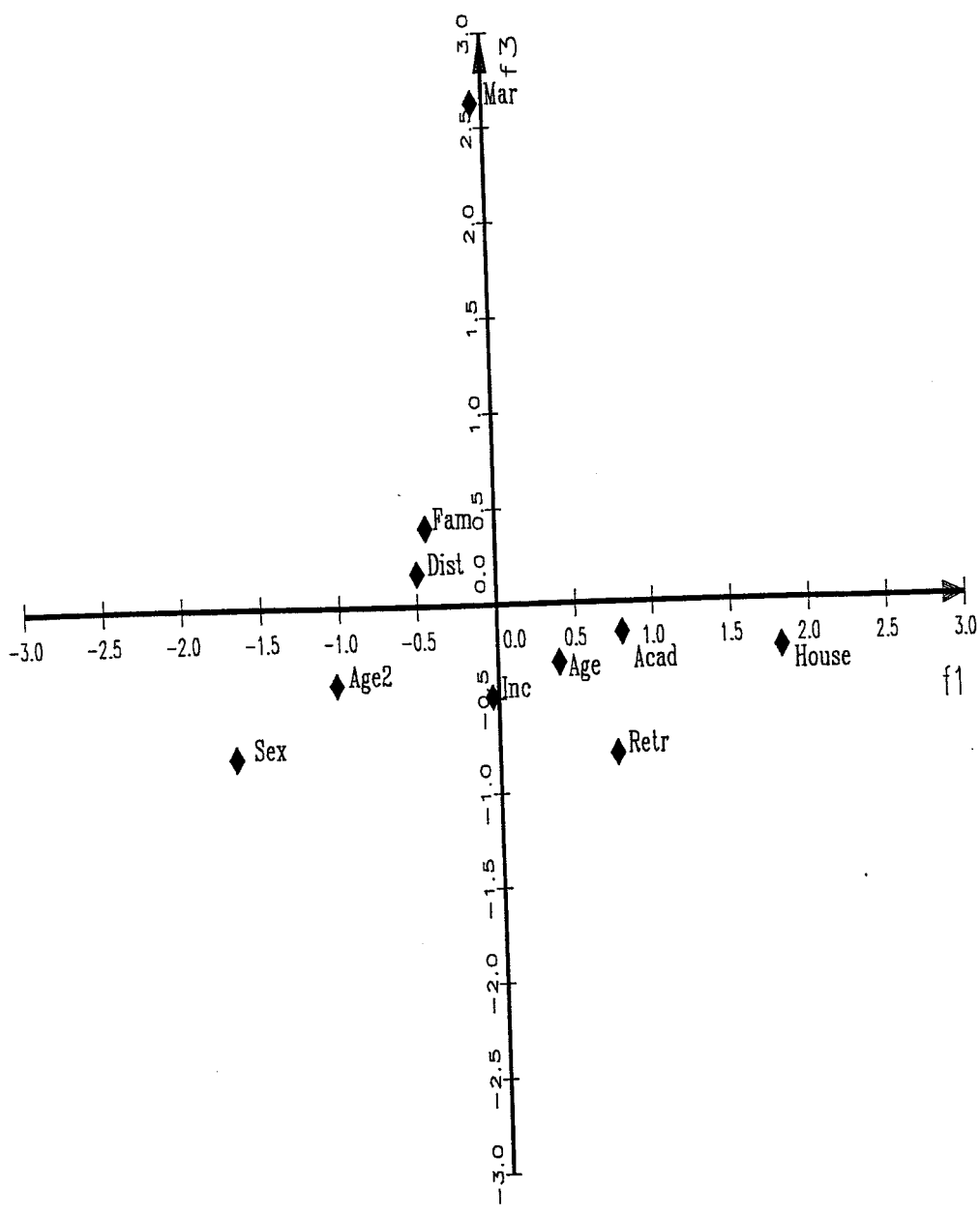
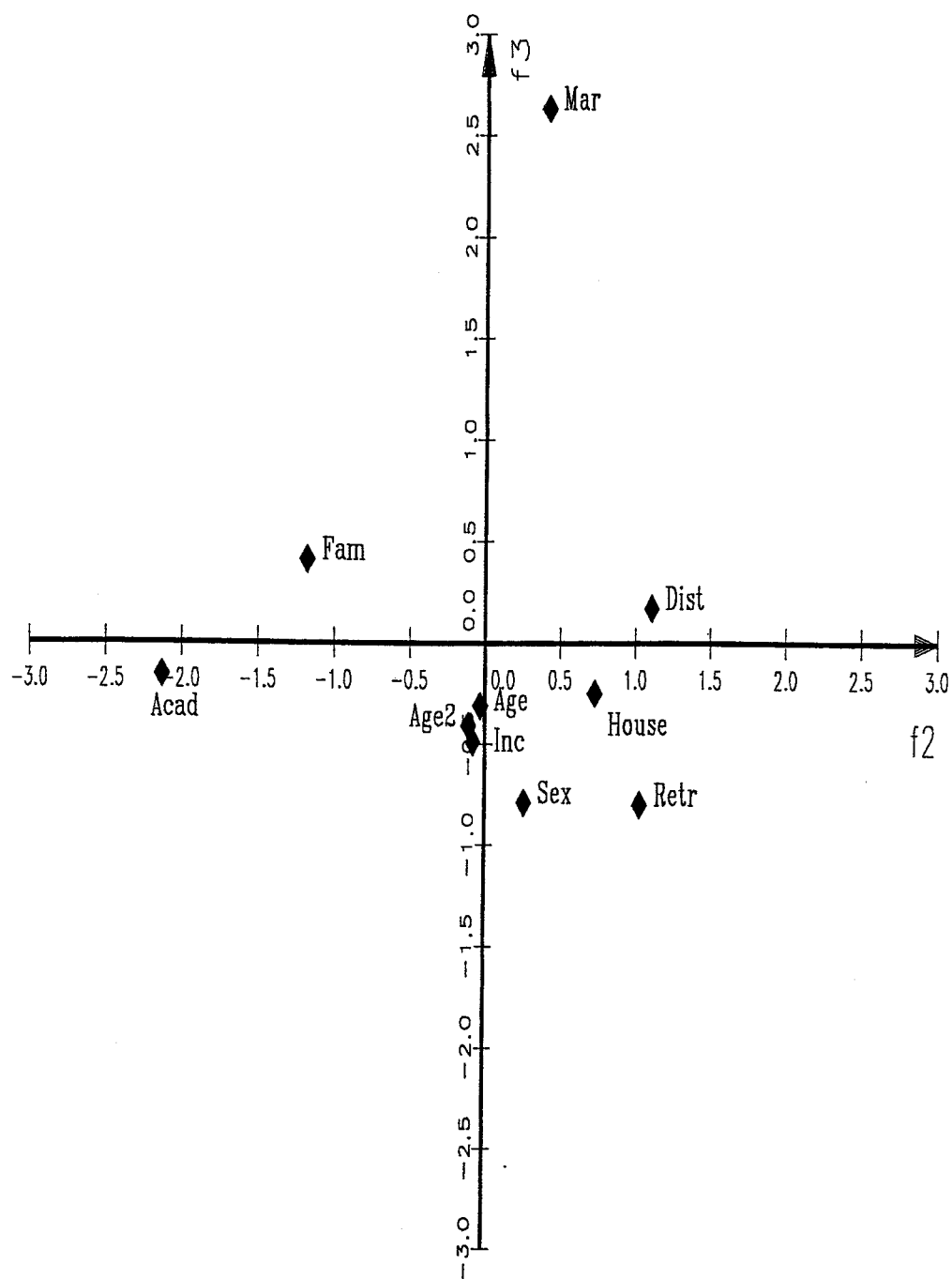


FIG. 4 – Projection des exogènes dans l'espace $(\hat{f}_2, \hat{f}_3)$.



5 Les modèles contraints

5.1 Estimation contrainte

Nous réestimons dans ce paragraphe les différents modèles, en supposant que les fonctions de scores sont combinaisons linéaires des scores $\hat{f}_l$, $l = 1, \dots, 6$ déduits de la décomposition en valeurs singulières et de la constante. Plus précisément, nous considérons les facteurs $\hat{f}_l$, $l = 1, \dots, 6$, puis leur associons les scores artificiels suivants: $Z_{l,h} = \hat{f}_l' X_h$, $l = 1, \dots, 6$.

Nous pouvons alors reprendre les formulations logistiques et log-linéaires précédentes avec les Z_h et la constante comme variables explicatives, en lieu et place des variables initiales X_h .

Nous avons alors $(r + 1) \times 15 = 105$ paramètres à estimer au lieu des 165 de la version non contrainte du modèle. Les résultats de ces estimations sont donnés en annexe A. La précision et le student sont calculés comme si les variables Z_h étaient observées, c'est-à-dire sans prendre en compte les éventuelles erreurs correspondant à la détermination des facteurs.

Les scores contraints, soient $Z_h' \delta$, peuvent alors être réécrits en fonction des variables explicatives initiales: $Z_h' \delta = X_h' \hat{F}' \delta = X_h' \alpha^c$.

Les coefficients contraints $\hat{F}' \delta = \alpha^c$ sont donnés dans les tableaux 9, 10 A-B-C.

Tableau 9 : Choix du niveau de diversification.

<i>Exogènes</i>	<i>Alternative 1 (un actifs)</i>	<i>Alternative 2 (deux actifs)</i>	<i>Alternative 3 (trois actifs)</i>	<i>Alternative 4 (quatre actifs ou plus)</i>
Constante	6.53◊ (2.84)	-15.22* (3.15)	-39.08* (3.71)	-67.53* (5.35)
Age	-0.24 (0,384)	0.37 (0,408)	1.05◊ (0,447)	1.49◊ (0,560)
Age2 10 ⁻²	0.13 (0,368)	-0.57 (0,390)	-1.25◊ (0,427)	-1.62◊ (0,535)
Rev 10 ⁻⁵	1.86* (0,310)	2.87* (0,328)	3.96* (0,358)	5.41 (0,442)
PAT 10 ⁻⁵	2.90* (0,303)	4.05* (0,319)	4.34* (0,344)	4.58 (0,415)
Sexe	4.02* (0,722)	4.13* (0,765)	1.43 (0,833)	-0.56 (1,021)
Fam	1.46◊ (0,533)	1.84◊ (0,567)	2.46* (0,623)	3.12* (0,787)
Mar	2.56* (0,568)	4.12* (0,605)	3.33* (0,666)	1.34 (0,831)
Acad	0.69 (0,409)	1.07● (0,434)	2.92* (0,475)	5.07* (0,598)
Retr	4.63* (0,626)	5.99* (0,662)	5.99* (0,722)	7.09* (0,897)
Agglo	-1.65● (0,659)	-1.83● (0,695)	-1.01 (0,753)	0.56 (0,920)
Propr	2.44* (0,494)	3.66* (0,525)	5.73* (0,574)	9.12* (0,719)

Log-vraisemblance=-9035.74

Tableau 10A : Estimation au niveau de diversification 1: un actif détenu.
(Référence = détention LIV seul)

Exogènes	Alternative 1 (EPL seule)	Alternative 2 (VMB seules)	Alternative 3 (ASS seule)
Constante	-51.66* (5.09)	-59.04* (10.48)	-63.29* (6.67)
Age	1.44● (0,62)	0.52 (1,316)	1.64● (0,769)
Age2 10 ⁻²	-1.78◇ (0,595)	-0.62 (1,26)	-1.83● (0,738)
Rev 10 ⁻⁵	2.60* (0,505)	4.20* (1,078)	2.17◇ (0,626)
PAT 10 ⁻⁵	3.12* (0,525)	6.62* (1,053)	3.41* (0,646)
Sexe	-1.23 (1,186)	-4.21 (2,525)	-0.89 (1,463)
Fam	3.54* (0,829)	6.31◇ (1,936)	-0.01 (1,025)
Mar	3.14◇ (0,93)	3.05 (2,027)	6.09* (1,132)
Acad	2.62* (0,654)	8.50* (1,45)	0.91 (0,81)
Retr	-0.71 (1,02)	3.18 (2,256)	4.72* (1,255)
Agglo	-1.56 (1,102)	-9.73* (2,349)	-2.50 (1,354)
Propr	1.62● (0,788)	2.40 (1,747)	2.05● (0,976)

Log-vraisemblance= -1619.025

Tableau 10B : Estimation au niveau de diversification 2: deux actifs détenus.
(Référence = détention LIV + EPL)

Exogènes	Alternative 1 (LIV+VMB)	Alternative 2 (EPL+VMB)	Alternative 3 (LIV+ASS)	Alternative 4 (EPL+ASS)	Alternative 5 (VMB+ASS)
Constante	-24.36* (6.33)	-49.41* (11.18)	-26.56* (4.65)	-51.82* (7.33)	-90.27* (18.52)
Age	-0.03 (0,741)	0.61 (1,242)	0.94 (0,54)	1.52 (0,804)	1.88 (1,627)
Age2 10 ⁻²	0.29 (0,707)	-0.60 (1,184)	-0.66 (0,517)	-1.56● (0,767)	-1.57 (1,548)
Rev 10 ⁻⁵	1.03 (0,586)	2.60● (0,979)	-1.07● (0,428)	0.81 (0,623)	2.77● (1,255)
PAT 10 ⁻⁵	1.56● (0,584)	2.71○ (0,949)	-1.60* (0,44)	0.62 (0,634)	3.19● (1,218)
Sexe	-0.21 (1,414)	-2.25 (2,349)	-1.55 (1,015)	-1.76 (1,498)	-1.27 (3,049)
Fam	-0.03 (1,042)	5.69* (1,775)	-4.11* (0,721)	-0.86 (1,085)	2.92 (2,314)
Mar	-0.61 (1,1)	-2.93 (1,902)	-0.22 (0,772)	1.97 (1,192)	-2.38 (2,481)
Acad	1.87● (0,798)	5.47* (1,341)	-2.24* (0,571)	-0.19 (0,85)	3.77● (1,754)
Retr	4.13○ (1,244)	-2.93 (2,072)	1.98● (0,883)	0.96 (1,314)	1.02 (2,709)
Agglo	-2.95● (1,311)	-3.76 (2,154)	1.10 (0,945)	0.44 (1,39)	-5.01 (2,806)
Propr	1.62 (0,965)	1.15 (1,621)	-0.36 (0,686)	0.97 (1,021)	1.35 (2,115)

Log-vraisemblance=-2389.04

Tableau 10C : Estimation au niveau de diversification 3: trois actifs détenus.
(Référence = détention LIV+EPL+VMB)

Exogènes	Alternative 1 (LIV+EPL+ASS)	Alternative 2 (LIV+VMB+ASS)	Alternative 3 (EPL+VMB+ASS)
Constante	5.62 (6.18)	-39.12* (10.37)	-33.78* (13.28)
Age	0.50 (0,632)	0.76 (0,907)	0.54 (1,292)
Age2 10 ⁻²	-0.57 (0,604)	-0.51 (0,863)	-0.76 (1,232)
Rev 10 ⁻⁵	-1.82* (0,502)	1.31 (0,687)	1.62 (0,997)
PAT 10 ⁻⁵	-2.44* (0,508)	0.53 (0,689)	0.38 (0,991)
Sexe	2.26 (1,21)	0.49 (1,676)	-5.72• (2,385)
Fam	-3.20* (0,873)	-2.81• (1,275)	-1.96 (1,811)
Mar	0.97 (0,951)	0.00 (1,358)	3.68 (1,953)
Acad	-4.88* (0,674)	-0.30 (0,981)	2.18 (1,393)
Retr	-1.47 (1,053)	6.89* (1,521)	5.15• (2,146)
Agglo	4.06* (1,119)	1.60 (1,578)	3.52 (2,227)
Propr	-1.84• (0,816)	4.44* (1,172)	5.90* (1,664)

Log-vraisemblance=-1188.69

5.2 Comparaison des estimations contraintes et non contraintes

Nous pouvons comparer les résultats des estimations des modèles contraints et non contraints de deux façons différentes.

Nous pouvons d'abord tester l'hypothèse correspondant au modèle contraint, en distinguant diverses étapes de la modélisation. Nous donnons dans le tableau 11 les statistiques du rapport des maxima de vraisemblances; celles-ci montrent bien qu'une grande simplification a été introduite dans l'estimation des nouveaux modèles, d'où la perte d'information, plus particulièrement pour le niveau de diversification global. Il est important de rappeler que les 'valeurs critiques' obtenues ici doivent être interprétées plus comme des "benchmarks" que comme des vraies valeurs critiques, à cause du nombre élevé d'observations traitées. De plus, les procédures classiques de test au sens strict ne sont pas adaptées pour notre application. En effet, les scores sont généralement utilisés pour créer des sous-populations de ménages. La segmentation du marché est basée sur la comparaison des scores $X'_h\alpha$ entre les individus. Dans ce cas, il faut essentiellement vérifier si les classements fondés sur les scores contraints $X'_h\alpha^c$ et ceux fondés sur les scores non contraints conduisent aux mêmes résultats (du moins approximativement). Or on peut clairement obtenir un même classement avec deux scores très différents $X'_h\alpha$ et $X'_h\alpha^c$.

Pour vérifier ce point, nous tirons à chaque niveau de diversification un échantillon aléatoire de 160 observations, puis nous reportons pour chaque ménage les valeurs des scores contraints et non contraints, afin de voir s'ils sont approximativement en relation croissante.

Les graphiques montrent que les scores contraints et non contraints sont approximativement en relation linéaire croissante et conduisent en particulier au même classement des ménages. Les contraintes apparaissent donc valides pour effectuer une segmentation de la population des ménages.

FIG. 5 – Graphique des scores contraints et non contraints au niveau de diversification globale.

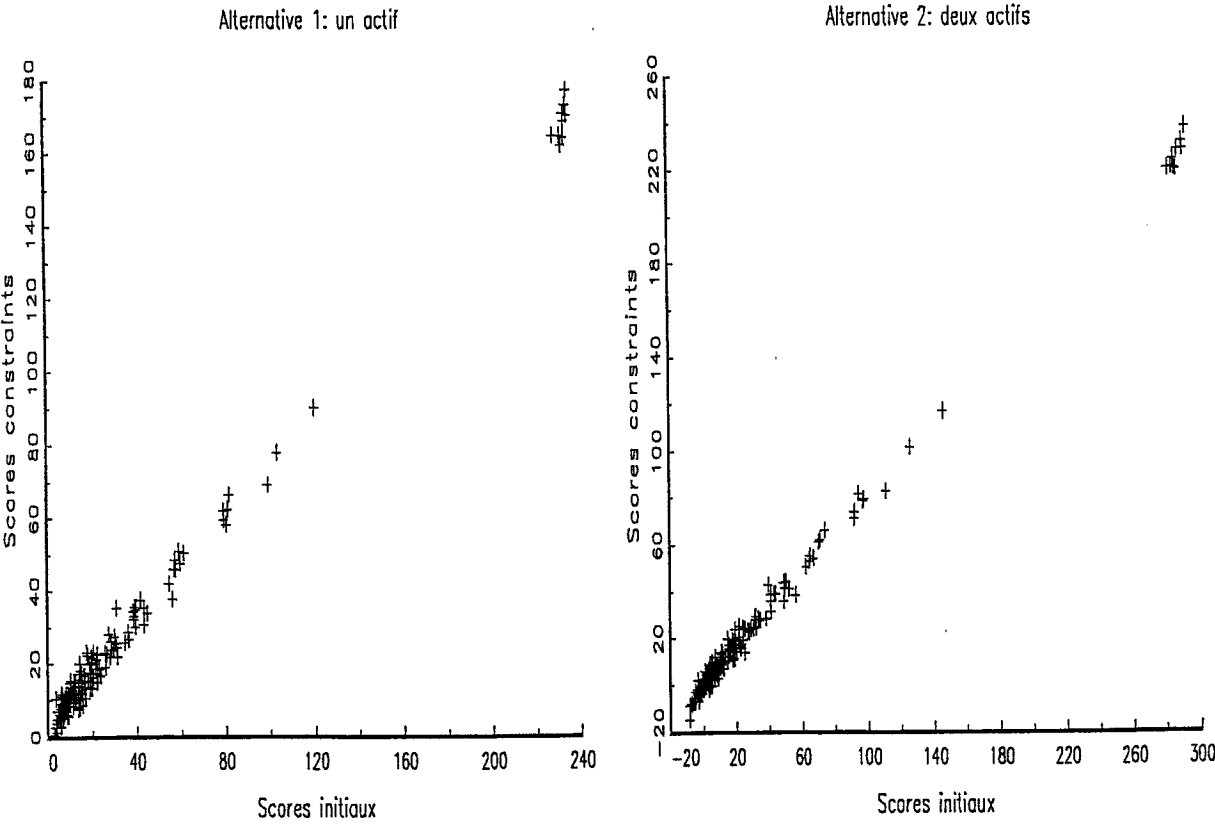


FIG. 6 – Graphique des scores contraints et non contraints au niveau de diversification globale.

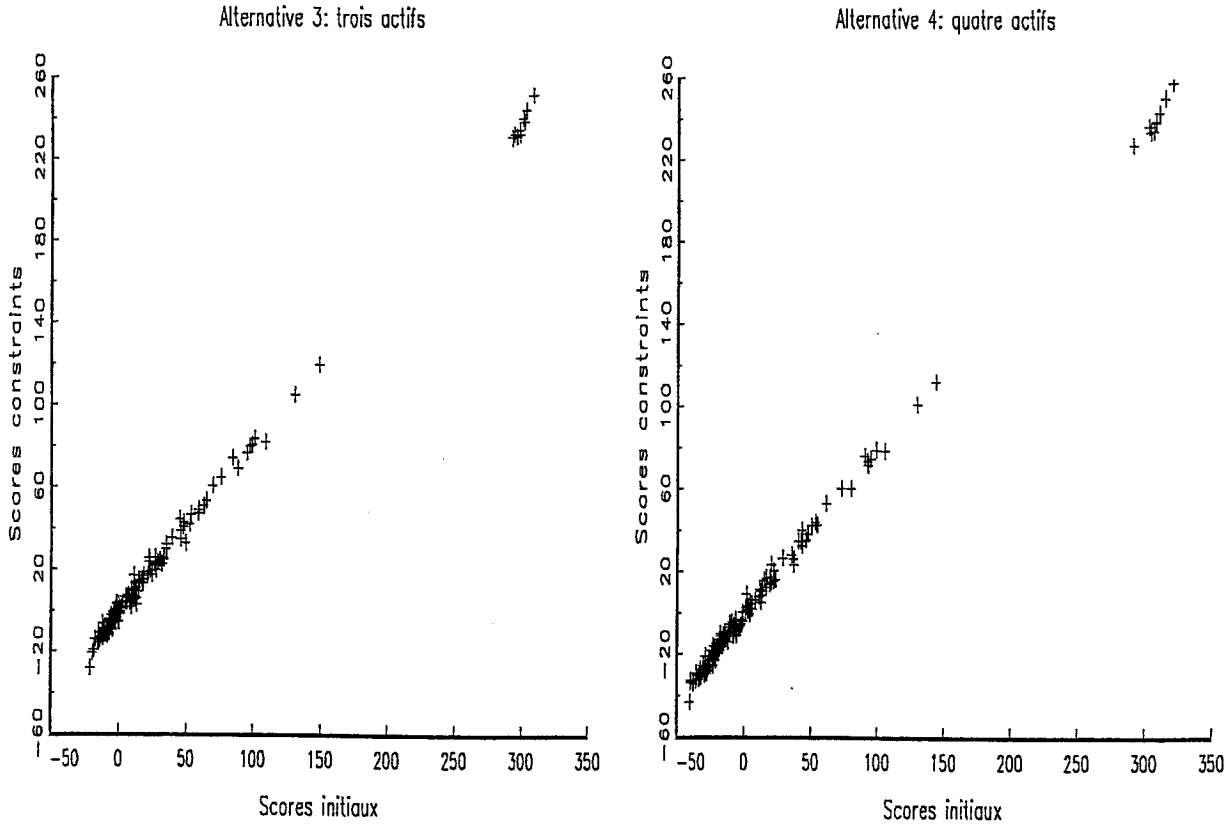


Tableau 11 : Statistiques du rapport de vraisemblances

Niveau de Diversification	non contraint	Contraint	-2Λ	degré de liberté	valeur critique
global	-8996	-9036	80	$4 \times 5 = 2028$	31.41
niveau 1	-1608	-1619	22	$3 \times 5 = 15$	25.00
niveau 2	-2381	-2389	16	$5 \times 5 = 25$	37.65
niveau 3	-1179	-1189	20	$3 \times 5 = 15$	25.00

6 Conclusion

Les problèmes rencontrés en estimant les systèmes d'équations de demande en présence des portefeuilles incomplets sont loin d'avoir été résolus. Plutôt que d'écrire un modèle structurel de décision simultanée des choix discret et continu de portefeuilles, nous avons suivi une démarche du global au spécifique, où différents aspects de l'allocation de portefeuille ont été successivement analysés. L'analyse factorielle des scores a permis à la fois de diminuer le nombre de fonctions scores, donc de rendre plus robustes les segmentations qui s'en déduisent, mais aussi de mettre en évidence des scores sous-jacents communs aux diverses étapes de décision, ce qui est une information structurelle. Les données étant en coupe instantanée, nous n'avons pu analyser de façon plus complète les effets des caractéristiques individuelles. Il est important dans le futur de suivre les ménages et leur stratégie de révision de portefeuilles dans le temps. Ces aspects panel conduiraient alors à des fonctions scores évolutives, dont la dynamique pourrait être comparée à celle des rentabilités anticipées et du niveau de risque, permettre de révéler des comportements de type hasard moral... [voir Gouriéroux (1997) pour un problème analogue en assurance].

Bibliographie

Agell, J. & P.A. Edin (1990): "Marginal Taxes and the Asset Portfolios of Swedish Households", *Scand. J. of Economics* 92(1), 47-64.

Allenby, G.M. & P.J. Lenk (1994): "Modeling Household Purchase Behavior with Logistic Normal Regression", *Journal of the American Statistical Association*, 89(428), 1218-1231.

Altug, S. & R.A. Miller (1990): "Household Choices in Equilibrium", *Econometrica*, 58, 3, 543-570.

Amemiya, T., M. Saito, & K. Shimono (1993): "A Study of Household Investment Patterns in Japan: An Application of Generalized Tobit Model", *The Economic Studies Quarterly*, 44, 1, 13-28.

Arrondel, L. (1996): "Patrimoine des ménages: toujours le logement, mais aussi les actifs de précaution", *Economie et Statistique*, 296/7, 32-62.

Arrondel, L. & A. Masson (1989): "Déterminants individuels de la composition du patrimoine: France 1980", *Revue économique*, 40, 441-502.

Arrondel, L. & A. Masson (1990): "Hypothèse de cycle de vie, diversification et composition du patrimoine: France 1986", *Annales d'Economie et de Statistique*, 17, 1-45.

Arrondel, L. & A. Masson (1994): "Stratégie patrimoniale et assurance-vie des ménages français", *Risque*, 19, 9-32.

Arrondel, L. & A. Masson (1996): "Gestion du risque et comportements patrimoniaux", *Economie et Statistique*, 296/7, 63-90.

Artus, P. & E. Bleuze (1989): "Les choix de portefeuille des ménages en France", *Recherches Economiques de Louvain*, 55(2), 129-153.

Babeau A. & A. Wolanowski (1986): "La composition du patrimoine des ménages: une étude microéconométrique du patrimoine des ménages français", *Journal de la Société Statistique de Paris*, 127, 213-231.

Bertaut, C. (1992): "Who Holds Stocks in the U.S.? An Empirical Investigation", *D.P, Univ. of Maryland*, December.

Bordes, C. (1988): "Modélisation des comportements financiers: cadre

théorique et bilan des travaux empiriques", *Cahiers Economiques et Monétaires*, 29, 141-175.

Brennan, M.J. (1975): "The Optimal Number of Securities in a Risky Asset Portfolio when there are Fixed Costs of Transacting: Theory and some Empirical Evidence", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 10, 483-496.

Browning, M. & A. Lusardi (1995): "Household Saving: Micro Theories and Micro Facts", *Tilburg Univ., VSB-Center Savings Project*, 29.

Caroll, D. & A. Samwick (1995): "How Important is Precautionary Saving?", *Working Paper NBER*, 5194.

Dionne, G., C. Gouriéroux & C. Vanasse (1997): "The Informational Content of Household Decisions", *Document de travail CREST* No 9701.

Dominitz, J. (1996): "Empirical Models of Income Uncertainty and Precautionary Saving", *Univ. of Michigan*.

Dumas, B. & E. Luciano (1991): "An Exact Solution to a Dynamic Portfolio Choice Problem under Transaction Costs", *The Journal of Finance*, 46, 577-595.

Fougère, D., C. Gouriéroux, A. Tiomo, A. & Trognon (1997): "Composition des portefeuilles des ménages: une étude économétrique", *Working paper, CREST*.

Goldsmith, D. (1976): "Transactions Costs and the Theory of Portfolio Selection" *The Journal of Finance*, 31, 1127-1139.

Gouriéroux, C. (1989): "Econométrie des variables qualitatives", *Economica*, 2e edn.

Gouriéroux, C. (1996): "Statistique de l'assurance", *ENSAE, mimeo*, 250p.

Gouriéroux, C. (1997): "Econometrics of Insurance", à paraître dans *Geneva Papers on Risk and Insurance*.

Gouriéroux, C. & F. Jouneau (1994): "Efficient Fitted Portfolios", *Document de travail CREST* No 9459.

Gouriéroux, C., O. Scaillet & A. Szafarz (1997): "Econométrie de la finance: analyses historiques", *Economica*, 250 p.

- Guiso, L., & T. Japelli (1994): "Does Uninsurable Uncertainty Increase the Demand for Insurance Against Insurable Risks?", *Banca d'Italia, mimeo*.
- Guiso, L., T. Japelli & D. Terlitzese (1996): "Income Risk, Borrowing Constraints and Portfolio Choice", *American Economic Review*, 86, 158-172.
- Haliassos, M. & C. Bertaut (1992): "Why Do So Few Hold Stocks? The View from Asset Pricing Theory", *D.P., Univ. of Maryland*, September.
- Hamburger, M. J. (1968): "Household Demand for Financial Assets", *Econometrica*, 56, 97-118.
- Hess, A. (1991): "The Effects of Transaction Costs on Households Financial Asset Demand", *Journal of Money, Credit and Banking*, 23, 383-409.
- Hochgürtel, S., R. Alessic & A. Van Soest (1994): "Household Portfolio Allocation in the Netherlands: Saving Accounts vs Stocks and Bonds", *Tilburg Univ., VSB-Center Savings Project*, 23.
- Jappelli, T. & M. Pagano (1988): "Liquidity Constrained Households in an Italian Cross-Section", *Working paper*.
- Kimball, M. (1990): "Precautionary Saving in the Small and in the Large", *Econometrica*, 58, 53-73.
- King, M.A. & J.I. Leape (1984): "Wealth and Portfolio Composition: Theory and Evidence", *Working paper, NBER*, 1468.
- King, M.A. & J.I. Leape (1987): "Asset Accumulation, Information and the Life Cycle", *Working paper, NBER*, 2392.
- Koo, H. (1991): "Consumption and Portfolio Choice with Uninsurable Income Risk", *Princeton Univ., mimeo*.
- Leape, J.I. (1987): "Taxes and Transaction Costs in Asset Market Equilibrium", *Journal of Public Economics*, 33, 1-20.
- Levy, H. (1978): "Equilibrium in an Imperfect Market: A Constraint on the Number of Securities in the Portfolio", *The American Economic Review*, 68, 643-658.
- Lintner, J. (1971): "The Effect of Short Selling and Margin Requirements in Perfect Capital Markets", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 5, 1173-1195.

Lollivier, S. & D. Verger (1996): "Patrimoine des ménages: déterminants et disparités", *Economie et Statistiques*, 296/7, 13-32.

McFadden, D. (1973): "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior", dans P. Zarembka (ed.) *Frontiers in Econometrics*. New York: Academic Press.

Maddala, G.S. (1983): "Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics", *Cambridge University Press*.

Markowitz, H. (1990): "Mean-Variance Analysis in Portfolio Choice and Capital Markets", *Blackwell Publishers*.

Markowitz, H. (1992): "Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investment", 2nd edn. *Wiley, New York*.

Mayshar, J. (1979): "Transaction Costs in a Model of Capital Market Equilibrium", *Journal of Political Economy*, 87, 673-700.

Paxson, C. (1990): "Borrowing Constraints and Portfolio Choice", *Quarterly Journal of Economics*, 105, 535-543.

Shorrocks A. (1982): "The Composition of Asset Holdings in the United Kingdom", *Economic Journal*, 92, 268-284.

Spitzer, J. (1977): "A Simultaneous Equations System of Money Demand and Supply Using Generalized Functional Forms", *Journal of Econometrics*, 5, 117-128.

Szpiro, D. (1995): "La diffusion des produits financiers auprès des ménages en France", *Economie et Statistique*, 281, 41-68.

Tiomo, A. & A. Trognon (1997): "Composition des portefeuilles des ménages en présence des coûts de transaction", *Working paper, CREST*.

Tobin, J. (1965): "The Theory of Portfolio Selection", dans Halm, F. H. & Brechling, F. P. R., *The Theory of Interest Rates*.

Uhler, R.S., & J.G. Cragg (1971): "The Structure of the Asset Portfolios of Households", *Review of Economics Studies*, No 42, 341-357.

Annexes

Estimations contraintes

Tableau A1: Choix du niveau de diversification.

Log-vraisemblance=-9035.74

<i>Exogènes</i>	<i>Alternative 1 (un actif) $\hat{\beta}$</i>	<i>Alternative 2 (deux actifs) $\hat{\beta}$</i>	<i>Alternative 3 (trois actifs) $\hat{\beta}$</i>	<i>Alternative 4 (quatre actifs) $\hat{\beta}$</i>
Constante	0.65 (0.28)	-1.52 (0.32)	-3.91 (0.37)	-6.75 (0.53)
F1	0.30 (0.05)	0.53 (0.06)	0.83 (0.06)	1.11 (0.07)
F2	0.22 (0.08)	0.34 (0.09)	0.35 (0.09)	0.45 (0.13)
F3	0.17 (0.04)	0.26 (0.05)	0.12 (0.05)	-0.11 (0.06)
F4	0.36 (0.06)	0.43 (0.06)	0.54 (0.06)	0.78 (0.08)
F5	0.57 (0.07)	0.66 (0.08)	0.39 (0.08)	0.12 (0.09)
F6	0.23 (0.09)	0.25 (0.11)	0.26 (0.10)	0.41 (0.13)

Tableau A2: Estimation au niveau de diversification 1: un actif détenu.

Log-vraisemblance=-1619.02

<i>Exogènes</i>	<i>Alternative 1 (EPL seule)</i>	<i>Alternative 2 (VMB seules)</i>	<i>Alternative 3 (ASS seule)</i>
Constante	-5.17 (0.51)	-5.9 (1.05)	-6.33 (0.67)
F1	0.67 (0.09)	1.39 (0.19)	0.7 (0.12)
F2	-0.19 (0.13)	-0.71 (0.32)	0.35 (0.16)
F3	0.29 (0.08)	-0.07 (0.16)	0.27 (0.09)
F4	0.08 (0.09)	0.57 (0.18)	0.14 (0.11)
F5	0.03 (0.13)	0.53 (0.26)	0.42 (0.16)
F6	0.06 (0.14)	-0.28 (0.31)	-0.25 (0.17)

Tableau A3 :Estimation au niveau de diversification 2: deux actifs détenus.

Log-vraisemblance=-2389.05

Exogènes	Alternative 1 (LIV+VMB)	Alternative 2 (EPL+VMB)	Alternative 3 (LIV+ASS)	Alternative 4 (EPL+ASS)	Alternative 5 (VMB+ASS)
Constante	-2.44 (0.63)	-4.94 (1.12)	-2.66 (0.46)	-5.18 (0.77)	-9.03 (1.85)
F1	0.31 (0.10)	0.64 (0.16)	-0.16 (0.08)	0.27 (0.11)	0.69 (0.20)
F2	0.06 (0.17)	-0.78 (0.28)	0.42 (0.11)	0.23 (0.17)	-0.39 (0.37)
F3	-0.27 (0.08)	-0.19 (0.15)	-0.20 (0.06)	0.06 (0.10)	-0.33 (0.20)
F4	0.27 (0.11)	0.17 (0.18)	-0.20 (0.08)	-0.08 (0.12)	0.08 (0.24)
F5	0.33 (0.15)	-0.12 (0.24)	-0.05 (0.11)	-0.06 (0.16)	0.23 (0.31)
F6	-0.05 (0.17)	0.22 (0.29)	-0.24 (0.12)	-0.12 (0.18)	0.14 (0.38)

Tableau A4 :Estimation au niveau de diversification 3: trois actifs détenus.

Log-vraisemblance=-1188.69

Exogènes	Alternative 1 (LIV+EPL+ASS)	Alternative 2 (LIV+VMB+ASS)	Alternative 3 (EPL+VMB+ASS)
Constante	0.56 (0.62)	-3.91 (1.04)	-3.38 (1.33)
F1	-0.57 (0.09)	0.21 (0.11)	0.59 (0.17)
F2	0.40 (0.14)	0.74 (0.21)	0.72 (0.29)
F3	0.23 (0.07)	-0.27 (0.11)	-0.04 (0.16)
F4	-0.40 (0.09)	0.32 (0.14)	0.47 (0.19)
F5	-0.13 (0.13)	0.18 (0.18)	-0.37 (0.25)
F6	0.04 (0.14)	0.08 (0.20)	-0.33 (0.29)

FIG. 7 - Graphique des fonctions scores contraintes et non contraintes au niveau de diversification 1: un actif détenu.

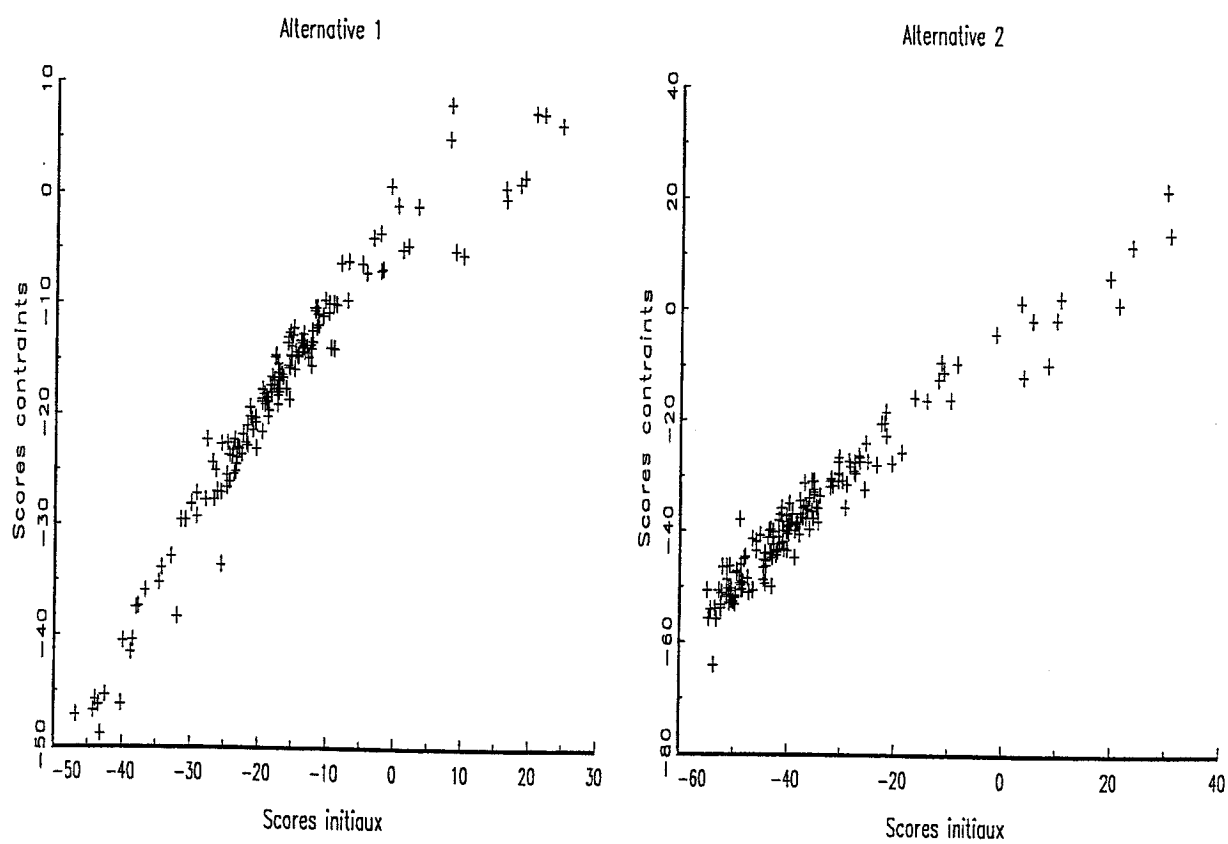


FIG. 8 - Graphique des fonctions scores contraintes et non contraintes au niveau de diversification 1: un actif détenu.

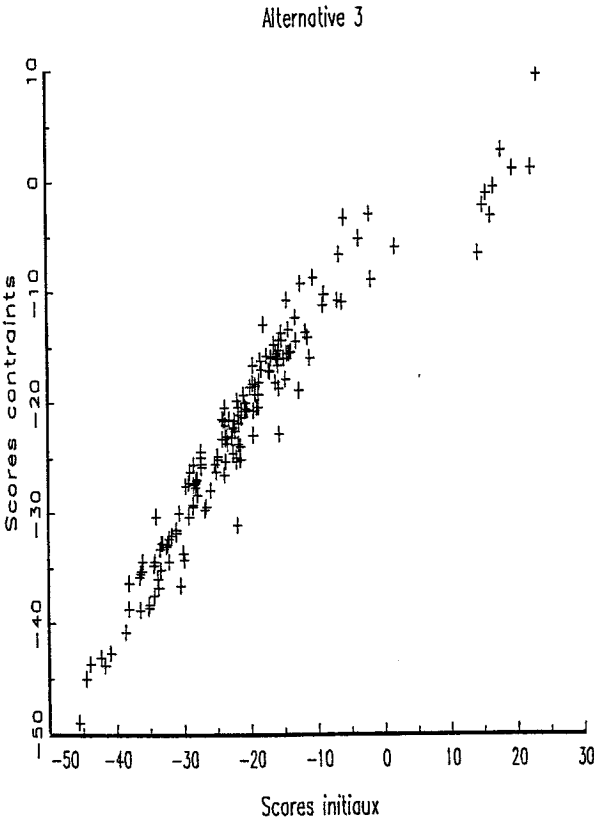


FIG. 9 - Graphique des fonctions scores contraintes et non contraintes au niveau de diversification 2: deux actifs .

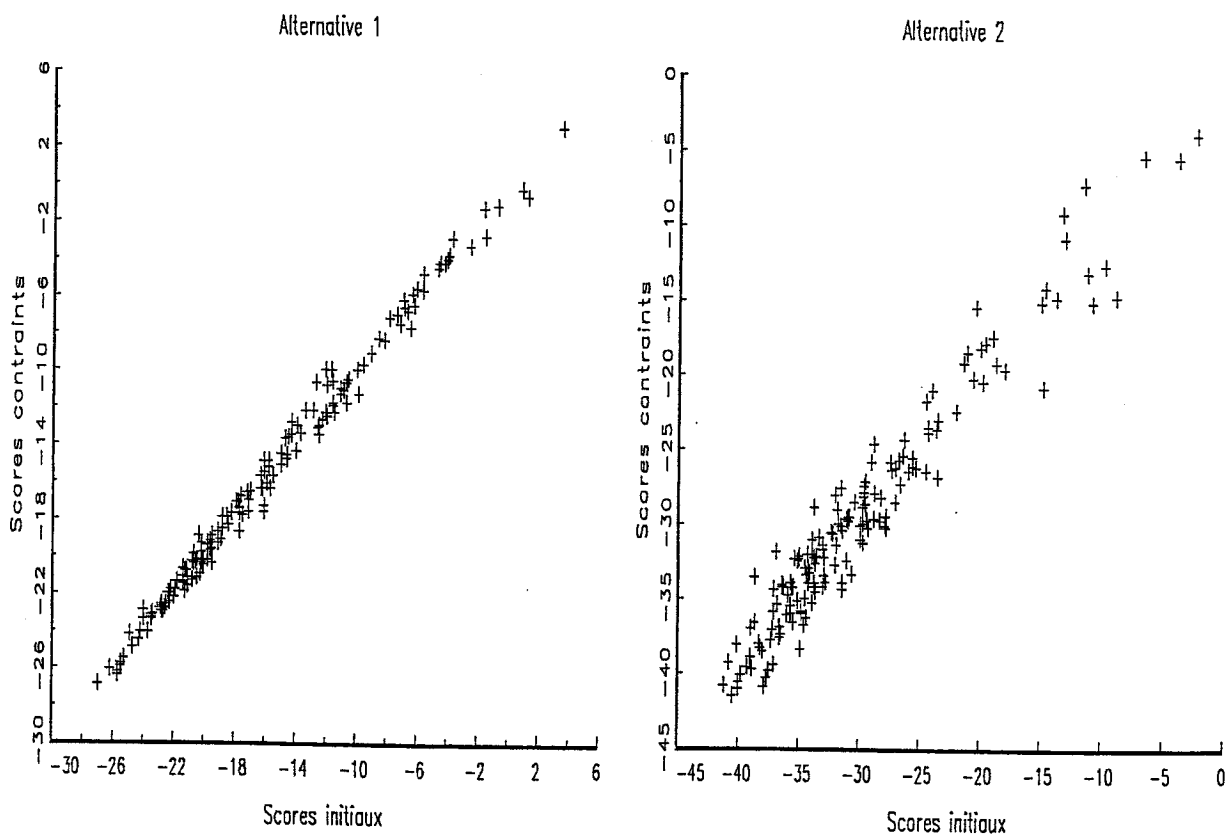


FIG. 10 - Graphique des fonctions scores contraintes et non contraintes au niveau de diversification 2: deux actifs .

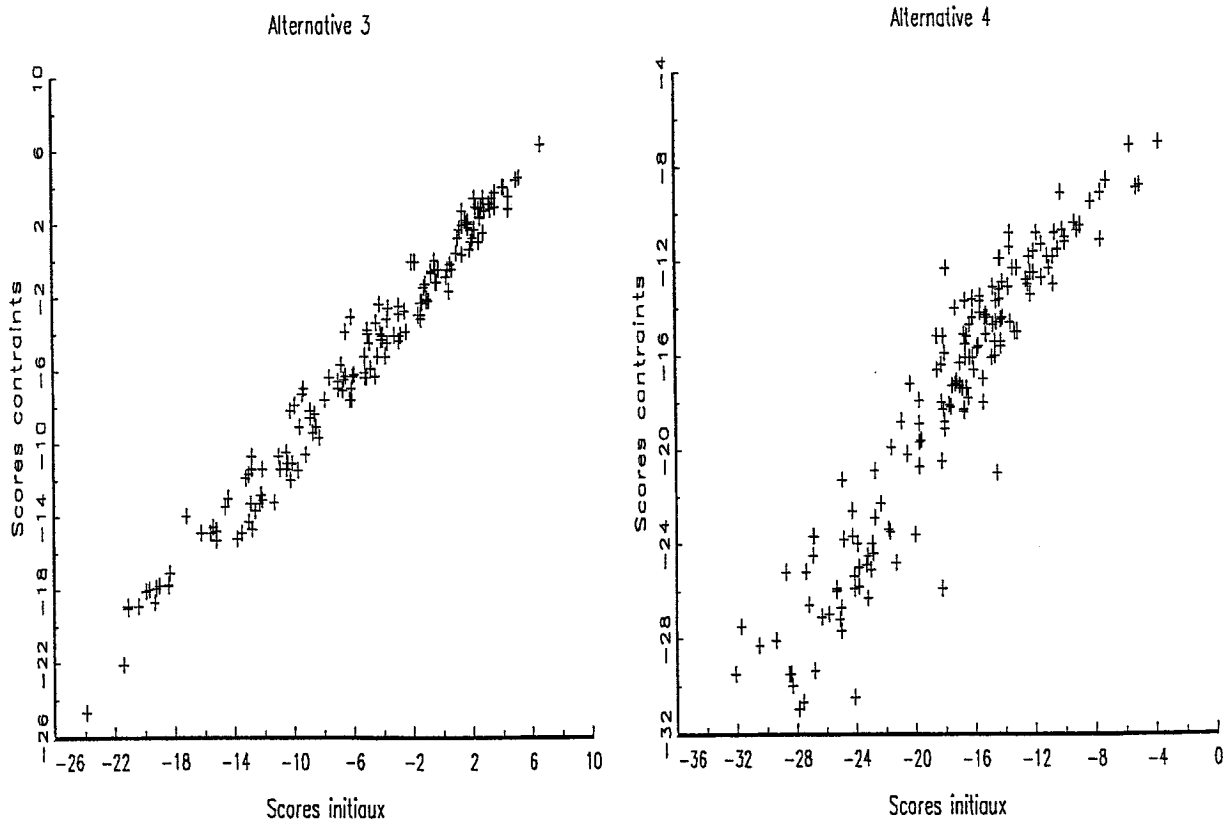


FIG. 11 - Graphique des fonctions scores contraintes et non contraintes. au niveau de diversification 2: deux actifs .

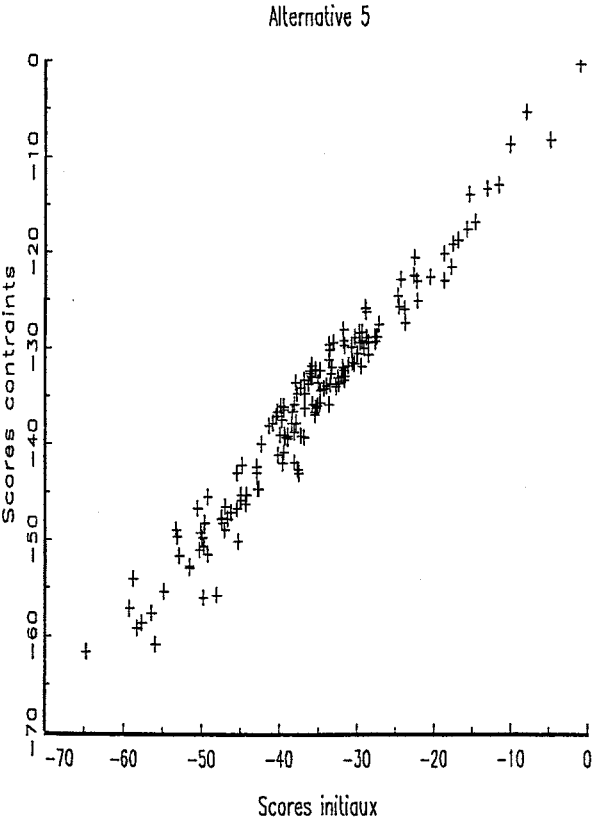


FIG. 12 - Graphique des fonctions scores contraintes et non contraintes. au niveau de diversification 3: trois actifs .

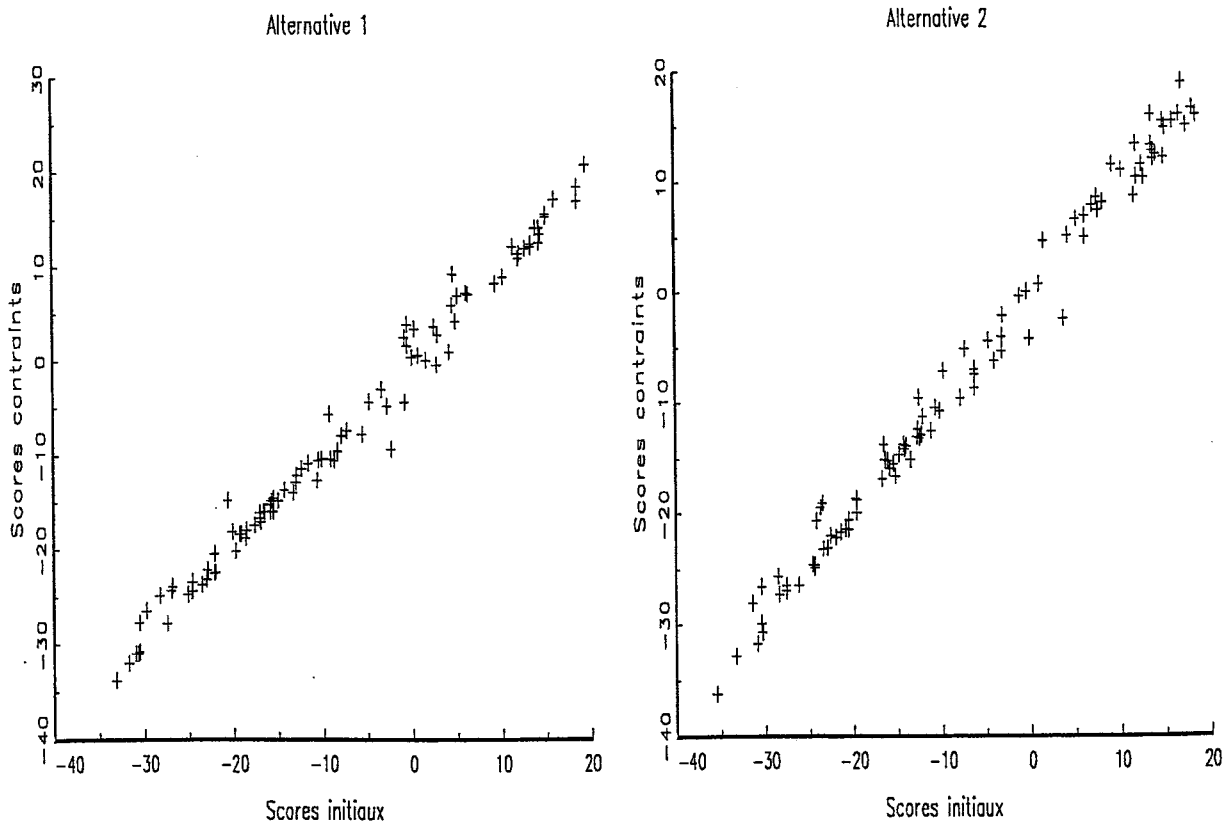


FIG. 13 - Graphique des fonctions scores contraints et non contraints. au niveau de diversification 3: trois actifs .

