

**Développement sur la mesure des décisions de
financement des entreprises françaises sur la période
1987 - 2004.**

**Measuring French Firms Financing Decisions, by 1987 -
2004.**

Jean Michel Chapuis *

FARGO - Finance, Architecture et Gouvernance des Organisations, Dijon

* Université de La Rochelle, 17000 La Rochelle, France. Tel: +335 46 00 31 00; Fax: +335 46 00 30 56; Email: jean-michel.chapuis@univ-lr.fr. Dernière version <http://jchapuis.free.fr/recherches/> (jeudi, mars 16, 2006)

L'auteur est Maître de Conférences en Finance et Revenue Management. Il a été responsable de la Maîtrise d'Hôtellerie Internationale pendant 4 ans. En 2005, il a été Professeur Invité de l'Université CHN, Doha, Qatar. Après un doctorat de Finance sous la direction du Prof. G. Charreaux, l'auteur a orienté ses recherches vers le Revenue Management.

JEL Classification: G32 – C33

Abstract:

Keywords:

Résumé :

Le but de ce séminaire est de proposer une initiation de l'économétrie des données de panel, appliquée à l'analyse des structures financières des entreprises françaises (SBF 250) sur la période 1987-2004.

Mots clefs : données de panel, structure financière, élaboration d'hypothèses.

1 INTRODUCTION

L'interrogation à l'origine de cette recherche concernait la diversité des mesures du taux d'endettement des entreprises et, pour le cas français entre 1987 et 2004, si elles traduisent la même réalité. En effet, de nombreuses théories sont en compétition pour expliquer les politiques de financement des entreprises, qui est une composante majeure des études sur la stratégie financière. Mais derrière la variété des approches théoriques favorables à l'émergence de modèles plus efficaces, la multiplication des mesures disponibles laisse pantois. Ne risque-t-on pas de rejeter une hypothèse sur la base d'une mesure inadaptée ? Quelles sont les adéquations que le chercheur doit effectuer entre théories et mesures ?

Il s'agit dresser un inventaire des mesures, non pas exhaustif, mais de celles dont la rotation semble importante dans la recherche en finance (Harris et Raviv, 1991, Rajan et Zingales, 1995, Fama et French, 2005). L'élaboration des différentes mesures est sans aucun doute liée à la demande "théorique", c'est-à-dire résulte de l'adaptation de la mesure des phénomènes étudiés à la nature de l'argumentation théorique soutenue. Ici, cette logique est inversée puisque notre but consiste à établir un ensemble de mesures pour les phénomènes d'endettement traditionnellement étudiés, un peu comme une caisse à outils. Qui plus, ce travail traduit une volonté d'inscrire la recherche selon une lecture longitudinale, c'est-à-dire identifiant les corrélations entre les mesures alternatives.

Le plan est donc le suivant. La première section présente les mesures des choix de financement. La deuxième estime ces variables sur un échantillon d'entreprises françaises entre 1987 et 2004.

2 LES MESURES DE CHOIX DE FINANCEMENT DISPONIBLES

Les estimations des choix de financement des entreprises peuvent être regroupées selon quatre familles:

- (i) La structure de financière qui apparaît par un rapport de l'endettement à la valeur des actifs de l'entreprise. Il s'agit donc explicitement d'étudier un STOCK.
- (ii) Les variations de l'état du stock, à partir des comptes de bilans.
- (iii) Les flux de liquidités liés aux opérations de financement (tableau de flux financiers)
- (iv) La décomposition des flux de financement

Un paragraphe est consacré à chaque famille afin de présenter : (1.) les tenants de la mesure, (2.) les objectifs explicites de la mesure, (3.) les conditions implicites de la mesure. Normalement, le dépassement des limites devrait introduire les mesures suivantes.

2.1 La structure financière

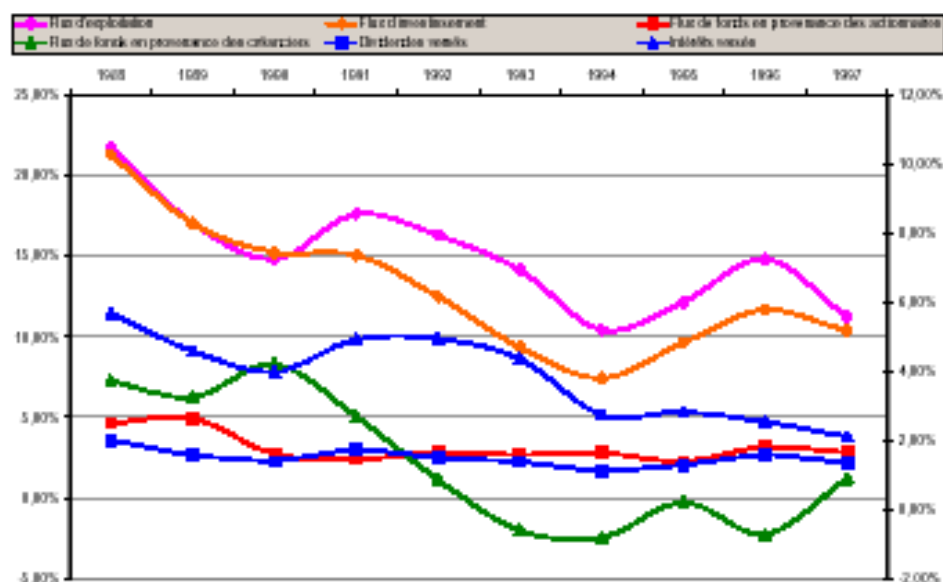
la présentation des séries de données visant à mesurer, à la fois en valeur comptable et en valeur de marché, la structure de financière est organisée...

2.2 Les variations de la structure financière

Myers (2001) souligne que la plupart des théories sur le financement traitent des aspects tactiques (les décisions) et non la stratégie (la cible d'endettement par exemple). Aussi, il est plus utile de se concentrer sur les variations du stock que le stock lui-même. Il s'agit tout simplement de prendre les mesures proposées par Fama et French (2003). La justification entre 2.2 et 2.3. est qu'il existe de nombreuses possibilités pour faire varier les fonds propres d'une entreprise sans faire varier les flux de financement (par exemple l'exercice des stocks options et les fusions acquisitions par échanges de titres.

2.3 Les flux de financement

Graphique n° 19 : Investissement, financement et rémunération des actionnaires et des créanciers des entreprises en pourcentage de la valeur de marché du capital en début d'année, entre 1988 et 1997.



Légende : Le graphique représente l'évolution moyenne des flux de fonds des entreprises de 1215 observations concernant 174 sociétés sur la période 1988 à 1997. Les flux d'investissement et d'exploitation sont mesurés sur l'échelle de gauche, les flux de financement auprès des actionnaires et des créanciers et les flux de rémunération envers eux sont mesurés sur l'échelle de droite.

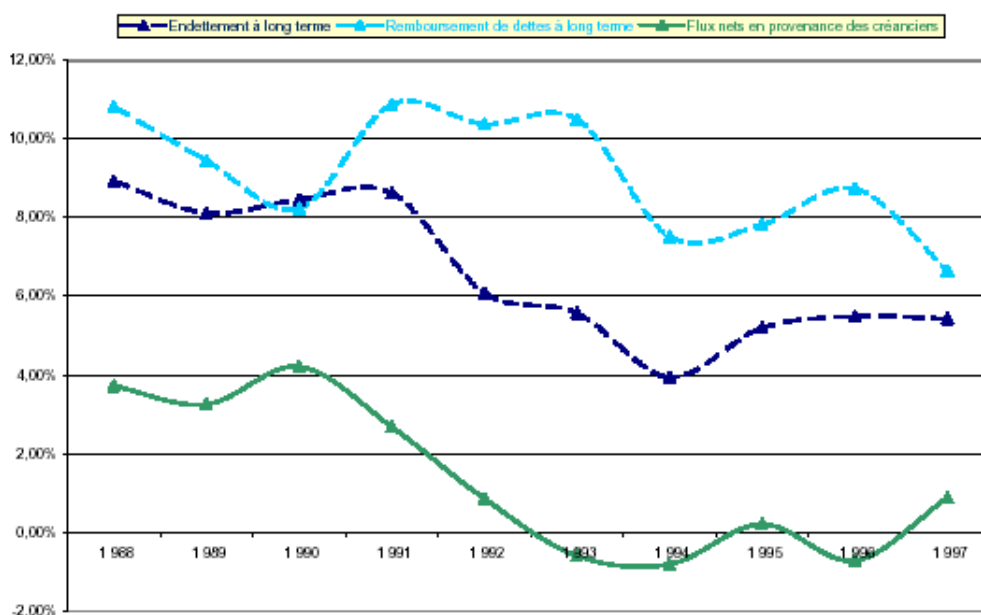
Outre les mesures traditionnelles, il s'agit ici d'appréhender les décisions de financement annuellement à partir des flux de liquidités, de manière à identifier **la nature du financement**. La première mesure consiste à estimer le financement net selon la nature de chaque partenaire financier (actionnaire ou créancier) : en estimant les flux de liquidités en provenance des fournisseurs de capitaux moins ceux nécessaires à leurs remboursements et rémunérations.

2.4 La décomposition des flux de financement.

Cette recherche appréhende les décisions de financement annuellement à partir des flux de liquidités, mais tente de décomposer d'un côté les éléments induits par les décisions de financement passées (la rémunération et le remboursement des transactions financières passées) et les décisions de financement actuelles de l'autre côté. Cette mesure consiste donc à estimer le financement brut selon la nature du partenaire

financier, en ne considérant que l'entrée de flux en provenance des fournisseurs de ressources financières. L'intérêt de cette dernière mesure est donc de permettre l'appréhension des choix de financement sans biais lié aux contraintes de rémunérations des partenaires financiers. Cette mesure résulte des besoins empiriques exprimés par les recherches sur les thèmes de l'enracinement ou de la gouvernance par exemple. En considérant que les dettes financières sont remboursées au moyen des flux générés par les actifs acquis grâce à celles-ci et que ces remboursements sont "imposés" par les échéanciers, les décisions de financement devraient être appréhendées sans les flux de liquidités destinés à la rémunération et le remboursement des créanciers. Comme le numérateur ne considère que les choix de financement de la période, il est logique de le rapporter aux montants de ressources investies durant la même période, et non par rapport à la valeur de tous les actifs de l'entreprise. Cependant, des erreurs comptables d'appréciation de la valeur seront considérées puisque l'investissement n'est pas évalué en valeur économique ou de marché.

Graphique n° 20 : Décomposition des flux de liquidités d'endettement.



Légende : Les flux de liquidités échangés avec les créanciers, soit lors de la souscription de nouvelles dettes financières, soit lors du remboursement d'anciennes dettes financières, sont mesurés comparativement à la valeur de marché de son capital économique.

3 L'ESTIMATION DES MESURES EN FRANCE (1987-2004)

Cette section vise à décrire empiriquement les politiques de financement à partir de l'observation des données comptables et financières des sociétés cotées dans le SBF250, obtenues à partir de la base de données Worldscope sur la période de 1987 à 1997 et de la base Osiris pour la période 1998 à 2004.

3.1 Présentation de la méthode de régression "panel data"

La méthode d'estimation économétrique dite des données de panel ou *pooled time series* présente certains avantages pour les tests empiriques des théories financières. L'échantillon des données est organisé sous la forme d'une combinaison de coupes instantanées et de séries temporelles. Une série temporelle est une séquence numérique, où l'intervalle entre les observations d'un ensemble de variables (Z_t et Z_{t+1}) est constant et fixé. Une coupe instantanée est une unité d'analyse à un point défini dans le temps pour lequel il existe un ensemble de variables (X_i à X_n). La collection de données est configurée afin de traiter en priorité de l'analyse entre les individus d'une coupe instantanée, par rapport aux variations dans le temps des individus. Cette technique statistique permet de décrire, d'analyser et de tester des hypothèses concernant d'un ensemble de données et le processus générant ses résultats. Elle est particulièrement avantageuse lorsque la longueur des séries temporelles est abrégée et ou lorsque la taille des coupes instantanées est modérée. Le principal inconvénient est lié à l'organisation de l'échantillon, conduisant probablement à une hétérosédasticité (individuelle ou temporelle) des résidus de régression et donc violer les conditions d'utilisation des moindres carrés ordinaires.

Cette section est articulée en trois étapes. Il s'agit dans un premier temps de comprendre l'incorporation d'une hétérogénéité, dans un deuxième de présenter la procédure de test de spécification et dans un troisième les procédures d'estimations lorsque l'hétérogénéité est acceptée.

3.1.1 Des différentes formes d'hétérosédasticité

Les tests de spécification visent à vérifier l'hypothèse d'hétérogénéité (et sa forme) d'un processus censé représenter les données de panel de l'échantillon. Sur le plan des analyses de politiques financières, il s'agit de déterminer si l'hypothèse d'une modélisation parfaitement identique pour toutes les entreprises peut être retenue, compte tenu du niveau de risque accepté. L'hypothèse alternative est de considérer qu'il existe des spécificités pour les entreprises. Leurs différences de comportements de financement peuvent apparaître dans la constante ou dans la sensibilité des variables endogènes aux variables exogènes. Le premier cas signifie, par exemple, que telle entreprise se finance avec proportionnellement moins de dettes financières que les autres, sans que cela soit lié à une relation entre le taux d'endettement et les variables explicatives et de contrôle. Le second cas signifie que la même entreprise est ainsi financée car elle est individuellement et particulièrement plus sensible aux opportunités de croissance (par exemple en supposant une relation négative avec la dette). De nombreux modèles existent pour caractériser l'hétérogénéité soupçonnée d'influencer la relation entre les variables indépendantes et l'erreur de régression. Ici, trois modèles sont retenus. Chacun reflète des conditions propres, des forces et des faiblesses.

- Le premier modèle est celui traditionnel de régression des MCO (*OLS*) caractérisé par des effets de X sur Y supposés être constants pour toutes les coupes instantanées [$\text{cov}(x_{i,t}; \varepsilon_{i,t}) = 0 \forall i \text{ et } t$]. Il n'y a pas de variations dans l'échantillon qui devraient miner la constance de la relation entre les variables indépendantes et la variable dépendante.

- Le second modèle est le *Least Square Dummy Variable*, qui reconnaît une non constance simple dans la relation entre X et Y. Ce modèle LSDV suppose l'existence de coefficients de régression identiques pour tous les individus mais de constantes spécifiques à chacun. Ainsi, une relation expliquant la structure financière évoquée à travers ce type de modélisation est censée différer pour tous les individus au niveau des constantes introduites du modèle de régression^[j3], c'est-à-dire de la moyenne du taux d'endettement de l'entreprise sur la période.
- Le troisième modèle est le modèle à erreurs composées, *variance components*, où la variation dans l'ampleur et dans la direction de la relation entre les coupes instantanées sont supposées être aléatoires. Il s'agit d'autoriser une covariance entre les x_i et les e_i . En d'autres termes, les coefficients de régression (β) peuvent dépendre de l'individu i considéré ou de la période t considérée. Ces variations sont alors capturées et spécifiées explicitement avec le terme d'erreur $\varepsilon_{i,t}$ tel que $w_i = u_i + e_{i,t}$.

En conséquence, la forme du modèle économétrique doit être testée sur l'échantillon avant la phase d'estimation des coefficients. Une erreur de spécification tendrait à influencer sur les variances des coefficients de régression et induire à des conclusions erronées. Le prochain paragraphe présente la procédure de test permettant de spécifier la forme de l'hétérogénéité sur le plan économétrique. Le paragraphe suivant mettra en évidence schématiquement le moyen de résoudre ce problème lors de la phase d'estimation des coefficients de régression.

3.1.2 La procédure de tests de spécification

Soit un échantillon de T observations de N processus individuels $\{y_{i,t}, t \in Z; i \in N\}$ et $\{x_{i,t}, t \in Z; i \in N\}$. Si l'échantillon est cylindrique (en l'absence de données manquantes), sa dimension est égale au produit de celle des coupes instantanées par la

durée d'observation, soit NT . Par la suite, $\{y_{i,t}\}$ est supposé désigner un processus linéaire, tel que $\forall i \in N$ et $t \in Z$:

Équation n° 1 :
$$y_{i,t} = \alpha_i + x_{i,t} \beta_i + \varepsilon_{i,t}$$

$$(nt \times 1) = (nt \times 1) + (nt \times k) (k \times 1) + (nt \times 1)$$

où $\alpha_i \in \mathbb{R}$, $\beta_i = (\beta_{1,i} \beta_{2,i} \dots \beta_{k,i})'$ est un vecteur de dimension $(1, k)$ pour l'individu i , k étant le nombre de variables explicatives. Soit, $x_{i,t} = (x_{1,i,t}; x_{2,i,t}; \dots; x_{k,i,t})$ un vecteur de k variables explicatives. Les innovations $\varepsilon_{i,t}$ sont supposées être *i.i.d.* de moyenne nulle et de variance égale à σ_ε^2 , $\forall i \in [1, N]$. Ainsi, les paramètres du modèle de l'Équation n° 1 sont supposés différer dans la dimension individuelle (à l'exception de la variance des innovations supposée identique pour tous les individus), mais être constants dans le temps.

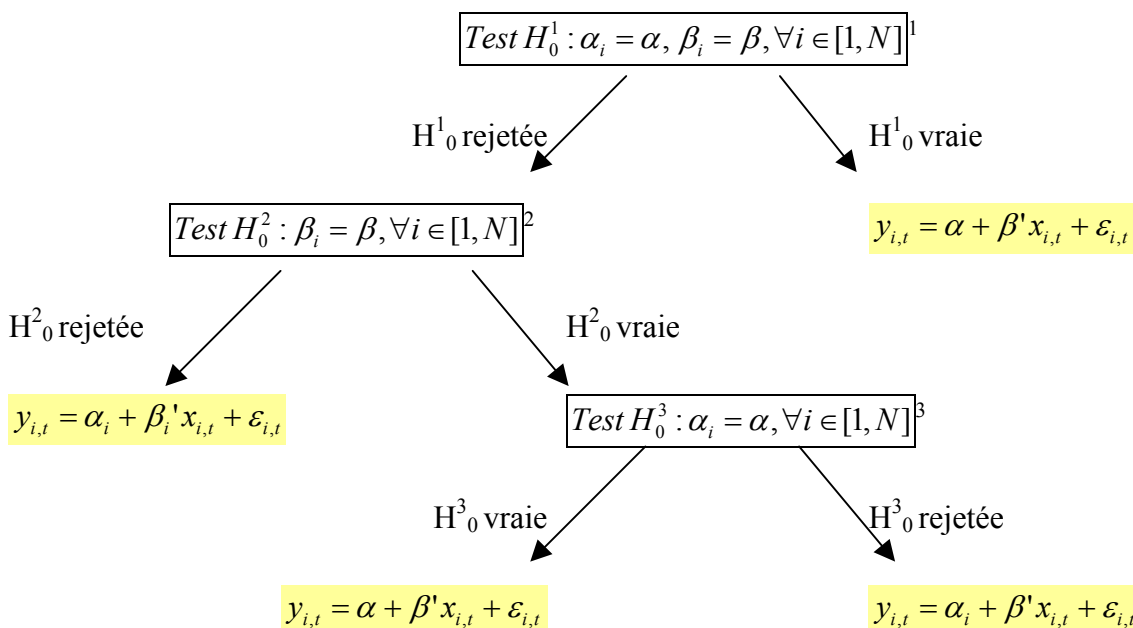
Il existe au moins quatre formes de l'Équation n° 1 selon les hypothèses considérées sur les paramètres.

		$\alpha_i = \alpha$	
		OUI	NON
$\beta_i = \beta$	OUI	Oui <i>Modèle homogène</i>	Non <i>Modèle hétérogène</i>
	NON	Non <i>N modèles</i>	Non <i>N modèles</i>

(i) Le panel est homogène (*pooled*) lorsque les N constantes α_i et les N vecteurs de paramètres β_i sont identiques : $\alpha_i = \alpha$, $\beta_i = \beta \forall i \in [1, N]$. (ii) Il existe N modèles linéaires différents lorsque les N constantes α_i et les N vecteurs de paramètres β_i sont différents selon les individus. (iii)]. Lorsque N vecteurs de paramètres β_i sont différents selon les individus, la structure de panel est rejetée, même si les N constantes α_i sont identiques. (iv) Le panel peut être appréhendé selon un modèle à effets individuels

lorsque les N vecteurs de paramètres β_i sont identiques : $\beta_i = \beta \forall i \in [1, N]$, alors que les N constantes α_i sont différentes selon les individus. Hsiao (1995) propose d'adopter une procédure de tests d'homogénéité emboîtés représentée par la figure suivante.

Figure n° 1 : Procédure générale de tests d'homogénéité.



Légende : L'hypothèse H^1 d'une structure parfaitement homogène (constantes et coefficients identiques) est d'abord testée. Si elle est rejetée, deux tests successifs recherchent la source d'hétérogénéité. Le premier test vise à éprouver l'hypothèse H^2_0 selon laquelle il existe un modèle commun à tous les individus (une relation identique en termes d'ampleur et de direction entre les variables explicatives et à expliquer). Le second test vise à éprouver l'hypothèse H^3 selon laquelle l'hétérogénéité est résiduelle dans des différences (atemporelles ici) entre les individus. La modélisation de panel ne peut être utilisée qu'après le rejet de H^3 . Source Hurlin (1999)

¹ Il y a donc $(K+1)(N-1)$ contraintes.

² Il y a donc $(K)(N-1)$ contraintes.

³ Il y a donc $(N-1)$ contraintes.

Le test de Fisher [j4] est utilisé pour réaliser les trois tests précédents. Le modèle classique de régression linéaire correspond à l'acceptation de H^1_0 .

3.1.3 Procédure d'estimation simplifiée lorsque qu'une spécification hétérogène est acceptée.

Soit $Y_{i,t}$ une variable à expliquer mesurée sur la dimension individuelle i et temporelle t . L'ensemble des variables explicatives est noté $X_{i,t}$ exprimé sur les mêmes dimensions. En supposant que la spécification du modèle à tester considère une constante individuelle et une temporelle, puis que la relation entre X et Y soit constante, le modèle à tester est de la forme suivante.

$$\text{Équation n° 2 :} \quad y_{i,t} = \beta \cdot x_{i,t} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

Pour un échantillon structuré en coupes instantanées empilées successivement, les tests précédents permettent d'accepter ou rejeter les conditions d'application du modèle linéaire classique. En effet, l'organisation des données tend à favoriser la contamination des données par les corrélations entre les périodes pour chaque individu. Il y existe d'autres configurations de contaminations. Si le panel est empilé sur la dimension temporelle, une auto-corrélation des résidus signifie qu'une année influence les comportements de financement de toutes les entreprises. Les tests précédents permettent en outre de retenir la forme de sources d'hétérogénéité (qu'elles soient individuelles ou temporelles). Dans le cas d'une hétérogénéité dans les constantes, une solution simple apparaît au problème du traitement des échantillons de données de panel. **L'effet individuel fixe** est éliminé en centrant les variables sur leur moyenne calculée sur la dimension temporelle. **L'effet temporel** est éliminé en transformant les variables sur la dimension individuelle.

$$\text{Équation n° 3 : } \bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{i,t} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\beta \cdot x_{i,t} + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}) + \frac{T}{T} \alpha_i$$

$$\text{Équation n° 4 : } (y_{i,t} - \bar{y}_i) = \beta \cdot (x_{i,t} - \bar{x}_i) + (\lambda_t - \bar{\lambda}) + (\varepsilon_{i,t} - \bar{\varepsilon}_i)$$

En effectuant un changement de variable et en centrant les données, les corrélations potentielles entre les effets fixes individuels et les variables explicatives $X_{i,t}$ ont été éliminées. Une telle approche est qualifiée de « fixe » car la covariance entre eux est nulle (le terme α est constant), *i.e.* $\text{cov}(\alpha_i; \varepsilon_j) = 0 \forall i, j$. Celle-ci peut aussi être « aléatoire » $\text{cov}(\alpha_i; \varepsilon_j) = \text{cov}(x_i; \varepsilon_j) \neq 0 \forall i, j$. Si l'effet individuel ne peut être observé directement, il est considéré comme aléatoire. Le résidu de la régression v_{it} est « composé » de l'erreur d'observation α_i et du résidu classique ε_{it} .

$$\text{Équation n° 5 : } v_{i,t} = \alpha_i + \varepsilon_{i,t}$$

La nature de la variance (l'effet individuel, l'effet temporel, ou les deux) et sa qualité (Les effets individuels peuvent être fixes (c'est-à-dire déterministes – estimateur *within*) ou aléatoires (c'est-à-dire que les effets ne sont plus des paramètres à estimer, mais des variables aléatoires possédant une distribution commune pour tous les individus)).

Si ces deux derniers termes sont supposés i.i.d., mutuellement indépendants, non autocorrélés et indépendants des x_i , le modèle est qualifié d'effets individuels aléatoires. Les tests ont été réalisés sur SPSS v9 grâce à la procédure des modèles linéaires généralisés et sous SAS v12.

4 CONCLUSION.

5 BIBLIOGRAPHIE

De nombreuses documentations sont disponibles sur le site du laboratoire de recherche ERUDITE de l'Université de Paris 12 (www.univ-paris12.fr/www/labos/erudite/).

- FAMA E.F. ET FRENCH K.R., 2005, «Financing decisions: who issues stock? », *Journal of Financial Economics*, vol. 76, p. 549-582.
- HARRIS M. ET RAVIV A., 1991, « The Theory of Capital Structure », *Journal of Finance*, vol. 66, n° 1, p. 297-355.
- HSIAO C., 1995, *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, 246 p.
- HURLIN C., 1999, « L'économétrie des données de panel », *Papier de Recherche*, 68 p.
- RAJAN R.G. ET ZINGALES L., 1995, « What Do We Know about Capital Structure ? Some Evidence from International Data », *Journal of Finance*, vol. 50, n° 5, p. 1421-1461.
- Roberts M.R., 2002, "The Dynamics of Capital Structure: An Empirical Analysis of a Partially Observable System", working paper
- Baker, M. and J. Wurgler, 2002, Market timing and capital structure, *Journal of Finance* 57(1): 1-30