L'Actualité économique

D'une analyse de variabilités à un modèle d'investissement des firmes

Danielle Forest, Christian Gouriéroux and Lise Salvas-Bronsard

Volume 73, Number 1-2-3, mars–juin–septembre 1997

L'économétrie appliquée

URI: https://id.erudit.org/iderudit/602231ar
DOI: https://doi.org/10.7202/602231ar

See table of contents

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)
1710-3991 (digital)

Cite this article

Forest, D., Gouriéroux, C. & Salvas-Bronsard, L. (1997). D'une analyse de variabilités à un modèle d'investissement des firmes. *L'Actualité économique*, *73*(1-2-3), 331–350. https://doi.org/10.7202/602231ar

Article abstract

We introduce a general to specific approach suitable for panel data. We are led to perform singular value decompositions based on a multivariate variance analysis equation, in which the individual and time effects are explicitely taken into account. This methodology is applied to the analysis of liquidity constraints as a determinant of corporate investment in Canada.

L'Actualité économique, Revue d'analyse économique, vol. 73, nos 1-2-3, mars-juin-septembre 1997

D'UNE ANALYSE DE VARIABILITÉS À UN MODÈLE D'INVESTISSEMENT DES FIRMES*

Danielle FOREST
Université du Québec à Montréal
Christian GOURIÉROUX
CREST-CEPREMAP
Lise SALVAS-BRONSARD
Université de Montréal

RÉSUMÉ – Nous introduisons une approche du général au spécifique adaptée à des données de panel. Ceci conduit à considérer des décompositions en valeurs singulières menées à partir d'équations d'analyse de la variance multivariées faisant apparaître les effets individuels et temporels. Nous utilisons cette méthodologie pour analyser la présence de contraintes de liquidité comme déterminant de l'investissement des firmes canadiennes.

ABSTRACT – We introduce a general to specific approach suitable for panel data. We are led to perform singular value decompositions based on a multivariate variance analysis equation, in which the individual and time effects are explicitely taken into account. This methodology is applied to the analysis of liquidity constraints as a determinant of corporate investment in Canada.

INTRODUCTION

La spécificité des modèles pour données de panel est l'accent mis sur l'hétérogénéité individuelle et temporelle. Les procédures standards pour détecter et analyser de tels effets présentent cependant des inconvénients. Les tests et estimations relatifs à ces effets ne peuvent être menés qu'une fois un modèle entièrement spécifié, l'endogénéité ou l'exogénéité des variables testée et prise en compte, les éventuels changements structurels détectés et précisés.

* Cette recherche a bénéficié d'aides du *Social Sciences and Humanities Research Council* du Canada et du programme FCAR du Ministère de l'Éducation du Québec.

Dans ce papier nous abordons ces diverses questions par une approche beaucoup plus descriptive partant du général, c'est-à-dire d'une analyse de matrices de variance-covariance empiriques, au spécifique, c'est-à-dire à la détermination des relations importantes entre variables, de celles dans lesquelles doivent être introduits des effets spécifiques individuels et/ou temporels, et à la façon de lire ces équations en repérant les variables endogènes naturelles...

Plus précisément nous considérons l'ensemble des variables intéressantes pour notre problème, incluant celles susceptibles d'être endogènes et celles susceptibles d'être exogènes. Nous calculons diverses matrices de variance-covariance, définies de façon à éliminer ou pas certains des effets : matrice de variabilité intra-date, intra-individu, matrice de variabilité résiduelle après élimination des divers effets...

Nous menons sur ces matrices des décompositions en valeurs singulières mettant en évidence les relations importantes en distinguant celles incluant à la fois des effets individuel et temporel, uniquement un effet individuel ou un effet temporel, ou aucun effet.

Cette approche est appliquée pour analyser la présence de contraintes de liquidité comme déterminant des investissements des firmes. Traditionnellement les modèles d'investissements utilisés supposent les marchés de capitaux efficients et les firmes capables de s'ajuster aux variations de prix sur ces marchés. Le niveau d'investissement dépend alors d'une valeur implicite du capital résultant d'une optimisation dynamique par la firme de son stock de capital avec coûts d'ajustement. C'est le modèle du q marginal de Tobin.

Récemment de nombreuses études théoriques et empiriques se sont intéressées aux contraintes de liquidité comme déterminant de l'investissement des firmes. Des arguments d'inefficacité des marchés de capitaux ont ainsi conduit à introduire le cash-flow et le profit comme variables explicatives supplémentaires dans l'équation d'investissement. De plus il est devenu usuel d'étudier les questions d'investissement après avoir classé les firmes selon les contraintes de financement auxquelles elles sont vraisemblablement confrontées.

Dans la première section, nous présentons la méthodologie basée sur les analyses de valeurs propres et vecteurs propres des matrices intervenant dans l'équation d'analyse de la variance multivariée, et discutons les interprétations factorielles de telles décompositions spectrales.

Dans la deuxième section, nous rappelons les principaux modèles d'investissement des firmes, introduits dans la littérature. Ceci nous permet de lister les variables d'intérêt auxquelles sera appliquée l'analyse factorielle, et de mettre en évidence les interprétations structurelles des conditions d'exogénéité.

Une étude empirique menée sur données canadiennes est présentée dans la dernière section, et permet de voir comment la démarche descriptive peut apporter des informations structurelles.

1. ANALYSE DE LA VARIANCE ET DÉCOMPOSITION EN VALEURS SINGULIÈRES

1.1 *Analyse de la variance multivariée.*

Nous supposons disponibles des données sur p variables d'intérêt pour un panel de N individus suivis durant T périodes, et nous notons $X_{n,t}$ le vecteur de taille p des valeurs prises par ces variables pour l'individu n et la date t. La matrice de variance-covariance empirique de ces variables, calculée à la fois sur les individus et les dates, est :

$$\hat{V}_o = \frac{1}{NT}\sum_{n=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(X_{n,t} - X..)(X_{n,t} - X..)', \tag{1}$$

où $X.. = \frac{1}{NT}\sum_{n=1}^{N}\sum_{t=1}^{T} X_{n,t}$ est la moyenne générale et $'$ désigne la transposition. Cette matrice de dispersion peut être décomposée de diverses façons pour faire apparaître les effets spécifiques de l'individu et/ou du temps. Nous avons par exemple :

$$\hat{V}_o = \hat{V}_1 + \hat{V}_2 + \hat{V}_3, \tag{2}$$

avec $\hat{V}_1 = \frac{1}{N}\sum_{n=1}^{N}(X_{n.} - X..)(X_{n.} - X..)'$,

$$\hat{V}_2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(X_{.t} - X..)(X_{.t} - X..)',$$

$$\hat{V}_3 = \frac{1}{NT}\sum_{n=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(X_{nt} - X_{n.} - X_{.t} + X..)(X_{nt} - X_{n.} - X_{.t} + X..)',$$

où $X_{n.} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} X_{nt}$ est la moyenne effectuée sur le temps pour un individu donné, et $X_{.t} = \frac{1}{N}\sum_{n=1}^{N} X_{nt}$ la moyenne effectuée sur les individus pour la date t. $\hat{V}_1$ (resp. $\hat{V}_2$)peut être vue comme la dispersion des effets individuels (resp. temporels), et $\hat{V}_3$ comme la dispersion résiduelle, une fois pris en compte les deux types d'effets.

La décomposition (2) a une interprétation classique en terme de modèle linéaire et d'équation d'analyse de la variance. Considérons pour un moment un modèle linéaire de la forme :

$$X_{n,t} = \alpha + \beta_n + \gamma_t + v_{n,t},\ n = 1, ..., N, t = 1, ..., T, \tag{3}$$

où α, β_n, γ_t sont des vecteurs de paramètres de taille p, contraints par

$\beta. = \frac{1}{N}\sum_{n=1}^{N}\beta_n = 0, \gamma. = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\gamma_t = 0$, pour les questions usuelles d'identification, et

où les vecteurs $v_{n,t}$, $n = 1, ..., N$, $t = 1, ..., T$ sont gaussiens indépendants de même loi N (0, Σ). Ce modèle comporte p [N + T + (1/2) p – 1/2] paramètres, soit (1/2) p (p + 1) paramètres pour la matrice Σ et p (N + T – 1) pour la partie déterministe, à estimer à partir de pNT données. Il s'agit d'un modèle de régressions empilées avec des variables explicatives qualitatives. En effet l'équation (3) est équivalente à :

$$X_{n,t} = \alpha + \sum_{m=1}^{N}\beta_m Z_{m,n,t} + \sum_{s=1}^{T}\gamma_s W_{s,n,t} + v_{n,t} \quad , \tag{4}$$

avec $Z_{m,n,t} = 1$, si $m = n$, $Z_{m,n,t} = 0$ sinon,

$W_{s,n,t} = 1$, si $s = t$, $W_{s,n,t} = 0$ sinon.

Le système (4) peut s'écrire sous la forme plus résumée :

$$X_{n,t} = \alpha + BZ_{n,t} + CW_{n,t} + v_{n,t}, \tag{5}$$

en notant $B = [\beta_1, ..., \beta_N]$, $C = (\gamma_1, ..., \gamma_T)$ les matrices (p,N) et (p,T) des divers effets, et $Z_{n,t}$, $W_{n,t}$ les vecteurs associés de variables indicatrices.

Dans ce modèle de régressions empilées, les variables explicatives sont les mêmes dans toutes les équations, de sorte que les estimateurs du maximum de vraisemblance, c'est-à-dire des moindres carrés généralisés, de α, β, C coïncident avec les estimateurs des moindres carrés ordinaires calculés équation par équation (Zellner, 1962 ; Theil, 1971). Par ailleurs les sous-espaces engendrés par les divers groupes de variables indicatrices :

$E_o = \xi(e_{NT})$, où e_{NT} est le vecteur de taille NT, de composantes 1,

$$E_1 = \xi\left\{\left(\sum_{m=1}^{n}\tilde{\beta}_m Z_{m,n,t}\right), \tilde{\beta}_m \in IR, \tilde{\beta}. = 0\right\},$$

$$E_2 = \xi\left\{\sum_{s=1}^{T}\tilde{\gamma}_s W_{s,n,t}, \tilde{\gamma}_s \in IR, \tilde{\gamma}. = 0\right\},$$

sont orthogonaux entre eux. Nous notons P_0, P_1, P_2 les projecteurs orthogonaux sur ces espaces.

Considérons alors la k^e variable d'intérêt, désignons par X_k l'ensemble des observations correspondant à cette variable, le système (5) implique avec des notations claires :

$$X_k = \alpha_k e_{N,T} + B_k' Z + C_k' W + v_k, \tag{6}$$

avec $e'_N B_k = 0$, $e'_T C_k = 0$. Les estimateurs des moindres carrés ordinaires des paramètres et des résidus sont tels que :

$$\hat{\alpha}_k e_{n,T} = P_0 X_k \Leftrightarrow \hat{\alpha}_k = X_{k..},$$
$$\hat{B}'_k Z = P_1 X_k \Leftrightarrow \hat{\beta}_{k,n} = X_{kn.} - X_{k..},$$
$$\hat{C}_k W = P_2 X_k \Leftrightarrow \hat{\gamma}_{k,t} = X_{k.t} - X_{k..},$$
$$\hat{v}_k = (Id - P_0 - P_1 - P_2)X_k = P_3 X_k \text{(disons)}.$$

Il résulte de l'orthogonalité entre les sous-espaces E_0, E_1, E_2 que :
$<(Id - P_0)X_k,(Id - P_0)X_l> = <P_1X_k,P_1X_l> + <P_2X_k,P_2X_l> + <P_3X_k,P_3X_l>, \forall k,l,$
ce qui n'est autre que la relation (2) écrite élément par élément.

L'équation d'analyse de la variance s'écrit donc aussi :

$$\hat{V}_0 = \hat{V}_1 + \hat{V}_2 + \hat{V}_3$$
$$= \frac{1}{N}\sum_{n=1}^{N}\hat{\beta}_n\hat{\beta}'_n + \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{\gamma}_t\hat{\gamma}'_t + \widehat{\sum}, \tag{7}$$

avec $\widehat{\sum} = \frac{1}{NT}\sum_{n=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{v}_{nt}.$

1.2 *Décomposition en valeurs singulières*

Dans une démarche du descriptif au structurel, on cherche les relations satisfaites par les variables d'intérêt par des décompositions en valeurs singulières, faisant apparaître les vecteurs propres et valeurs propres de matrices bien choisies. Il en est ainsi en théorie de la coïntégration pour rechercher les relations de long terme (Johansen, 1988), en théorie de la codépendance pour détecter les combinaisons de variables peu sensibles aux chocs (Gourieroux-Peaucelle, 1993 ; Engle-Kozicki, 1991), en finance pour rechercher les opportunités d'arbitrage (Ross, 1976 ; Chamberlain-Rothschild, 1983).

L'équation d'analyse de la variance multivariée (2) peut servir à de telles décompositions. Plutôt qu'une décomposition en valeurs singulières de la matrice de dispersion globale $\hat{V}_0$, il est plus adapté d'en effectuer séparément sur les diverses matrices $\hat{V}_1$, $\hat{V}_2$, $\hat{V}_3$ Chacune de ces matrices, symétrique positive, peut être écrite :

$$\hat{V}_i = \sum_{k=1}^{p}\hat{\lambda}_{ik}\hat{e}_{ik}\hat{e}'_{ik}, \tag{8}$$

où $\hat{\lambda}_{i1} \geq ... \geq \hat{\lambda}_{ip}$ sont les valeurs propres de $\hat{V}_i$ rangées en ordre décroissant et où $\hat{e}_{ik}$, $k = 1, ..., p$ est une base associée de vecteurs propres orthonormés. Dans ces décompositions certaines des valeurs propres peuvent apparaître négligeables, disons les $p - K_i$ premières pour V_i. La matrice de dispersion globale peut alors s'écrire :

$$\hat{V}_o = \sum_{k=1}^{K_1} \hat{\lambda}_{1k}\hat{e}_{1k}\hat{e}'_{1k} + \sum_{k=1}^{K_2} \hat{\lambda}_{2k}\hat{e}_{2k}\hat{e}'_{2k} + \sum_{k=1}^{K_3} \hat{\lambda}_{3k}\hat{e}_{3k}\hat{e}'_{3k} + R, \tag{9}$$

où R est proche de zéro.

L'écriture précédente ne correspond pas en général à une décomposition en valeurs singulières de la matrice $\hat{V}_o$; en effet le nombre d'éléments de la décomposition $K_1 + K_2 + K_3$ peut être supérieur à p, les vecteurs propres $\hat{e}_{j,k}$, $j = 1,2,3$, $k = 1, ..., K_j$ ne sont pas nécessairement vecteurs propres de $\hat{V}_o$, un vecteur propre de $\hat{V}_i$ n'est pas nécessairement orthogonal à un vecteur propre de $\hat{V}_j (j \neq i)$.

Il reste à justifier l'idée de décomposition en valeurs singulières sur les matrices $\hat{V}_j$, $j = 1,2,3$ séparément et non sur leur somme. C'est le but du paragraphe suivant où nous discutons les modèles factoriels pour données de panel.

1.3 *Décomposition factorielle*

Afin d'interpréter la méthodologie précédente de façon plus inférentielle, nous pouvons introduire une écriture factorielle.

$$X_{n,t} = \alpha + Bf_n + Cg_t + Dh_{n,t} + u_{n,t}, \tag{10}$$

B,C,D sont des matrices de tailles respectives (p,L), (p,M), (p,Q), f_n, g_t, h_{nt} des vecteurs de taille $(L,1)$, $(M,1)$, $(Q,1)$ tels que $f_. = 0$, $g_. = 0$, $h_{.t} = 0$, $\forall t$, $h_{n.} = 0$, $\forall n$, et où (u_{nt}) est un ensemble de variables aléatoires indépendantes de même loi $N(0, \sigma^2)$.

L'idée d'une telle décomposition est que les effets fixes individuels et temporels dépendent d'un petit nombre de facteurs, ici les composantes de f_n, g_t. Par ailleurs le terme résiduel (v_{nt}) est pris sous une forme différente de celle introduite en (3). Il y a quelques effets croisés assimilables à des effets déterministes, et une erreur pour laquelle il est possible de supposer l'homoscédasticité temporelle et sur les firmes.

Cette formulation (10) comporte divers types d'inconnues :
les sensibilités aux facteurs : α, B, C, D,
la variance résiduelle : σ^2,
et les valeurs prises par les facteurs f_n, g_t, $h_{n,t}$.

Il est usuel de traiter toutes ces inconnues comme des paramètres, et de les estimer par maximum de vraisemblance, même si leur nombre est du même ordre de grandeur que celui des observations. Pour des questions d'identification, il est possible de normaliser les facteurs en imposant que leur matrice de variance-covariance empirique soit l'identité :

$$\frac{1}{N}\sum_{n=1}^{N} f_n f_n' = Id_L, \quad \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} g_t g_t' = Id_M, \quad \frac{1}{NT}\sum_{n=1}^{N}\sum_{t=1}^{T} h_{nt} h_{nt}' = Id_Q. \tag{11}$$

La log-vraisemblance, fonction des divers paramètres, peut-être optimisée à valeurs données des facteurs. Il résulte de l'orthogonalité entre les sous-espaces engendrés par les divers sous-ensembles de facteurs, c'est-à-dire la constante, les facteurs individuels, les facteurs mixtes, les facteurs d'effets croisés, que la log-vraisemblance concentrée est :

$$\log l(f, g, h) = \frac{nT}{2}\log\hat{\sigma}^2 - \frac{nT}{2}, \tag{12}$$

avec

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{NT}\left\{Tr\hat{V}_o - T\sum_{j=1}^{p}\sum_{l=1}^{L}\left(\sum_{n=1}^{N} X_{jn.} f_{ln}\right)^2 \right.$$

$$\left. - N\sum_{j=1}^{p}\sum_{m=1}^{M}\left(\sum_{t=1}^{T} X_{j.t} g_{mt}\right)^2 - \sum_{j=1}^{p}\sum_{q=1}^{Q}\left(\sum_{n=1}^{N}\sum_{t=1}^{T} X_{jnt} h_{qnt}\right)^2\right\}$$

$$= \frac{1}{NT}\left\{Tr\hat{V}_o - T\sum_{j=1}^{p}\sum_{l=1}^{L}\left(\sum_{n=1}^{N}(X_{jn.} - X_{j..}) f_{ln}\right)^2\right.$$

$$- N\sum_{j=1}^{p}\sum_{m=1}^{M}\left(\sum_{t=1}^{T}(X_{j.t} - X_{j..}) g_{mt}\right)^2$$

$$\left. - \sum_{j=1}^{p}\sum_{q=1}^{Q}\left(\sum_{n=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(X_{jnt} - X_{jn.} - X_{j.t} + X_{j..}) h_{qnt}\right)^2\right\},$$

la dernière égalité résultant des contraintes sur les moyennes temporelles et individuelles des facteurs. Cette log-vraisemblance concentrée doit alors être optimisée par rapport aux valeurs des facteurs en tenant compte des diverses contraintes imposées à ceux-ci. Il revient évidemment au même de minimiser l'expression de la variance résiduelle $\hat{\sigma}^2$. Comme celle-ci se décompose en somme de fonctions dépendant séparément des divers facteurs, on peut alors effectuer des optimisations séparées.

Une telle optimisation :

$$\min_f \sum_{j=1}^{p}\sum_{l=1}^{L}\left(\sum_{n=1}^{N}(X_{jn.} - X_{j..}) f_{ln}\right)^2$$

sous la contrainte $\sum_{n=1}^{N} f_n f_n' = Id_L$, est le problème classique de l'analyse en composantes principales (Anderson, 1984 ; Muirhead, 1982). Les facteurs f_l $l = 1, ..., L$ solutions correspondent aux vecteurs propres de la matrice $\hat{V}_1$ associés aux L plus grandes valeurs propres. De façon plus précise, on a

$$\hat{f}_{ln} = \hat{e}'_{1l}(X_{n.} - X_{..}), \; l = 1,...,L,$$

et en particulier la dernière contrainte : $\hat{f}_{l.} = 0$ est automatiquement satisfaite.

Des raisonnements analogues s'appliquent aux matrices $\hat{V}_2$ et $\hat{V}_3$, de sorte que les analyses spectrales de ces matrices apparaissent comme des façons d'estimer la décomposition factorielle (10).

2. LES MODÈLES D'INVESTISSEMENT DE LA FIRME

Ces modèles reposent sur la théorie néo-classique, qui dérive le sentier de croissance optimal du stock de capital du problème d'optimisation intertemporelle de la firme en présence de coûts d'ajustement. L'investissement apparaît alors comme une fonction croissante du rapport entre la valeur implicite du capital, égale à la valeur présente des profits marginaux anticipés et escomptés, à son coût. Ce rapport, appelé q marginal de Tobin (Tobin, 1969) donne son nom au modèle de base. Cependant ce rapport sous-jacent est difficile à mesurer empiriquement. Il est généralement remplacé par un q moyen (Hayashi, 1982), où la valeur implicite du capital est assimilée à la valeur boursière corrigée de la dette. Malheureusement ces formulations fournissent des résultats empiriques peu satisfaisants : les coûts d'ajustement sont souvent surestimés, la réponse des dépenses d'investissement aux variations de taxation sont faibles...

Ces résultats décevants sont en partie dus à une mauvaise formulation du fonctionnement des marchés de capitaux. Dans le modèle standard, ceux-ci sont supposés efficients de sorte qu'il n'y a aucune différence de coûts entre des financements internes ou externes. Cependant l'imperfection de ces marchés peut faire que le financement externe soit très coûteux, voire même non disponible. Ces imperfections ont des conséquences directes sur l'investissement.

D'abord en présence d'asymétrie d'information, la valeur du q de Tobin peut être plus grande qu'attendue. En effet la firme ne dispose plus nécessairement d'une source de financement auxiliaire à faible coût lui permettant de faire baisser q à sa valeur d'équilibre en information complète. Lorsque l'information asymétrique est importante, on observe ainsi une augmentation du q de Tobin approché au moyen de la valeur boursière, avant émission de nouvelles actions pour les firmes ayant une information limitée.

De plus les firmes confrontées à des contraintes de financement sont dépendantes de la situation de leur cash-flow. On s'attend à ce que l'investissement dépende à la fois de la valeur implicite du capital et du niveau de cash-flow, avec un effet positif de cette dernière variable pour les firmes contraintes. Le cash-flow peut cependant n'être qu'un agrégat résumant d'autres caractéristiques sous-jacentes, comme la profitabilité de l'investissement. Ceci peut conduire à introduire d'autres variables explicatives comme par exemple le revenu de la firme.

Les remarques précédentes montrent que les modèles d'investissement doivent aussi être estimés en tenant compte de l'hétérogénéïté des firmes du point de vue de l'information et des contraintes de financement. Ceci peut être fait en construisant des groupes de firmes relativement homogènes et en estimant sous-groupe par sous-groupe des équations d'investissement standard, ou, ce qui est analogue, en introduisant diverses caractéristiques individuelles dans les équations de régressions sans oublier les effets croisés entre ces caractéristiques, la valeur du capital et le cash-flow.

Certaines de ces variables additionnelles peuvent être déduites des scores d'attribution de crédits par les banques. Ceux-ci font intervenir des aspects comme la taille de l'entreprise (Carpenter-Fazzari-Petersen, 1994), le secteur d'activité, l'âge de la firme (Oliner-Rudebusch, 1992), le type de gestion, la forme de l'entreprise, le fait de fournir des bilans régulièrements, beaucoup de ratios financiers : taux d'endettement (Johansen, 1994; Galeotti-Schiantarelli-Jamarillo, 1994), stock d'actifs liquides..., l'importance et la durée de la relation entre la firme et sa banque, la notation par la Banque de France, par Moody's (Whited, 1992).

D'autres variables peuvent aussi être informatives, car révélant indirectement les contraintes auxquelles est soumise la firme. Un taux de distribution de dividendes faible peut révèler que la firme préfère effectuer du financement interne, le financement externe étant trop coûteux ou contraint (Bond-Meghir, 1988; Fazzari-Hubbard-Petersen, 1988; Gertler-Hubbard, 1988; Gilchrist, 1990; Fazzari-Petersen, 1993). Le fait d'avoir un accès régulier au marché obligataire traduit des contraintes plus faibles de financement externe. De même la part du capital de la firme détenue par les banques peut jouer un rôle, notamment au Japon et en Allemagne (Elston, 1996; Gertler-Hubbard, 1988; Hoshi-Kashyap-Sharfstein, 1996). Quelles que soient les variables explicatives introduites, les modèles d'investissement généralement estimés restent de forme simple. Ce sont essentiellement des régressions linéaires avec comme variable dépendante l'investissement ou le rapport investissement sur capital, et comme variables indépendantes des fonctions des diverses variables discutées précédemment, incluant des effets croisés. C'est ce type d'écriture sous forme de régression que nous prenons pour base de l'analyse empirique du paragraphe suivant.

3. RÉSULTATS EMPIRIQUES

3.1 *Analyse préliminaire*

Les données proviennent de la base *Stock Guide Database*, où sont rassemblées les diverses déclarations annuelles ou intermédiaires des compagnies cotées aux bourses de Toronto et Montréal. La période concerne les années 1987 à 1991. Après avoir éliminé les observations présentant des incohérences (valeurs négatives du stock de capital fixe, du revenu, du cash-flow, du prix de marché ou du q de Tobin calculé), il reste 862 firmes, conduisant à 3 857 observations sur les cinq ans. Les firmes ont été réparties en deux catégories, en fonction de leur niveau de stock de capital fixe. Les firmes de petites tailles (capital inférieur à 100 milliards) sont vraisemblablement plus sensibles que les autres aux contraintes de financement. Il y a 624 firmes dans cette catégorie.

Diverses caractéristiques des deux classes sont présentées dans le tableau 1, certaines relatives au type de financement recherché par les firmes, d'autres aux diverses variables expliquées ou explicatives des équations d'investissement.

Les firmes de petites tailles, vraisemblablement plus soumises à des contraintes de financement, retiennent une part plus large de leurs revenus, distribuent moins souvent des dividendes et rémunèrent beaucoup moins la détention de leurs titres. De plus, les niveaux médians du stock de capital fixe (K) et du cash-flow (CF) indiquent que ces firmes sont moins capitalisées et génèrent moins de revenu. Les taux de croissance de ventes semblent montrer que les firmes de petites tailles ont de meilleures opportunités d'investissement, et pourraient donc attirer plus de financement. En fait ces firmes ont un fort retour sur investissement, mais n'obtiennent pas plus de financement externe sous forme de dette.

Ces remarques révèlent des imperfections du marché des capitaux, visibles sur d'autres données du tableau 1. Par exemple les différences moyennes des q de Tobin entre les années avec et sans émission d'actions est beaucoup plus importante pour les petites firmes, ce qui correspond bien aux questions d'information. Les bilans sont souvent beaucoup plus variables, beaucoup moins renseignés et difficiles à vérifier et interpréter pour ces entreprises.

Par ailleurs une firme confrontée à des contraintes de financement augmentera son cash-flow pour financer l'investissement. Ces deux variables devraient donc être liées positivement avec un plus fort coefficient pour les petits firmes. De plus on doit s'attendre à une volatilité plus forte de ces variables, puisque les firmes ne peuvent lisser leurs évolutions par appel au financement externe. Cependant, si les attendus concernant les volatilités sont effectivement confirmés, il n'en est pas de même pour les corrélations. En fait les comparaisons précédentes doivent être utilisées avec prudence. Elles sont menées variable par variable sans tenir compte des effets indirects passant par les autres déterminants ; elles ne tiennent pas compte des décalages temporels, notamment des délais nécessaires pour investir qui peuvent être très différents pour les petites et grandes compagnies, et surtout de l'hétérogénéité des firmes à l'intérieur de chacune des deux catégories. Or cette dernière est très importante pour les petites firmes (comme le montrent les niveaux de variabilités des ratios), et de plus très asymétrique (comme le montrent les écarts entre moyenne et niveau médian). Ceci rend difficile l'interprétation usuelle de la mesure de corrélation, fondée sur l'hypothèse implicite de loi symétrique. Ces difficultés peuvent être en partie résolues en ne considérant pas les variables elles-mêmes, mais des résidus de régressions bien choisies. Ce sont ces dernières, que nous allons essayer d'analyser.

TABLEAU 1

COMPARAISON DES FIRMES DE PETITE ET GRANDE TAILLES

Statistiques	**Échantillon global**	**Petite taille**	**Grande taille**
Nombre de firmes	862	624	238
Nombre d'observations	3 857	2 758	1 099
Taux de rétention moyen	0,98	0,98	0,96
% d'années avec distribution de dividendes	52	38	86
Taux de rendement moyen de l'action	- 1,46	- 4,53	6,24
Stock de capital (moyenne)	603	20	2 065
(écart type)	3 274	25	5 888
(médiane)	23	10	478
Cash-flow (moyen)	133	6	450
Taux de croissance des ventes (moyen)	15	17	11
Dette	2 088	179	6 881
Différences moyennes des valeurs q	20	26	4
% d'années avec émission d'actions	57	55	62
Corrélation entre CF et I	0,20	0,20	0,26
CF/K (moyenne)	0,66	0,83	0,24
(écart type)	8,3	9,8	0,3
(médiane)	0,17	0,17	0,17
I/K (moyenne)	2,27	2,97	0,53
(écart type)	29	33	2
(médiane)	0,23	0,27	0,19
Q/K (moyenne)	22,48	28,70	6,9
(écart type)	139,54	163,83	25,9
(médiane)	2,08	2,48	1,57
Y/K (moyenne)	8,1	10,3	2,8
(écart type)	25	29	4
(médiane)	2,50	3,38	1,37
IN/K (moyenne)	0,43	0,53	0,17
(écart type)	5,5	6,47	0,11
(médiane)	0,18	0,19	0,16
Corrélation entre CF et IN	-0,05	-0,05	0,09

3.2 *Analyse des variabilités*

Dans cette section, nous effectuons des analyses de la variance multivariée sur les principales variables des équations d'investissement. Le choix de l'ensemble des variables sur lesquelles porte l'analyse dépend du type de structure que nous souhaitons étudier. Nous considérons successivement des choix correspondant à des marchés parfait et imparfait.

3.2.1 *Marché parfait*

Considérons d'abord les variables taux d'investissement et valeur implicite du capital. Ces variables sont I/K et q/K, où I représente l'investissement, q la valeur implicite de la firme mesurée par la valeur boursière corrigée de la dette, et K le stock de capital.

i) *Analyse globale*

La décomposition de la variance distinguant effets individuels, temporels et spécifiques montre qu'il n'y a pas d'hétérogénéité temporelle significative. Les décompositions spectrales des variabilités totale et spécifique des firmes conduisent aux valeurs propres respectives :

$$\gamma_o = \begin{pmatrix} 19\,641 \\ 650 \end{pmatrix}, \gamma_1 = \begin{pmatrix} 5\,447 \\ 292 \end{pmatrix}.$$

L'une des valeurs propres composant γ_1 est très nettement supérieure à l'autre ; on peut considérer que la plus petite est non significative et examiner la direction propre associée. Celle-ci a pour composantes (1, 0,022), et nous en déduisons une relation approché entre les deux variables :

$$(I/K)_{nt} - (I/K)_{n.} + 0{,}022\,[(q/K)_{nt} - (q/K)_{n.}] = \varepsilon_{nt} \text{ (disons)},$$

soit une équation avec effet spécifique de firme :

$$(I/K)_{nt} + 0{,}022\,(q/K)_{nt} + \alpha + \beta_n = \varepsilon_{nt}.$$

Il reste à examiner si l'une des deux variables : (I/K) ou (q/K) peut dans cette équation être considérée comme exogène. Pour cela nous déterminons les corrélations entre les résidus ε_{nt} et les variables $(I/K)_{nt} - (I/K)_{n.}$, $(q/K)_{n,t} - (q/K)_{n.}$, centrées firme par firme. Elles sont données par

$$\rho(\varepsilon_{nt}, X_{nt} - X_{n.}) = \begin{pmatrix} 0{,}999 \\ 0{,}005 \end{pmatrix}.$$

montrant que dans l'équation à effet fixe (q/K) est la variable la plus exogène et (I/K) la plus endogène. Mais la variable q de Tobin a dans cette équation le mauvais signe impliquant que la théorie traditionnelle à marché du capital parfait ne s'applique pas à l'ensemble des firmes.

La démarche précédente peut cependant être faussée par l'hypothèse implicite que les coefficients des variables sont les mêmes pour toutes les firmes. Nous allons maintenant réappliquer la démarche pour chacune des deux catégories de firmes, ce qui revient à l'introduction d'effets croisés taille x valeur implicite du capital, par exemple.

ii) *Analyse pour les petites firmes*

L'analyse conduit à des résultats analogues ; les valeurs propres sont données par :

$$\lambda_o = \begin{pmatrix} 27\,063 \\ 909 \end{pmatrix}, \lambda_1 = \begin{pmatrix} 7\,541 \\ 407 \end{pmatrix},$$

mettant en évidence une relation pratiquement identique à celle de l'analyse sur toutes les firmes :

$$(I/K)_{nt} + 0{,}023\ (q/K)_{nt} + \alpha + \beta_n = \varepsilon_{nt},$$

et le même type d'exogénéïté, puisque :

$$\rho(\varepsilon_{nt}, X_{nt} - X_{n.}) = \begin{pmatrix} 0{,}999 \\ 0{,}005 \end{pmatrix}.$$

La très forte hétérogénéité parmi les petites firmes cache dans l'analyse globale ce qui se passe pour les grandes compagnies.

iii) *Analyse pour les grandes firmes*

Il y a 238 firmes et 1 099 observations. Les résultats sont pour cette catégorie sensiblement différents. Comme auparavant l'hétérogénéité temporelle est négligeable, et l'étude des valeurs propres :

$$\lambda_o = \begin{pmatrix} 671{,}0 \\ 1{,}1 \end{pmatrix}, \lambda_1 = \begin{pmatrix} 191{,}9 \\ 0{,}8 \end{pmatrix}$$

met aussi en évidence une direction privélégiée. Le rapport entre les grandes et petites valeurs propres est maintenant de l'ordre de 200-600, contre 20-30 pour les petites firmes. La relation associée est :

$$(I/K)_{nt} - 0{,}076\ (q/K)_{nt} + \alpha + \beta_n = \varepsilon_{nt},$$

avec :

$$\rho(\varepsilon_{nt}; X_{nt} - X_{n.}) = \begin{pmatrix} 0{,}646 \\ -0{,}005 \end{pmatrix}.$$

La variable q/K peut toujours être considérée comme exogène (corrélation proche de zéro) et son coefficient a un signe, qui ne permet plus de rejeter le modèle q de Tobin.

3.2.2 *Modèle de marché imparfait*

Le modèle de marché parfait ayant été rejeté pour les firmes de petites tailles, nous allons réappliquer la démarche en introduisant des variables supplémentaires liées au cash-flow et au revenu.

i) *Introduction du cash-flow*

L'analyse de la variance est maintenant appliquée au triplet de variables *I/K*, *q/K* et *CF/K*. Aucune hétérogénéité temporelle n'apparaît significative.

Pour les firmes de petites tailles, l'examen des valeurs propres

$$\lambda_o = \begin{pmatrix} 27\,077 \\ 909 \\ 82 \end{pmatrix}, \lambda_1 = \begin{pmatrix} 7\,552 \\ 409 \\ 24 \end{pmatrix},$$

montre que deux directions sont associées à des valeurs propres non négligeables. Les directions propres correspondantes conduisent cette fois à deux relations et deux ensembles d'erreurs :

$$\begin{cases} 0{,}065\,(I/K)_{nt} + 0{,}039\,(q/K)_{nt} - 0{,}997\,(CF/K)_{nt} + \alpha_1 + \beta_{1n} = \varepsilon_{1,nt}, \\ -\,0{,}998\,(I/K)_{nt} + 0{,}021\,(q/K)_{nt} - 0{,}066\,(CF/K)_{nt} + \alpha_2 + \beta_{2n} = \varepsilon_{2,nt}. \end{cases}$$

Les corrélations entre erreurs et variables sont :

$$\rho(\varepsilon_{nt}, X_{nt} - X_{n.}) = \begin{pmatrix} 0{,}016 & -0{,}995 \\ 0{,}002 & -0{,}005 \\ -0{,}811 & -0{,}223 \end{pmatrix}.$$

La seconde variable *q/K* peut être considérée comme exogène pour le système, et, vues les corrélations proches de un, la première équation comme déterminant plutôt le cash-flow et la seconde l'investissement. Les signes des coefficients de *q/K* et *CF/K* dans cette seconde équation montrent que le modèle peut être rejeté. Plus précisement le système normalisé est :

$$\begin{pmatrix} 1 & -0{,}064 \\ 0{,}064 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} CF/K \\ I/K \end{pmatrix} + \alpha + \beta_n = \begin{pmatrix} 0{,}039 \\ -0{,}021 \end{pmatrix} q/K + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{pmatrix},$$

Pour les firmes de grandes tailles, on obtient aussi un système de dimension deux avec comme variable exogène (*q/K*), la première équation donnant *CF/K*, la seconde *I/K*. Ce système est :

$$\begin{pmatrix} 1 & 0{,}006 \\ -0{,}005 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} CF/K \\ I/K \end{pmatrix} + \alpha + \beta_n = \begin{pmatrix} -0{,}005 \\ 0{,}076 \end{pmatrix} q/K + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{pmatrix},$$

avec des coefficients de la seconde équation maintenant de bons signes.

ii) *Introduction du cash-flow et du revenu*

Il y a maintenant quatre variables : *I/K, q/K, CF/K* et *Y/K*, et toujours aucune hétérogénéité temporelle significative. Pour les petites firmes les valeurs propres laissent apparaître trois directions à retenir :

$$\lambda_o = \begin{pmatrix} 27\,416 \\ 922 \\ 526 \\ 50 \end{pmatrix}, \lambda_1 = \begin{pmatrix} 7\,680 \\ 410 \\ 139 \\ 13 \end{pmatrix}.$$

Celles-ci conduisent au système :

$$\begin{cases} 0{,}052(I/K)_{nt} - 0{,}001(q/K)_{nt} - (0{,}956)(CF/K)_{nt} + 0{,}289(Y/K)_{nt} + \alpha_1 + \beta_{1n} = \varepsilon_{1,nt}, \\ 0{,}069(I/K)_{nt} - 0{,}137(q/K)_{nt} - (0{,}282)(CF/K)_{nt} - 0{,}947(Y/K)_{nt} + \alpha_2 + \beta_{2n} = \varepsilon_{2,nt}, \\ 0{,}996(I/K)_{nt} - 0{,}013(q/K)_{nt} + (0{,}070)(CF/K)_{nt} + 0{,}054(Y/K)_{nt} + \alpha_3 + \beta_{3n} = \varepsilon_{3,nt}, \end{cases}$$

Les corrélations entre variables explicatives et termes d'erreurs sont maintenant :

$$\rho(\varepsilon_{nt}, X_{nt}, X_{n.}) = \begin{pmatrix} 0{,}009 & 0{,}040 & 0{,}994 \\ 0{,}000 & 0{,}019 & 0{,}003 \\ -0{,}575 & -0{,}557 & 0{,}238 \\ 0{,}065 & -0{,}697 & 0{,}068 \end{pmatrix}.$$

De façon analogue pour les firmes de grande taille, les valeurs propres sont :

$$\lambda_o = \begin{pmatrix} 676{,}3 \\ 12{,}08 \\ 1{,}12 \\ 0{,}08 \end{pmatrix}, \lambda_1 = \begin{pmatrix} 192 \\ 1{,}79 \\ 0{,}78 \\ 0{,}02 \end{pmatrix},$$

conduisant au système :

$$\begin{cases} -0{,}001(I/K)_{nt} + 0{,}007(q/K)_{nt} + 0{,}990(CF/K)_{nt} - 0{,}036(Y/K)_{nt} + \alpha_1 + \beta_{1n} = \varepsilon_{1,nt}, \\ -0{,}984(I/K)_{nt} + 0{,}082(q/K)_{nt} - 0{,}07(CF/K)_{nt} - 0{,}155(Y/K)_{nt} + \alpha_2 + \beta_{2n} = \varepsilon_{2,nt}, \\ -0{,}158(I/K)_{nt} + 0{,}031(q/K)_{nt} + 0{,}035(CF/K)_{nt} + 0{,}986(Y/K)_{nt} + \alpha_3 + \beta_{3n} = \varepsilon_{3,nt}, \end{cases}$$

et à des corrélations :

$$\rho(\varepsilon_{nt}, X_{nt} - X_{n.}) = \begin{pmatrix} 0{,}000 & -0{,}629 & -0{,}153 \\ 0{,}000 & 0{,}005 & -0{,}003 \\ 0{,}812 & -0{,}041 & 0{,}299 \\ -0{,}003 & -0{,}004 & 0{,}904 \end{pmatrix}.$$

3.2.3 *Analyse de sensibilité*

Sur l'échantillon de 862 firmes suivies pendant cinq ans aucun des modèles n'apparaît valable pour les firmes de petites tailles alors qu'aucun n'est rejeté pour celles de grandes tailles. Nous allons réexaminer ces résultats en considérant un autre échantillon et une autre définition de l'investissement.

Nous commençons par refaire l'analyse en ne retenant que les firmes dont le q de Tobin est inférieur à 5. Comme le montre le tableau 2, il reste 2 851 observations pour 627 firmes et des indicateurs descriptifs assez semblables aux précédents. Cependant l'analyse des valeurs propres et vecteurs propres conduit à des résultats sensiblement différents (voir annexe 1). Ainsi, si nous considérons seulement deux variables, investissement et rapport q de Tobin, le modèle q de Tobin n'apparaît jamais adéquat, car il n'y a pas de différences significatives entre les valeurs propres. De même, l'addition du cash-flow ne nous conduit à aucun modèle d'investissement. En revanche, lorsque le revenu est introduit, nous trouvons deux équations pour l'investissement pour les firmes de petite taille et pour celles de grande taille une seule équation, avec effets positifs de la variable q et effets négatifs du cash-flow et du revenu, comme attendu, mais la variable q est devenue endogène et corrélée positivement avec le revenu, négativement avec l'investissement et le cash-flow.

CONCLUSION

Nous avons présenté une approche du général au spécifique pour données de panel, reposant sur une analyse factorielle des matrices de variabilités inter et intra. L'application aux données canadiennes a confirmé les problèmes d'asymétrie d'information, le modèle q de Tobin étant rejeté clairement pour les firmes de petites tailles et ne l'étant pas pour celles de grande taille. Mais les modèles habituellement introduits dans la littérature pour tenir compte des imperfections du marché des capitaux sont également rejetés. De plus l'analyse menée avec une définition plus restrictive de l'investissement a conduit à ne plus mettre en évidence des effets d'information asymétrique.

TABLEAU 2

COMPARAISON DES FIRMES SUR L'ÉCHANTILLON TRONQUÉ

Statistiques	**Échantillon global**	**Petite taille**	**Grande taille**
Nombre de firmes	2 851	1 880	971
Nombre d'observations	627	417	210
Taux de rétention moyen	0,98	0,99	0,97
% d'années avec distribution de dividendes	52	36	85
Taux de rendement moyen de l'action	-1,46	-5,27	5,9
Stock de capital (moyenne)	779	25	2 239
(écart type)	3 784	26	6 232
(meédiane)	37	15	505
Cash-flow (moyen)	147	4	1 487
Taux de croissance des ventes (moyen)	15,24	17,91	10,09
Dette	10,63	33	3 057
Differences moyennes des valeurs q	0,96	1,04	0,8
% d'années avec emision d'actions	59	67	62
correlation entre CF et I	0,09	0,08	0,18
CF/K (moyenne)	0,15	0,13	0,18
(écart type)	0,39	0,47	0,14
(médiane)	0,14	0,13	0,15
I/K (moyenne)	0,26	0,28	0,22
(écart type)	0,55	0,65	0,25
(médiane)	0,20	0,22	0,18
Q/K (moyenne)	2,03	2,16	1,75
(écart type)	1,11	1,23	0,77
(médiane)	1,65	1,77	1,49
Y/K (moyenne)	2,98	3,51	1,96
(écart type)	3,96	4,46	2,42
(médiane)	1,62	2,12	1,15
IN/K (moyenne)	0,21	0,23	0,17
(écart type)	0,17	0,19	0,11
(médiane)	0,17	0,18	0,15
Corrélation entre CF et IN	0,06	0,05	0,27

ANNEXE 1

ANALYSE RESTREINTE AUX FIRMES AVEC $q < 5$

Nous avons 2 851 données et 627 firmes. Sur l'échantillon global, les ensembles de valeurs propres sont :

$$\lambda_o = \begin{pmatrix} 1{,}25 \\ 0{,}29 \end{pmatrix}, \lambda_1 = \begin{pmatrix} 0{,}37 \\ 0{,}20 \end{pmatrix}.$$

Comme aucune des valeurs propres de V_1 n'est sensiblement inférieure à l'autre, aucune relation linéaire spécifique n'apparaît. Les calculs de valeurs propres pour les divers autres cas donnent :

firmes de petite taille : $\lambda_o = \begin{pmatrix} 1{,}53 \\ 0{,}40 \end{pmatrix}, \lambda_1 = \begin{pmatrix} 0{,}53 \\ 0{,}28 \end{pmatrix};$

firmes de grande taille : $\lambda_o = \begin{pmatrix} 0{,}60 \\ 0{,}06 \end{pmatrix}, \lambda_1 = \begin{pmatrix} 0{,}08 \\ 0{,}04 \end{pmatrix};$

avec cash-flow, firmes de petite taille : $\lambda_o = \begin{pmatrix} 1{,}53 \\ 0{,}40 \\ 0{,}21 \end{pmatrix}, \lambda_1 = \begin{pmatrix} 0{,}53 \\ 0{,}28 \\ 0{,}10 \end{pmatrix};$

avec cash-flow, firmes de grande taille : $\lambda_o = \begin{pmatrix} 0{,}60 \\ 0{,}06 \\ 0{,}01 \end{pmatrix}, \lambda_1 = \begin{pmatrix} 0{,}08 \\ 0{,}04 \\ 0{,}01 \end{pmatrix}.$

Lorsque de plus le revenu est introduit, nous trouvons pour les firmes de grande taille :

$$\lambda_o = \begin{pmatrix} 5{,}97 \\ 0{,}46 \\ 0{,}06 \\ 0{,}01 \end{pmatrix}, \lambda_1 = \begin{pmatrix} 0{,}35 \\ 0{,}06 \\ 0{,}04 \\ 0{,}01 \end{pmatrix},$$

ce qui conduit à retenir une équation :

$$0{,}04\ (I/K)_{nt} + 0{,}07\ (q/K)_{nt} - 0{,}99\ (CF/K)_{nt} + 0{,}05\ (Y/K)_{nt} + \alpha + \beta_n = \varepsilon_{nt},$$

présentant les bons signes pour les divers coefficients.

BIBLIOGRAPHIE

ABEL, A. (1979), *Investment and the Values of Capital*, New-York, Garland Publishing.

ABEL, A., et O.J. BLANCHARD (1986), « The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment », *Econometrica*, 54 : 249-273.

ABEL, A., et J. EBERLY (1993), « A Unified Model of Investment Under Uncertainty », NBER, 4296.

ANDERSON, J. (1984), *An Introduction to Multivariate Statistical Analysis*, New-York, Wiley.

BESTER, H., et M. HELLWIG (1987), « Moral Hazard and Equilibrium Credit Rationing », dans *Agence Theory, Information and Incentives*, Springer Verlag.

BOND, S., et C. MEGHIR (1994), « Dynamic Investment Models and the Firm's Financial Policy », *Review of Economic Studies*, 61 : 197-222.

CARPENTER, R., FAZZARI, S., et B. PETERSEN (1994), « Inventory Investment, Internal Finance Fluctuations and the Business Cycle », *Brookings Papers on Economic Activity* : 75-138.

CHAMBERLAIN, G., et M. ROTHSCHILD (1983), « Arbitrage, Factor Structure and Mean Variance Analysis on Large Asset Markets », *Econometrica*, 51 : 1281-1301.

CHIRINKO, R. (1993), « Business Fixed Investment Spending : Modeling Strategies, Empirical Results and Policy Implication », *Journal of Economic Literature* : 18-93.

DEVEREUX, M., et F. SCHIANTARELLI (1990), « Investment, Financial Factors and Cash-Flows : Evidence from UK Panel Data », dans R. HUBBARD (ed), *Asymmetric Information, Corporate Finance and Investment*, Univ. of Chicago Press.

ELSTON, J. (1996), « Investment, Liquidity Constraints and Bank Relationships », CEPR 1329.

ENGLE, R., et S. KOZICKI (1991), « Testing for Common Features », Univ. of California, San Diego.

FAZZARI, S., HUBBARD, R., et B. PETERSEN (1988), « Financing Constraints and Corporate Investment », *Brookings Papers on Economic Activity* : 141-195.

FAZZARI, S, et B. PETERSEN (1993), « Working Capital and Fixed Investment : New Evidence on Financing Constraints », *The Rand Journal of Economics*, 24 : 328-343.

GALEOTTI, M., SCHIANTARELLI, F., et F. JAMARILLO (1994), « Investment Decisions and the Role of Debt, Liquid Asset and Cash Flow : Evidence from Italian Panel Data », *Applied Financial Economics*, 4 : 121-132.

GERTLER, M., et R. HUBBARD (1988), « Financial Factors in Business Fluctuations », dans *Financial Market Volatility* : 33-72, Federal Reserve Bank of Kansas City.

GILCHRIST, S. (1990), « An Empirical Analysis of Corporate Investment and Financing Hierarchies Using Firms Level Panel Data », Board of the Governors of the Federal Reserve System

GOURIÉROUX, C., et I. PEAUCELLE (1993), « Séries codépendantes : application à l'hypothèse de parité du pouvoir d'achat », dans *Macroéconomie, développements récents :* 285-306, ed. Economica.

HAYASHI, F. (1982), « Tobin's Marginal *q* and Average *q*: A Neoclassical Interpretation », *Econometrica*, 50 : 213-224.

HAYASHI, F. (1985), « Corporate Finance Side of the *q* Theory of Investment », *Journal of Public Economics*, 27 : 261-280.

HOSHI, T., KASHYAP, A., et D. SCHARFSTEIN (1990), « Bank Monitoring and Investment: Evidence from the Changing Structure of Japanese Corporate Banking Relationship », dans R. HUBBARD (ed), *Asymmetric Information, Corporate Finance and Investment*, Univ. of Chicago Press.

HUBBARD, R., et A. KASHYAP (1992), « Internal Net Worth and the Investment Process : An Application to the U.S. Agriculture », *Journal of Political Economy*, 100 : 506-535.

HUBBARD, R., KASHYAP, A., et T. WHITED (1995), « Internal Finance and Firm Investment », *Journal of Money, Credit and Banking*, 27 : 683-702.

JOHANSEN, S. (1988), « Statistical Analysis of Cointegration Vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 : 231-254.

JOHANSEN, F. (1994), « Investment and Financial Constraints : an Empirical Analysis of Norwegian Firm », DP 109, Statistics Norway.

MATYAS, L., et P. SEVESTRE (1996), *The Econometrics of Panel Data*, Kluwer Academic Pub.

MUIRHEAD, R. (1982), *Aspects of Multivariate Statistical Theory*, Wiley.

OLINER, S., et G. RUDEBUSH (1992), « Sources of the Financing Hierarchy for Business Investment », *The Review of Economics and Statistic*, 74 : 643-655.

ROSS, S. (1976), « The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing », *Journal of Economic Theory*, 17 : 254-286.

THEIL, H. (1971), *Principle of Econometrics*, Wiley.

TOBIN, J. (1969), « A General Equilibrium Approach to Monetary Theory », *Journal of Money, Credit and Banking*, 1 : 15-29.

WHITED, T.M. (1992), « Debt, Liquidity Constraints and Corporate Investment Evidence from Panel Data », *The Journal of Finance*, 47 : 1425-1460.

ZELLNER, A. (1962), « An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias », *Journal of the American Statistical Association*, 57 : 348-368.