

CAHIER DE ReCHERCHE

NOVEMBRE 2002



N° 178

ARTICLES
DE RECHERCHE

Jean-Christophe TEURLAI

CRÉDOC - Département Dynamique des marchés

en collaboration avec

Jean-Bernard CHATELAIN

LEO - Université d'Orléans et CEPREMAP

CRÉDOC

L'ENTREPRISE DE RECHERCHE

Crédoc - Cahier de recherche. N°
0178. Novembre 2002.

R7 179



0000131116/ ex 01



CRÉDOC

L'INFLUENCE DU COÛT D'USAGE DU CAPITAL SUR LA
DÉCISION D'INVESTIR ET SUR L'INVESTISSEMENT
CORPOREL DES ENTREPRISES
DE SERVICES FRANÇAISES

LE RECOURS AU CRÉDIT-BAIL PERMET-IL D'IDENTIFIER
DES ENTREPRISES À L'ORIGINE DU CANAL DU CRÉDIT ?

N° 178

NOVEMBRE 2002

Jean-Christophe TEURLAI

CRÉDOC – Département Dynamique des marchés

en collaboration avec

Jean-Bernard CHATELAIN

LEO – Université d'Orléans et CEPREMAP

142, rue du Chevaleret

7 5 0 1 3 - P A R I S

SOMMAIRE GÉNÉRAL

L'INFLUENCE DU COÛT D'USAGE DU CAPITAL SUR LA DÉCISION D'INVESTIR ET SUR L'INVESTISSEMENT CORPOREL DES ENTREPRISES DE SERVICES FRANÇAISES.....	1
INTRODUCTION.....	1
1. LE COMPORTEMENT INTERTEMPOREL D'INVESTISSEMENT DES ENTREPRISES	3
1.1 Le modèle théorique	3
1.2 Les conditions d'optimalité	4
1.3 Le modèle empirique.....	6
1.4 La méthode d'estimation	7
2. DONNÉES UTILISÉES ET RÉSULTATS DES ESTIMATIONS	10
2.1 Les données.....	10
2.2 L'impact du coût d'usage du capital sur l'investissement : résultats sur l'échantillon total	13
2.3 L'impact du coût d'usage du capital diffère selon la dynamique d'investissement des entreprises	15
CONCLUSION	21
BIBLIOGRAPHIE	22
ANNEXES.....	24
A1. Constitution de l'échantillon	24
A2. Construction des variables	25
A3. Le modèle Probit à effets aléatoires	28

LE RECOURS AU CRÉDIT-BAIL PERMET-IL D'IDENTIFIER DES ENTREPRISES À L'ORIGINE DU CANAL DU CRÉDIT ?	29
INTRODUCTION.....	29
1. UN MODÈLE D'INVESTISSEMENT NÉOCLASSIQUE DANS LE CAS DE MARCHÉS IMPARFAITS.....	33
1.1 Le modèle	33
1.2 Les conditions du premier ordre	35
1.3 La spécification du modèle.....	36
2. PRÉSENTATION DES DONNÉES ET DE LA MÉTHODE D'ESTIMATION.....	38
2.1 Les données.....	38
2.2 La méthode d'estimation	39
3. ÉVALUATION DU COÛT DU FINANCEMENT EXTERNE.....	39
3.1 Selon la taille des entreprises	39
3.2 Selon la taille des entreprises et leur fréquence de recours au crédit-bail	42
3.3 Selon l'accroissement de l'endettement des entreprises et leur fréquence de recours au crédit-bail.....	46
CONCLUSION	49
BIBLIOGRAPHIE	50
ANNEXES.....	52
A1. Constitution de l'échantillon	52
A2. Construction des variables	53

L'INFLUENCE DU COÛT D'USAGE DU CAPITAL SUR LA DÉCISION D'INVESTIR ET SUR L'INVESTISSEMENT CORPOREL DES ENTREPRISES DE SERVICES FRANÇAISES¹

Jean-Christophe TEURLAI

Jean-Bernard CHATELAIN

INTRODUCTION

Le comportement d'investissement des entreprises est l'un des phénomènes les plus difficiles à étudier. Au cours de ces trente dernières années, il a fait l'objet de nombreux travaux théoriques et empiriques ayant donné lieu à de multiples controverses. Cette difficulté se traduit par une incertitude quant à l'influence respective des différents facteurs susceptibles de modifier la dynamique d'investissement des entreprises. Selon le modèle théorique sous-jacent, les études à vocation empirique retiennent en général comme déterminants de l'investissement : la demande et les profits anticipés, l'incertitude pesant sur ces deux grandeurs, des variables financières et le coût d'usage du capital. Ce dernier facteur fait l'objet d'une attention particulière car il est l'un des canaux possibles de transmission des chocs de la politique monétaire (modification des taux d'intérêt) et fiscale (imposition sur les sociétés, subvention à l'investissement, etc.) à la sphère réelle.

Sur données macro-économiques françaises, l'effet du coût d'usage du capital semble toutefois peu évident (Herbet [2001]). Les trois principaux modèles de prévision utilisés durant la dernière décennie (Amadeus (INSEE), Mosaïque (OFCE) et le modèle de la Banque de France) ne font pas intervenir le coût du capital (Assouline et al. [1998]).

En revanche, cinq études récentes réalisées à partir de données individuelles d'entreprises mettent en évidence une réponse significative du capital à une variation de son coût d'usage. Ces résultats

¹ Ce travail pourrait prochainement faire l'objet d'une publication dans la revue *Recherches Économiques de Louvain*. Les auteurs remercient vivement Gabor KATAY pour sa contribution à la réalisation de ce travail.

demeurent malgré tout assez contrastés. Pour la moitié d'entre eux, l'influence du coût du capital est assez faible (en dessous de -0,35). Duhautois [2001] obtient des élasticités de -0,38 de 1985 à 1990 et de -0,27 pour la période 1991-1996, tandis que Crépon et Gianella [2001] obtiennent des élasticités de -0,63 pour l'industrie et de -0,35 pour les services, à partir de bases de données de l'INSEE (respectivement BRN et BIC). Beaudu et Heckel [2001] obtiennent une élasticité nulle de l'investissement au coût du capital à partir de la base de données agrégées par secteur et par taille fournie par la Banque de France (pour la base de données BACH). En utilisant la même base de données, Mojon, Smets et Vermeulen [2001] obtiennent une élasticité de -0,75, mais avec une autre définition du coût du capital. Chatelain et Tiomo (2001) obtiennent pour leur part une élasticité de -0,26 pour l'industrie à partir des données désagrégées de la Banque de France.

La relative faiblesse des valeurs trouvées peut venir d'une hétérogénéité à l'intérieur du groupe des entreprises étudiées. En particulier, la sensibilité de l'investissement au coût marginal du capital peut être plus élevée lorsque l'entreprise investit ou désinvestit (les acquisitions sont inférieures aux cessions). Dans ce dernier cas, le mauvais fonctionnement du marché d'occasion peut modifier la relation entre le capital et le coût du capital. En revanche, la décision d'investir ou de désinvestir peut être très liée à la baisse ou à la hausse du coût du capital.

L'objectif de cet article est de préciser les évaluations du lien entre l'investissement et le coût du capital en prenant en compte ses deux effets : en premier lieu, la sensibilité de la décision d'investir ou de désinvestir au coût du capital ; en second lieu, la sensibilité du montant de l'investissement ou du désinvestissement au coût du capital en intégrant le fait que la décision d'investir ou de désinvestir dépend en partie des mêmes variables, dont le coût du capital lui-même. Cette évaluation se fait sur des données individuelles d'entreprises de services issues de la base Diane. L'intérêt d'utiliser des données portant sur les services est, d'une part, que la majorité des travaux sur l'investissement portent sur l'industrie alors que la part des services dans la production est devenue plus importante ; d'autre part, qu'un nombre important d'entreprises de services sont de petite taille, sont très intensives en travail dans certains secteurs et peuvent fréquemment désinvestir, ce qui est précisément le phénomène que nous cherchons à étudier.

La suite de cet article est organisée ainsi. La section 1 présente le modèle théorique de l'investissement et la méthode d'estimation retenue. La section 2 présente les données utilisées et les résultats économétriques. La dernière section est consacrée à la conclusion.

1. LE COMPORTEMENT INTERTEMPOREL D'INVESTISSEMENT DES ENTREPRISES

1.1 Le modèle théorique

Dans le modèle néoclassique standard, les dirigeants d'une entreprise sont supposés agir dans l'intérêt des actionnaires en maximisant leur richesse ou, de façon équivalente, la valeur de marché de la firme. La détermination de cette dernière constitue donc le point de départ de l'analyse du comportement d'investissement. Elle résulte d'une condition d'arbitrage sur le marché des capitaux, qui porte sur la comparaison entre le rendement après impôt de l'action de la firme et d'un investissement alternatif. Le rendement d'une action dépend des éventuelles plus-values en capital et des dividendes versés par la firme. Dans le modèle néoclassique, les actionnaires – comme les dirigeants de l'entreprise – sont supposés neutres vis-à-vis du risque. A l'équilibre, si les actionnaires de la firme se contentent de détenir leurs parts, le rendement d'une action doit être égal au taux de rendement nominal d'un actif sans risque ρ_t (comme les obligations à 10 ans) entre la date t et $t+1$:

$$\frac{E_t [V_{i,t+1} + D_{i,t+1}]}{V_{it}} = \rho_t \quad [1.1]$$

V_{it} est la valeur de marché de la firme i l'année t . et $E_t D_{i,t+1}$ représente l'anticipation formée par la firme i , à la date t , de la valeur du dividende D à la date $t+1$.

La résolution de la condition d'arbitrage vers le futur donne la valeur de marché (à la date initiale 0) que doit maximiser la firme :

$$\max_{\{K_n, B_n, I_n\}_{n=0}} V_{i,t=0} = E_t \sum_{t=0}^{t=+\infty} \left(\prod_{s=0}^{s=t-1} \beta_s \right) D_{it} \quad [1.2]$$

où β_t est le facteur d'actualisation entre deux périodes, soit : $\beta_t = \frac{1}{1 + \rho_t}$

L'entrepreneur de la firme i maximise la valeur présente des dividendes à la date t sous les contraintes suivantes:

- La firme doit assurer l'équilibre entre ses emplois et ses ressources :

$$D_{it} = (1 - \tau_t) [P_{it} F(K_{it}, L_{it}) - w_t L_{it} - i_{i,t-1} B_{i,t-1}] + \tau_t \delta P_{s,t-1}^1 K_{i,t-1} \quad [1.3]$$

$$+ B_{it} - B_{i,t-1} - (1 - \text{sub}_{it}) P_{st}^1 [K_{it} - (1 - \delta) K_{i,t-1}]$$

où L_{it} sont les effectifs employés par la firme i à la date t , w_t le taux de salaire nominal, P_{st}^1 le prix sectoriel du bien d'équipement, P_{it} le prix de la production de l'entreprise i l'année t et τ_t le taux d'imposition des profits. B_{it} représente le stock de dette de la firme i à la date t , i_{it} est le taux d'intérêt nominal de la dette facturé à l'entreprise, K_{it} le stock de capital de la firme, sub_{it} sont les subventions d'investissement, et enfin $F(\cdot)$ représente la fonction de production ($F_K > 0, F_{KK} < 0$). Par ailleurs, on suppose que le taux d'intérêt nominal de la dette inclut une prime d'agence qui dépend positivement de l'endettement de l'entreprise et négativement de son stock de capital (utilisé en garantie).

- L'évolution du stock de capital est retracée par une loi d'accumulation de la forme :

$$K_{it} = (1 - \delta) K_{i,t-1} + I_{it} \quad [1.4]$$

avec I_{it} qui est l'investissement corporel de la firme i à la date t .

1.2 Les conditions d'optimalité

Après avoir substitué les contraintes [1.3] et [1.4] dans l'équation [1.2], on déduit les conditions d'optimalité par rapport à la dette B_{it} et au stock de capital productif K_{it} :

$$1 - \beta_t \left[1 + E_t (1 - \tau_{t+1}) \left(i_{it} + \frac{\partial i_{it}}{\partial B_{it}} B_{it} \right) \right] = 0 \quad [1.5]$$

$$\Rightarrow \rho_t - (1 - E_t \tau_{t+1}) i_{it} = E_t (1 - \tau_{t+1}) \left(\frac{B_{it}}{P_{st}^1 K_{it}} \right) i'_{it} > 0$$

Cette condition montre que le choix du ratio d'endettement optimal (dette/capital) est indépendant de la politique d'investissement de l'entreprise. Le choix réalisé par la firme résulte d'un arbitrage entre les avantages fiscaux liés à une stratégie d'endettement et sa contrepartie correspondant à une augmentation de la prime d'agence (rappelons que le taux d'intérêt incorpore une prime d'agence fonction croissante du ratio d'endettement).

Les conditions du premier ordre pour le stock de capital productif K_{it} s'écrivent :

$$\begin{aligned}
 & (1 - \tau_t) p_{it} F_K(K_{it}, L_{it}) - (1 - \text{sub}_{it}) p_{st}^1 \\
 & + \beta_t E_t \left[(1 - \text{sub}_{i,t+1}) (1 - \delta) p_{s,t+1}^1 + \tau_{t+1} \delta p_{st}^1 + (1 - \tau_{t+1}) \left(\frac{B_{it}^2}{p_{st}^1 K_{it}^2} \right) i_{it} \right] = 0 \quad [1.6] \\
 \Rightarrow F_K(K_{it}, L_{it}) = C_{it} & = \frac{p_{st}^1 (1 - \text{sub}_{it})}{p_{it} (1 - \tau_t)} [1 - c_1 - c_2 - c_3]
 \end{aligned}$$

où les trois composantes du coût d'usage du capital C_{it} sont de la forme :

$$c_1 = \frac{(1 - \delta) E_t (1 - \text{sub}_{i,t+1}) p_{s,t+1}^1}{(1 + \rho_t) (1 - \text{sub}_{it}) p_{st}^1}, \quad c_2 = [\rho_t - (1 - E_t \tau_{t+1}) i_{it}] \frac{B_{it}}{(1 - \text{sub}_{it}) p_{st}^1 K_{it}}, \quad c_3 = \frac{\delta E_t \tau_{t+1}}{(1 - \text{sub}_{it})}.$$

Le terme $1 - c_1$ représente la définition du coût d'usage du capital sans distorsion fiscale donnée par Hall et Jorgenson [1967]. Le terme c_2 est obtenu après substitution des conditions d'optimalité de la dette (eq [1.5]) dans l'équation [1.6]. Grâce à la déductibilité des charges d'intérêt, le terme c_2 réduit le coût du capital dans la limite fixée par la contrainte sur le coût du crédit (le coût marginal de la dette est une fonction croissante du ratio d'endettement). Le terme c_3 prend en compte les réductions du coût du capital liées à la dépréciation de ce dernier.

Finalement, il est facile de montrer que le coût d'usage moyen du capital s'écrit (le coût de la dette i_{it} et celui des fonds propres ρ_t sont pondérés par leur poids relatif dans le capital) :

$$\begin{aligned}
 1 - c_1 - c_2 - c_3 = & \left(\frac{B_{it}}{(1 - \text{sub}_{it}) p_{st}^1 K_{it}} \right) (1 - E_t \tau_{t+1}) i_{it} + \left(1 - \frac{B_{it}}{(1 - \text{sub}_{it}) p_{st}^1 K_{it}} \right) \rho_t \\
 & + \left(1 - \frac{E_t \tau_{t+1}}{(1 - \text{sub}_{it})} \right) \delta - \left(\frac{E_t (1 - \text{sub}_{i,t+1}) p_{s,t+1}^1 - (1 - \text{sub}_{it}) p_{st}^1}{(1 - \text{sub}_{it}) p_{st}^1} \right) \quad [1.7]
 \end{aligned}$$

Cette formulation du coût d'usage du capital permet de prendre en compte la plupart des vecteurs de transmission de la politique monétaire à la sphère réelle (ici l'investissement)² : le canal du taux d'intérêt, une partie du canal du crédit, les mesures fiscales en faveur de l'investissement.

² Dans le cas où $\text{sub}_{it} = 0$ et $\tau_{it} = E_t \tau_{i,t+1}$, on retrouve la définition du coût d'usage du capital donnée par Hayashi [2000, p.80].

1.3 Le modèle empirique

Pour obtenir un modèle testable par l'économétrie, nous avons supposé que la fonction de production est de type CES (constant elasticity substitution) :

$$Q_{it} = F(K_{it}, L_{it}) = A_{it} \left[aK_{it}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + bL_{it}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad [1.8]$$

où Q_{it} est la production.

A , a , et b sont des paramètres de productivité, ν représente les rendements d'échelle et σ est l'élasticité de substitution entre le capital et l'emploi. Après avoir calculé la productivité marginale du capital et en passant par les log (les variables sont en minuscules), on obtient l'équation de long terme de demande de capital :

$$k_{it} = \left(\sigma + \frac{1-\sigma}{\nu} \right) q_{it} - \sigma \cdot c_{it} - \frac{1-\sigma}{\nu} \ln(A_{it}) + \sigma \ln(\nu \cdot a) \quad [1.9]$$

Nous supposons pour simplifier que le terme de productivité A_{it} est de la forme : $A_{it} = A_i^{\eta_1} A_t^{\eta_2}$. Cette hypothèse nous permet de prendre en compte les deux termes $-\left[\frac{1-\sigma}{\nu}\right] \ln(A_{it}) + \sigma \ln(\nu \cdot a)$ dans l'équation de demande de capital par l'introduction de deux effet fixes, l'un temporel α_t , l'autre individuel α_i .

Pour compléter la spécification, nous supposons que la dynamique d'ajustement du capital réel au capital désiré est correctement approximée pour une formalisation de type ADL (Auto-regressive Distributed Lag) comprenant deux retards pour la variable endogène ainsi que pour les variables explicatives (ADL(2,2), comme dans l'article de Hall, Mairesse et Mulkey [2000]) :

$$k_{it} = \gamma_1 k_{i,t-1} + \gamma_2 k_{i,t-2} + \beta_0 q_{it} + \beta_1 q_{i,t-1} - \sigma_0 c_{it} - \sigma_1 c_{i,t-1} \\ + \theta_0 \frac{CF_{it}}{P_{st}^1 K_{i,t-1}} + \theta_1 \frac{CF_{i,t-1}}{P_{s,t-1}^1 K_{i,t-2}} + \alpha_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad [1.10]$$

où ε_{it} est un terme d'erreur correspondant à des chocs aléatoires. Les cash-flows rapportés au capital mesuré à son coût de remplacement ont également été rajoutés au modèle afin de prendre en compte d'éventuels problèmes de contrainte de financement. L'avantage de la formalisation ADL est qu'elle permet d'obtenir directement des élasticités de court terme pour les variables explicatives du modèle (par exemple, l'élasticité de court terme pour la production correspond à $\beta_{CT} = \beta_0 + \beta_1$), et de calculer des élasticités de long terme :

- pour la production : $\beta_{LT} = (\beta_0 + \beta_1)/(1 - \gamma_1 - \gamma_2)$
- pour le coût d'usage du capital : $-\sigma_{LT} = -(\sigma_0 + \sigma_1)/(1 - \gamma_1 - \gamma_2)$
- pour les cash-flows : $\beta_{LT} = (\beta_0 + \beta_1)/(1 - \gamma_1 - \gamma_2)$

Le calcul de ces élasticités permet ensuite de mesurer les rendements d'échelle de la façon suivante :

$$\nu = (1 - \sigma_{LT})/(\beta_{LT} - \sigma_{LT}).$$

1.4 La méthode d'estimation

L'estimation de l'équation économétrique que nous avons spécifiée pose potentiellement trois types de problème : 1) la corrélation des effets fixes individuels avec les variables explicatives ; 2) l'endogénéité des régresseurs ; 3) l'hétéroscédasticité des perturbations. La procédure d'estimation la plus utilisée, permettant de résoudre ces difficultés et d'obtenir ainsi un estimateur à la fois convergent et efficace, est fondée sur la méthode des moments généralisés³. Cette méthode introduite par Hansen [1982] est, dans son principe, assez simple puisqu'elle consiste à utiliser les moments empiriques de l'échantillon à la place des moments théoriques, afin d'estimer les paramètres d'intérêt du modèle. En pratique, on retient un nombre plus important de moments empiriques que de moments théoriques (appelés conditions identifiantes), afin notamment d'améliorer la précision des estimations.

Cette méthode d'estimation comporte deux étapes. A la première étape, on estime de façon convergente les paramètres du modèle écrit en différence première (pour traiter le problème 1), en instrumentant par le niveau retardé d'au moins deux périodes ($t-2$) des variables potentiellement corrélées avec le terme d'erreur (pour traiter le problème 2). Ce n'est que lors de la deuxième étape que les problèmes d'hétéroscédasticité sont pris en compte, par la pondération des estimations par un estimateur asymptotiquement convergent de la matrice de variance-covariance des perturbations. Cet estimateur est calculé à partir des résidus estimés à la première étape. Pour réaliser nos estimations, nous avons utilisé le programme GAUSS DPD98 d'Arellano et Bond.

Comme nous le verrons dans la suite de cet article, nous avons également souhaité mesurer l'influence du coût d'usage du capital et des cash-flows sur le taux de croissance du capital selon que les entreprises investissent ou non (investissement nul ou désinvestissement) :

³ Pour une présentation exhaustive de la méthode des moments généralisés, se reporter à l'ouvrage de L. Mátyás [1999] ou à l'article de Fève et Langot [1995], et pour une présentation plus spécifique de l'application de la méthode aux modèles de panel, voir Sevestre et Trognon [1995].

$$k_{it} = \gamma_1 k_{i,t-1} + \gamma_2 k_{i,t-2} + \beta_0 q_{it} + \beta_1 q_{i,t-1} - (\sigma_0 + \Gamma^1 \sigma_0') \epsilon_{it} - (\sigma_1 + \Gamma^1 \sigma_1') \epsilon_{i,t-1} + (\theta_0 + \Gamma^1 \theta_0') \frac{CF_{it}}{P_{st}^1 K_{i,t-1}} + (\theta_1 + \Gamma^1 \theta_1') \frac{CF_{i,t-1}}{P_{s,t-1}^1 K_{i,t-2}} + \alpha_i + \alpha_t + \epsilon_{it} \quad [1.11]$$

où Γ^1 est une indicatrice prenant la valeur 1 lorsque l'entreprise i investit l'année t et 0 sinon.

Pour prendre en compte le problème de sélection endogène généré par cette sélection des observations, nous avons opté pour une méthodologie de type Tobit. Ce modèle s'écrit :

Processus de sélection	
$z_{it}^* = w_{it}' \gamma + \zeta_i + \eta_{it},$	
$z_{it} = 1 \quad \text{si } z_{it}^* > 0,$	(A)
$z_{it} = 0 \quad \text{si } z_{it}^* \leq 0,$	
$\begin{cases} \text{Pr ob}(z_{it} = 1) = F(w_{it}' \gamma + \zeta_i) \\ \text{Pr ob}(z_{it} = 0) = 1 - F(w_{it}' \gamma + \zeta_i) \end{cases}$	(B)
Modèles de régression	
$y_{it} = x_{it}' \beta + \mu_i + v_{it} \quad \text{si } z_{it} = 1,$	(C)
<i>et éventuellement</i>	
$y_{it} = s_{it}' \delta + \alpha_i + \psi_{it} \quad \text{si } z_{it} = 0.$	(D)

où y_{it} est la variable endogène du modèle de régression, x_{it}' le vecteur des variables explicatives, z_{it} une variable indicatrice, z_{it}^* une variable latente et w_{it}' le vecteur des variables explicatives de z_{it}^* . Le modèle Tobit comprend également trois effets individuels ζ_i, μ_i et α_i rendant compte de l'hétérogénéité non observée des individus. y_{it} correspond dans notre cas au taux de croissance du capital et le vecteur x_{it}' aux variables explicatives de l'équation [1.11]. z_{it} est la variable indicatrice représentant la décision d'investissement des entreprises : elle vaut 1 lorsque l'entreprise i décide d'investir l'année t et 0 dans le cas contraire. Le vecteur des variables explicatives w_{it}' de la variable latente z_{it}^* sera détaillé dans la suite de cet article, dans le paragraphe consacré à la présentation des déterminants du choix de la décision d'investir.

Le problème posé par l'estimation de l'équation (c) (ou de façon symétrique de l'équation (d)) est qu'il existe un risque non négligeable pour que les perturbations de ce modèle ne soient pas indépendantes de la règle de sélection, *i.e.* pour que l'on ait : $cov(\mu, \zeta) \neq 0$ et/ou $cov(v, \eta) \neq 0$. Dans ce cas, aucun estimateur ne permet d'obtenir des estimations convergentes des paramètres.

Pour solutionner ce problème, Nijman et Verbeek [1992, 1996] ont proposé d'adapter la procédure d'estimation initiée par Heckman [1979] au cas des données de panel. Sur données en coupe, le principe de cette méthode en deux étapes est le suivant : à la première étape on estime les paramètres γ du modèle Probit par la méthode du maximum de vraisemblance ; à la deuxième étape on rajoute comme régresseur supplémentaire au modèle de régression un terme correctif calculé à partir de l'estimation de γ obtenue à la première étape. L'extension de cette méthode aux données de panel est relativement compliquée du fait de la structure particulière des perturbations du modèle qui intègre les caractéristiques individuelles inobservées des entreprises.

Nijman et Verbeek ont en effet montré que la présence d'effets individuels spécifiques impose d'ajouter au modèle de régression (eq. (c)), estimée à la deuxième étape de la procédure d'Heckman) deux termes correctifs. Ces derniers, notés respectivement A_{1i} et A_{2it} , correspondent aux covariances entre μ_i et ζ_i d'une part, et entre η_{it} et v_{it} d'autre part. Ils sont de la forme :

$$A_{1i} = \frac{1}{\sigma_\eta^2 + T\sigma_\zeta^2} \sum_{s=1}^T E\{\zeta_i + \eta_{is} / z_i\}$$

$$A_{2it} = \frac{1}{\sigma_\eta^2} \left[E\{\zeta_i + \eta_{it} / z_i\} - \frac{\sigma_\zeta^2}{\sigma_\eta^2 + T\sigma_\zeta^2} \sum_{s=1}^T E\{\zeta_i + \eta_{is} / z_i\} \right]$$

où

$$E\{\zeta_i + \eta_{it} / z_i\} = \int_{-\infty}^{+\infty} [\zeta_i + E\{\eta_{it} / z_i, \zeta_i\}] f(\zeta_i / z_i) d\zeta_i$$

avec

$$E\{\eta_{it} / z_i, \zeta_i\} = r_{it} \sigma_\eta \frac{\Phi\left(\frac{w_{it}\gamma + \zeta_i}{\sigma_\zeta}\right)}{\Phi\left(r_{it} \frac{w_{it}\gamma + \zeta_i}{\sigma_\zeta}\right)}$$

et

$$f(\zeta_i / z_i) = \frac{\left[\prod_{s=1}^{T_i} \Phi \left(r_{it} \frac{w_{it} \lambda + \zeta_i}{\sigma_\zeta} \right) \right] \frac{1}{\sigma_\zeta} \phi \left(\frac{\zeta_i}{\sigma_\zeta} \right)}{\int_{-\infty}^{+\infty} \prod_{s=1}^{T_i} \Phi \left(r_{it} \frac{w_{it} \lambda + \zeta_i}{\sigma_\zeta} \right) \frac{1}{\sigma_\zeta} \phi \left(\frac{\zeta_i}{\sigma_\zeta} \right) d\zeta_i}$$

Pour estimer le modèle [1.11] nécessitant le recours à une formalisation de type Tobit (pour prendre en compte le problème de section endogène des observations), nous avons utilisé le programme de Moreau [2000] écrit en SAS IML. Ce programme permet en effet d'estimer un modèle Probit à effets aléatoires sur des données de panel non cylindrées. Il permet également de récupérer les termes A_{1i} et A_{2it} , correspondant aux inverses des ratios de Mills, calculés à l'aide de la procédure de quadrature gaussienne (cf. Moreau [2000] et Blanchard [2001]), pour une présentation détaillée de la méthode d'estimation d'un modèle Probit à effets aléatoires sur données de panel, et des deux termes correctifs A_{1i} et A_{2it} . Nous avons ensuite rajouté ces termes correctifs au modèle mesurant l'effet du coût d'usage du capital et des cash-flows sur le taux de croissance du capital selon que les entreprises investissent ou non (eq. [1.11]) et estimé le modèle par la méthode des moments généralisés décrite plus haut.

2. DONNÉES UTILISÉES ET RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

2.1 Les données

Les données utilisées proviennent des bilans annuels d'entreprises issues de la base Diane. Elles comprennent l'ensemble des informations contenues dans les feuillets fiscaux. Le champ couvert concerne les entreprises de services hors holding observées sur la période 1994-2000. Ces entreprises sont regroupées par secteur d'activité qui correspondent, dans la nomenclature NAF, aux services d'hôtellerie et de restauration (HH), aux transports et communications (II), aux services financiers (JJ) immobiliers, de location et aux entreprises (KK), aux services liés à l'éducation (MM), de santé et d'action sociale (NN), aux services collectifs, sociaux et personnels (OO), et enfin domestiques (PP).

Après avoir construit les différentes variables nécessaires à cette étude, nous avons éliminé les observations extrêmes ou douteuses. Le panel ainsi obtenu est constitué de 6 143 entreprises observées sur tout ou partie de la période 1996-2000. La présentation détaillée des différentes étapes

de la constitution de l'échantillon et de la construction des variables utilisées est donnée en annexes A1 et A2.

La tableau 1 ci-dessous donne la valeur moyenne des différentes variables entrant dans le calcul du coût d'usage du capital.

Tableau 1 : Valeur moyenne du coût de la dette et du coût d'usage du capital

Années	pi/pva	taux d'endettement	taux d'intérêt apparent	taux de croissance de pi	taux de dépréciation du capital	coût d'usage du capital
1996	0,981	0,784	0,116	0,015	0,08	0,146
1997	0,989	0,722	0,127	0,013	0,08	0,156
1998	0,991	0,704	0,124	0,010	0,08	0,151
1999	0,997	0,690	0,112	0,014	0,08	0,140
2000	1,017	0,672	0,123	0,014	0,08	0,146
moy	0,995	0,714	0,120	0,013	0,08	0,148

Le niveau moyen du coût d'usage du capital pour les entreprises de services apparaît sensiblement inférieur à celui observé pour les entreprises industrielles (14,8% sur la période 1996-2000 contre 17%, sur la même période, pour les entreprises industrielles considérées dans Chatelain et Tiomo [2001]).

Par ailleurs, les entreprises de services ne semblent pas avoir mené au cours de ces dernières années une politique d'investissement active. En effet, la moitié des entreprises de l'échantillon affichent un taux de croissance de leur capital en recul de 3,6% (cf. tableau 2).

Tableau 2 : Statistiques descriptives sur la période 1996-2000 pour les entreprises de services
(24 740 observations, soit 6 143)

Variables	moyenne	écart type	minimum	25%	médiane	75%	maximum
I/K_{-1}	0,128	0,412	-0,785	-0,001	0,045	0,166	6,220
$\log(K)$	5,341	1,400	-0,174	4,400	5,300	6,230	12,05
$\log(Q)$	8,270	0,859	5,179	7,706	8,148	8,740	14,07
$\log(UC)$	-1,973	0,339	-3,336	-2,165	-1,999	-1,823	-1,000
$CF/K-1$	4,590	15,35	-333,2	0,667	1,693	4,263	635,8
$\Delta \log(K)$	-0,005	0,316	-1,998	-0,085	-0,036	0,083	1,965
$\Delta \log(Q)$	0,064	0,198	-0,996	-0,031	0,047	0,150	0,997
$\Delta \log(UC)$	-0,023	0,249	-0,998	-0,132	-0,011	0,097	0,998

A l'inverse, les entreprises ont enregistré une croissance de leurs débouchés relativement importante au cours de la période 1996-2000 : le taux de croissance de la production s'élève à 4,6% pour la moitié des entreprises, et pour un quart des firmes à 15%. Par ailleurs, seul un quart des entreprises a été confronté à une augmentation du coût d'usage du capital au cours de la période considérée.

L'examen des statistiques sectorielles montre qu'il existe une certaine homogénéité des entreprises au sein du secteur des services (tableaux 3a et 3b). Les taux de croissance moyens des ventes, du capital et du coût du capital sont en effet très peu différents d'un secteur à l'autre. Seule la taille moyenne des entreprises dans le secteur de la santé et de l'action sociale apparaît significativement plus élevée. Autre différence notable, les entreprises de services financiers affichent un cash-flow particulièrement élevé au regard des autres secteurs.

Tableau 3a : Statistiques descriptives par secteur d'activité

	Hôtels et restaurants		Transports et communications		Activités financières		Immo., location, sces aux entreprises		Education		Santé et action sociale		Sces collectifs, sociaux et personnels	
	(NT = 4173)		(NT = 5288)		(NT = 425)		(NT = 10959)		(NT = 285)		(NT = 2090)		(NT = 1520)	
	moy	std	moy	std	moy	std	moy	std	moy	std	moy	std	moy	std
effectif	12,3	20,1	21,6	70,3	10,7	20,4	17,0	67,3	11,9	15,4	34,9	49,4	18,0	61,8
CF/K-1	1,4	3,6	1,9	5,9	12,0	29,5	7,5	20,9	3,4	13,1	2,5	6,9	2,8	6,3
Dlog(K)	0,0	0,2	0,0	0,3	0,0	0,3	0,0	0,4	0,1	0,4	0,0	0,2	0,0	0,3
Dlog(Q)	0,1	0,2	0,1	0,2	0,1	0,2	0,1	0,2	0,1	0,2	0,0	0,1	0,1	0,2
Dlog(UC)	0,0	0,2	0,0	0,3	0,0	0,2	0,0	0,3	0,0	0,3	0,0	0,2	0,0	0,2

Tableau 3b : Nombre d'entreprises par tranche de taille et statistiques descriptives par secteur d'activité

Taille	Hôtels et restaurants	Transports et communications	Activités financières	Immo., location, sces aux entreprises	Education	Santé et action sociale	Sces collectifs, sociaux et personnels
	(NT = 4173)	(NT = 5288)	(NT = 425)	(NT = 10959)	(NT = 285)	(NT = 2090)	(NT = 1520)
0-9 salariés	2464	2675	309	6831	178	623	934,0
10-19 salariés	1018	1216	68	2118	54	474	273,0
20-49 salariés	598	1028	36	1427	49	544	241,0
50-99 salariés	73	193	4	365	4	257	52,0
> 100 salariés	20	176	8	218	0	192	20,0

La distribution des entreprises par secteur et par taille montre que l'échantillon est constitué très majoritairement de petites et moyennes entreprises (moins de 50 salariés).

2.2 L'impact du coût d'usage du capital sur l'investissement : résultats sur l'échantillon total

Le tableau 4 ci-dessous présente les estimations réalisées pour le modèle ADL(2,2) décrit dans la première partie de cet article (eq. [1.10]). La liste des instruments utilisés pour les régressions présentées ci-après figure en bas du tableau 4. Le choix des instruments a été réalisé selon une procédure ascendante décrite dans les articles de Andrews [1999] et de Chatelain [2001].

Trois variantes d'estimation ont été utilisées pour obtenir les résultats proposés dans le tableau 4 : l'estimateur intra-individuel (within), l'estimateur des moments généralisés (MMG) avec le modèle estimé en différences premières, en utilisant des variables instrumentales en niveau (l'estimateur "différences-MMG", d'Arrelano et Bond [1991], et enfin l'estimateur des moments généralisés estimant simultanément le modèle en différences premières en utilisant des instruments en niveau et le modèle en niveau en utilisant des instruments en différences premières (l'estimateur "système-MMG" d'Arrelano et Bover [1995]). Les deux premières colonnes du tableau fournissent les résultats du modèle estimé dans la dimension "intra-individuelle". Les coefficients estimés sont tous significativement différents de zéro, mais présentent des valeurs assez faibles et peu plausibles. En particulier, le terme auto-régressif semble très sous évalué (0,009). Ces "mauvais" résultats s'expliquent par le fait que la transformation within élimine les effets fixes mais ne permet pas de traiter le problème de l'endogénéité des régresseurs, notamment des termes auto-régressifs.

Les deux colonnes suivantes présentent l'estimateur des moments généralisés avec le modèle estimé en différences premières en utilisant des variables instrumentales en niveau ("différences MMG"). Cet estimateur permet de corriger les biais associés à l'endogénéité des régresseurs et à l'hétéroscédasticité des perturbations. Le terme auto-régressif est désormais beaucoup plus élevé (0,48). Néanmoins, si cette équation passe avec succès le test d'exogénéité des instruments de Sargan (la liste des instruments figure en bas du tableau 4), elle ne satisfait pas celui testant l'autocorrélation d'ordre deux des perturbations (le test m2 d'Arrelano et Bond [1991]).

Les colonnes 5 et 6 présentent les résultats avec l'estimateur "système MMG". L'exogénéité des instruments et l'absence d'autocorrélation d'ordre deux des perturbations sont acceptées respectivement au seuil de 28% et 5%. Le coefficient auto-régressif est du même ordre de grandeur que celui des "différences MMG" (0,54). En revanche, les élasticités de court terme de la production et du coût du capital sont nettement plus faibles en valeur absolue. La divergence entre ces deux résultats ("différences MMG" et "système MMG") suggère un éventuel problème de spécification.

**Tableau 4 : Résultats de l'estimation du modèle ADL en within et par les MMG
(en différences et en combinaisons niveaux et différences)**

	WITHIN		MMG		SYSMMG		WITHIN		MMG		SYSMMG	
	coef.	T stats	coef.	T stats	coef.	T stats	coef.	T stats	coef.	T stats	coef.	T stats
$\log K_{t-1}$	0,063	5,0	0,478	4,0	0,447	2,8	0,061	4,8	0,498	4,5	0,421	1,8
$\log K_{t-2}$	0,028	2,3	0,003	0,1	0,089	0,8	0,026	2,1	0,001	0,0	0,142	0,9
$\log Q_t$	0,210	11,6	1,284	1,9	0,428	1,9	0,212	11,5	1,179	2,0	0,828	2,8
$\log Q_{t-1}$	0,118	6,5	-0,546	-1,6	-0,213	-1,0	0,120	6,5	-0,478	-1,5	-0,630	-2,2
$\log CU_t$	-0,197	-12,7	-0,763	-1,8	-0,371	-3,3	-0,197	-12,7	-0,742	-1,9	-0,336	-2,3
$\log CU_{t-1}$	-0,040	-2,7	0,151	1,6	0,053	1,3	-0,040	-2,7	0,146	1,7	0,065	1,5
CF_t/K_{t-1}							0,000	-0,6	0,001	0,3	-0,001	-0,1
CF_{t-1}/K_{t-2}							0,000	-0,8	0,000	-0,2	0,011	1,7
Coeff. autorégressif	0,091		0,481		0,536		0,088		0,499		0,563	
Elasticité de long terme de la production	0,361		1,422		0,924		0,364		1,398		0,453	
Elasticité de long terme du coût d'usage du capital	-0,260		-1,180		-0,801		-0,260		-1,190		-0,623	
Elasticité de long terme des cash-flows							n.s		n.s		0,023	
AR2			-2,44	P=0,015	-1,95	P=0,050			-2,487	P=0,013	-1,19	p=0,230
Sargan			5,03	P=0,540	13,16	P=0,280			7,303	P=0,504	9,35	p=0,580

Note : Les retards 2 et 3 des variables explicatives sont utilisés en instrument pour le modèle écrit en différence première et estimé par les MMG.

Pour le modèle spécifié en différence et en niveau (système d'équations), l'équation en différence est instrumentée par : $\log K_{t-3}$, $\log Q_{t-2}$, $\log Q_{t-3}$, $\log UC_{t-2}$, $\log UC_{t-3}$ ($\log CF_{t-3}$ pour le modèle avec CF), alors que l'équation en niveau est instrumentée par les différences premières des variables suivantes : $\log K_{t-3}$, $\log Q_{t-2}$, $\log Q_{t-3}$, $\log UC_{t-2}$, $\log UC_{t-3}$.

Afin de tester cette hypothèse, nous avons ajouté au modèle la capacité d'autofinancement pour tenir compte d'éventuels problèmes de liquidités de certaines entreprises de l'échantillon étudié. Ces résultats sont reportés dans les colonnes 7 à 12 du tableau 4. La capacité d'autofinancement retardée d'une période (rapportée au stock de capital à la date t-2) est significativement différente de zéro seulement dans le cas de l'estimation "système-MMG" (colonnes 11 et 12). Cependant, le coefficient estimé est très faible (0,01), de même que l'évaluation de l'élasticité de long terme des cash-flows (0,023). En dehors de la production, les autres coefficients sont inchangés par rapport aux résultats des colonnes 5 et 6. Malgré l'introduction de la capacité d'autofinancement, il subsiste un problème de spécification. Les statistiques descriptives indiquent qu'un nombre important d'entreprises ont un taux d'investissement net négatif (plus de 25%). Ces firmes sont probablement moins sensibles au coût du capital, puisqu'elles peuvent utiliser leurs cessions d'actifs comme un moyen de financement de leurs

acquisitions (si elles en font)⁴. Pour tester cette hypothèse, nous allons étudier dans la prochaine section l'influence de la décision d'investir sur les déterminants de l'investissement.

2.3 L'impact du coût d'usage du capital diffère selon la dynamique d'investissement des entreprises

2.3.1 Les déterminants du choix de la décision d'investir

Afin de préciser les caractéristiques des entreprises qui investissent par rapport à celles dont l'investissement net est négatif ou nul, nous présentons tout d'abord des statistiques descriptives sur chacun de ces deux groupes (tableau 5). On constate que le taux de croissance du capital est nettement plus élevé dans le groupe des entreprises qui investissent (10,8% en moyenne, 2,3% en médiane) par rapport à l'autre groupe (-26% en moyenne, -14,7% en médiane). Il en est de même pour le taux de croissance du coût d'usage du capital : -3,5% en moyenne et -1,9% en médiane, à comparer à 0,4% en moyenne et 0,6% en médiane. Des différences apparaissent également pour le taux de croissance de la production : 8% en moyenne et 5,9% en médiane à comparer avec 2,8% en moyenne et 2,4% en médiane.

Tableau 5 : Statistiques descriptives selon la politique d'investissement des entreprises

	Investissement >0 (NT = 17185)		Investissement ≤ 0 (NT=7554)	
	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane
I/K_{-1}	0,237	0,103	-0,121	-0,057
$\log(K)$	0,108	0,023	-0,261	-0,147
$\log(Q)$	8,323	8,185	8,155	8,064
$\log(UC)$	-1,992	-2,013	-1,929	-1,964
$CF/K-1$	4,651	1,827	4,457	1,401
iB/B	0,114	0,069	0,138	0,079
$\Delta \log(K)$	0,108	0,023	-0,26	-0,147
$\Delta \log(Q)$	0,08	0,059	0,028	0,024
$\Delta \log(UC)$	-0,035	-0,019	0,0047	0,0064

⁴ Les données statistiques dont nous disposons ne nous permettent pas de distinguer les acquisitions des cessions dans la variation des immobilisations corporelles.

L'étude de ces statistiques descriptives permet de faire des comparaisons pour les deux groupes en termes univariés (variable par variable). Pour modéliser la décision d'investir de manière plus rigoureuse (évaluer les effets, toutes choses égales par ailleurs), nous avons eu recours à une formalisation de type Probit. Les résultats des estimations du modèle Probit avec effets aléatoires sont présentés dans les tableaux 6a et 6b.

Le premier tableau fournit la valeur des paramètres estimés pour les variables retenues ainsi que la statistique du Student. Le deuxième tableau donne le calcul des effets marginaux pour chacune des variables. Le coefficient de corrélation RHO (tableau 6a) mesure la part de la variance de l'effet individuel dans la variance totale de l'erreur (cf. Moreau [2000] pour plus de détails). Cette part s'élève à 14% et est significativement différente de zéro, ce qui permet de valider le choix du modèle à effets aléatoires (les résultats du modèle Probit sans effets aléatoires sont néanmoins présentés en annexe A3).

On constate que la décision d'un investissement net strictement positif (plus d'acquisitions que de cessions d'immobilisations) est d'autant plus forte que la taille de l'entreprise est élevée. Ce résultat est certainement lié au fait qu'une entreprise de taille importante comporte souvent plusieurs unités de production ayant chacune des besoins en investissement. L'agrégation de ces besoins conduit ainsi plus fréquemment à un investissement positif pour les plus grandes entreprises que pour leurs homologues de petite taille qui ne comportent qu'une ou deux unités de production.

Les entreprises appartenant aux secteurs des services d'hôtellerie et de restauration (HH), aux services liés à l'éducation (MM), aux services de santé et d'action sociale (NN) ou aux services collectifs, sociaux et personnels (OO) ont une probabilité d'investir, toutes choses égales par ailleurs, supérieure à celles des secteurs des transports et communications (II), des services financiers (JJ) et des services immobiliers, de location et aux entreprises (KK).

Les variables financières telles que la capacité d'autofinancement et le ratio d'endettement sont significativement différentes de zéro, mais influent peu sur la probabilité d'investir des entreprises. L'effet marginal de ces deux variables évalué au point moyen de l'échantillon est en effet très proche de zéro (tableau 6b). Enfin, les variables du modèle néo-classique, à savoir le taux de croissance de la production et le coût d'usage du capital ont quant à elles un effet important sur la décision d'investir (le premier a un effet positif, le second un effet négatif). Cet effet est particulièrement élevé pour le coût d'usage du capital (-0,585 au point moyen de l'échantillon).

Tableau 6a : Estimation du modèle Probit avec effets aléatoires

	coefficient	T stats
Constante	0,6858	23,5
taille des entreprises		
0-9 salariés	ref	-
10-19 salariés	0,0584	2,2
20-49 salariés	0,1397	4,8
50-99 salariés	0,2200	4,2
> 100 salariés	0,2669	4,1
secteur d'activité des entreprises		
services d'hôtellerie et de restauration (HH)	0,2792	9,3
transports et communications (II)	-0,0534	-2,0
services financiers (JJ)	0,0512	0,7
services immobiliers et de location aux entreprises (KK)	ref	-
services liés à l'éducation (MM)	0,2423	2,5
services de santé et d'action sociale (NN)	0,3089	7,2
services collectifs, sociaux et personnels (OO)	0,2662	6,0
variables réelles et financières		
Taux de croissance de la production : $\Delta \log Q_t$	0,8657	18,9
Cash-flows : CF_t/K_{t-1}	-0,0041	-6,6
Ratio d'endettement : $B_t/P_t K_t$	-0,0013	-10,5
Coût d'usage du capital : Cu_t	-1,8178	-12,4
RHO	0,1413	13,9
theta	0,5737	

Tableau 6b : Estimation des effets marginaux à la moyenne de l'échantillon

	effet	écart type	T stats	moyenne
Constante	0,221	0,009	24,7	1,000
taille des entreprises				
0-9 salariés	ref	-	-	-
10-19 salariés	0,019	0,009	2,2	0,211
20-49 salariés	0,045	0,009	4,8	0,159
50-99 salariés	0,071	0,017	4,2	0,038
> 100 salariés	0,086	0,021	4,1	0,026
secteur d'activité des entreprises				
services d'hôtellerie et de restauration (HH)	0,090	0,010	9,3	0,169
transports et communications (II)	-0,017	0,009	-2,0	0,214
services financiers (JJ)	0,016	0,025	0,7	0,017
services immobiliers et de location aux entreprises (KK)	ref	-	-	-
services liés à l'éducation (MM)	0,078	0,032	2,5	0,012
services de santé et d'action sociale (NN)	0,099	0,014	7,2	0,084
services collectifs, sociaux et personnels (OO)	0,086	0,014	6,0	0,061
variables réelles et financières				
Taux de croissance de la production : $\Delta \log Q_t$	0,279	0,015	18,9	0,064
Cash-flows : CF_t/K_{t-1}	-0,001	0,000	-6,6	4,485
Ratio d'endettement : $B_t/P_t K_t$	0,000	0,000	-10,6	12,849
Coût d'usage du capital : Cu_t	-0,585	0,047	-12,4	0,148

2.3.2 Prise en compte du processus de sélection endogène dans la mesure des déterminants de l'investissement

L'étape suivante de notre analyse consiste à vérifier si les entreprises qui n'investissent pas ou désinvestissent sont moins sensibles au niveau du coût du capital. Le tableau 7 ci-dessous présente les estimations réalisées pour le modèle ADL(2,2) décrit dans la première partie de cet article (eq. [1.11]).

Nous ajoutons comme variables explicatives l'indicatrice de la décision d'investir que multiplie le logarithme du coût du capital et la capacité d'autofinancement ainsi que leur premier retard. L'introduction d'une variable telle que l'indicatrice de la décision d'investir que multiplie le logarithme de la production n'a pas donné de résultat probant (cette variable est en effet fortement corrélée avec le coût d'usage du capital croisé avec l'indicatrice de la décision d'investir). Le fait que l'indicatrice de la décision d'investir soit endogène, comme nous l'avons vu dans la section précédente, nous a conduit à rajouter les termes correctifs A_{1t} et A_{2t} (voir plus haut la présentation du modèle Tobit) suivant la procédure proposée par Nijman et Verbeek [1992, 1996]. Nous instrumentons ces nouvelles variables par certaines de leurs valeurs retardées. La liste des instruments utilisés pour les régressions présentées ci-après figure en bas du tableau 7.

Quatre résultats ressortent plus particulièrement de ces estimations. Tout d'abord, le coefficient de court terme de l'élasticité du capital à son coût pour les entreprises qui investissent (soit la variable $Id(I>0)*\text{Log}(CU(t))$) vaut $-0,3$ de manière remarquablement stable, et ce quelle que soit la méthode utilisée ("système MMG" ou "différence MMG"), et quel que soit le jeu d'instruments⁵. Par ailleurs, cette même élasticité mesurée pour les entreprises qui n'investissent pas ou qui désinvestissent ($\text{log}CU(t)$ et $\text{log}CU(t-1)$) est non significativement différente de zéro pour les quatre régressions considérées.

⁵ Rappelons que dans les précédentes régressions, la mesure de l'élasticité de court terme au coût d'usage du capital variait fortement d'une estimation à l'autre ($-0,76$ avec « différence MMG » et $-0,37$ en « système MMG »).

Tableau 7 : Effets de la politique d'investissement sur le coût d'usage du capital et les cash-flows

	MMG				SYSMMG			
	coefficient	T stats	coefficient	T stats	coefficient	T stats	coefficient	T stats
logK _{t-1}	1,120	2,9	1,100	2,8	0,676	2,2	0,603	2,5
logK _{t-2}	-0,327	-1,1	-0,350	-1,1	0,151	0,6	0,136	0,7
logQ _t	0,667	1,6	0,838	1,8	0,289	1,3	0,314	1,5
logQ _{t-1}	-0,235	-0,9	-0,225	-0,9	-0,208	-1,0	-0,188	-1,0
logCU _t	-0,252	-0,5	-0,372	-0,7	0,066	0,6	0,018	0,2
logCU _{t-1}	0,062	0,7	0,128	1,0	0,078	1,1	0,068	1,2
CF _t /K _{t-1}	0,002	0,5	0,002	0,5	-0,004	-1,0	-0,002	-0,7
CF _{t-1} /K _{t-2}	0,002	0,6	0,002	0,7	-0,002	-1,1	0,001	0,8
différentiel de coefficient pour les entreprises avec I_t>0								
Id _(t>0) .logCU _t	-0,303	-2,6	-0,300	-2,5	-0,284	-4,2	-0,305	-6,5
Id _(t>0) .logCU _{t-1}	0,149	1,1	0,109	0,7	-0,039	-0,3	-0,029	-0,3
Id _(t>0) .CF _t /K _{t-1}	-0,004	-1,1	-0,005	-1,2	0,003	0,6	0,000	-0,1
Id _(t>0) .CF _{t-1} /K _{t-2}	-0,003	-0,7	-0,004	-0,8	0,013	1,9	0,001	0,3
termes correctifs du modèle Probit								
A1							-0,009	-2,8
A2 _t			0,002	0,6			-0,009	-2,7
coefficients de long terme								
coeff. autoregressif	0,792		0,749		0,827		0,739	
élasticité de long terme de la production	3,207		3,341		n.s		1,201	
pour les entreprises avec I_t<=0								
élasticité de long terme du coût d'usage du capital	n.s		n.s		n.s		n.s	
élasticité de long terme des cash flows	n.s		n.s		n.s		n.s	
pour les entreprises avec I_t>0								
élasticité de long terme du coût d'usage du capital	-1,457		-1,196		-1,640		-1,165	
élasticité de long terme des cash flows	n.s		n.s		0,077		n.s	
AR2	-1,96	p=0,050	-2,012	P=0,044	-1,940	P=0,052	-1,800	p=0,073
Sargan	2,16	P=0,990	1,57	P=0,990	8,00	P=0,890	13,60	P=0,940

Instruments utilisés pour les MMG : logk_{t-3}, logQ_{t-2}, logQ_{t-3}, logUC_{t-2}, logUC_{t-3}, logCF_{t-2}, logCF_{t-3}, id_(t>0).logUC_{t-3}, id_(t>0).logCF_{t-3}, A1 et A2_{t-3}

Les instruments utilisés pour les SYSMMG sont pour l'éq. en diff. : logk_{t-3}, logQ_{t-2}, logQ_{t-3}, logUC_{t-2}, logUC_{t-3}, logCF_{t-3}, id_(t>0).logUC_{t-3} et id_(t>0).logCF_{t-3}

On rajoute logCF_{t-2} et id_(t>0).A1 et id_(t>0).A2_{t-4} pour le modèle estimé avec les termes correctifs

Les instruments utilisés pour les SYSMMG sont pour l'éq. en niveau : les différences premières des variables suivantes : logK_{t-3}, logQ_{t-3}, logQ_{t-2}, logUC_{t-3}, logUC_{t-2}, id_(t>0).logUC_{t-3}, id_(t>0).logUC_{t-2}. On rajoute A2_{t-3}, A2_{t-2} ID_(t>0).A2_{t-3} et ID_(t>0).A2_{t-2} pour le modèle estimé avec les termes correctifs.

On observe également une très grande stabilité du coefficient auto-régressif qui apparaît non significativement différent de 0,7 dans toutes les régressions. La mesure de l'élasticité de long terme du coût d'usage du capital pour les entreprises qui investissent est donc globalement très proche de -1 (0,3/1-07), résultat qui correspond à une fonction de production Cobb-Douglas comportant une élasticité de substitution entre capital et travail unitaire (qui est égale à l'opposé de l'élasticité du capital au coût du capital). La situation est très différente pour les entreprises qui n'investissent pas ou qui désinvestissent, car leur capital productif ne semble pas être déterminé à court terme comme à long

terme par le coût d'usage du capital, alors que leur décision d'investissement (modèle Probit) dépend de cette variable. L'opposition entre ces deux catégories d'entreprises confirme l'hypothèse que l'évaluation du coût du capital peut manquer de précision si on omet de distinguer les entreprises qui investissent par rapport aux autres.

Le deuxième résultat important des estimations concerne l'élasticité du capital à la production. L'évaluation de cette dernière varie fortement d'une régression à l'autre ; elle est de plus faiblement significative (au mieux au seuil de 8%). La mesure de cette élasticité apparaît néanmoins comme un point faible récurrent de la fonction de demande de capital telle que nous l'avons spécifiée. Elle conduit très fréquemment à une évaluation des rendements d'échelle de la fonction de production beaucoup trop éloignés des rendements constants (Hall, Mairesse, Mulkay [1999]). La divergence des résultats entre "différences MMG" et "système MMG" a été aussi mise en évidence par ces mêmes auteurs (Hall, Mairesse et Mulkay [2000]).

Le troisième enseignement que l'on peut tirer de nos estimations est lié à l'introduction des cash-flows comme déterminant supplémentaire de l'investissement. On observe que les coefficients de court terme mesurés pour les entreprises qui investissent et celles qui n'investissent pas sont tous non significativement différents de zéro. Ce résultat indique que l'investissement des entreprises de services n'est apparemment pas pénalisé par des problèmes de contraintes de liquidités. Ceci rejoint ce que nous avons déjà observé au sujet de la décision d'investir (tableaux 6a et 6b). La probabilité d'investir est en effet faiblement affectée par les variables financières censées prendre en compte d'éventuels problèmes de contraintes de financement.

Le quatrième et dernier résultat concerne l'ajout des termes A_{1t} et A_{2t} , censés corriger les problèmes de sélection endogène posés par l'introduction de l'indicatrice sur l'investissement. Ces deux variables apparaissent significativement différentes de zéro (colonnes 7 et 8), bien que leur valeur soit très proche de zéro. Par ailleurs, elles corrigent très faiblement les paramètres estimés et leur écart type, mais semblent renforcer l'acceptation du test de l'AR2 et du test de Sargan de la régression.

CONCLUSION

Nous arrivons aux deux conclusions suivantes concernant les effets du coût du capital sur l'investissement. En premier lieu, le coût du capital a un effet important sur la décision d'investir. En conséquence, il est utile de prendre en compte l'endogénéité de la décision d'investir dans l'estimation d'une équation d'investissement sur données individuelles.

En second lieu, si l'entreprise investit, l'élasticité de long terme du capital au coût du capital est non significativement différente de l'unité en valeur absolue (ce qui correspond à une forte substituabilité entre capital et travail, dans le cadre du modèle néo-classique). En revanche, lorsque l'entreprise n'investit pas ou désinvestit, cette élasticité est non significativement différente de zéro. Une fois que l'entreprise a pris la décision de ne pas investir (qui dépend fortement du coût du capital), le coût marginal du capital n'a plus d'effet sur le montant du désinvestissement, alors qu'il a un effet important sur le montant de l'investissement. Ce résultat peut venir du fait que la valeur de revente du capital fait intervenir fortement des facteurs différents de ceux intervenant dans le coût du capital.

Ces conclusions confirment que l'on peut gagner en précision dans l'évaluation de l'élasticité du capital à son coût en prenant en compte l'asymétrie de comportement associée à la décision d'investir ou de désinvestir.

BIBLIOGRAPHIE

- ASSOULINE M. et al. [1998], "Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français". *Économie et Prévision*, 134(3), pp.1-97.
- ANDREWS D. [1999], "Consistent Moment Selection Procedures for Generalized Method of Moments Estimation", *Econometrica*, 67(3), pp. 543-64.
- ARRELANO M., BOND S. [1991], "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equation", *The Review of Economic Studies*, 58, pp. 277-97.
- ARRELANO M., BOVER [1995], "Another look at the instrumental variable estimation of error components models", *Journal of Econometrics*, 68, pp. 29-51.
- BEAUDU A., HECKEL T. [2001], "Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées", *Economie et Prévision*, 147, pp. 117-141.
- BLANCHARD P. [2002], "Estimation du modèle Probit à effets aléatoires sur données de panel", *ERUDITE, Document de travail 01-0*.
- CHATELAIN J.B. [2001], "Investment, the Cost of Capital and Upward Testing Procedures for Instrument Selection on Panel Data", *Banque de France*, presented at the Monetary Transmission Meeting, March.
- CHATELAIN J.-B., TIOMO A. [2001], "Investment, the Cost of Capital and monetary policy in the nineties in France : a panel data investigation ", *European Central Bank*, working paper n°106.
- CRÉPON B., GIANELLA C. [2001], "Fiscalité et coût d'usage du capital : incidence sur l'investissement, l'activité et l'emploi", *Economie et Statistique*, 341-342 (1/2), pp. 107-28.
- DUHAUTOIS R. [2001], "Le ralentissement de l'investissement est plutôt le fait des petites entreprises tertiaires", *Economie et Statistique*, 341-342 (1/2), pp. 47-66.
- FÈVE P., LANGOT F. [1995], "La méthode des moments généralisés et ses extensions", *Économie et prévision*, n°119.
- HALL, R.E., JORGENSON [1967], "Tax Policy and Investment Behavior", *American Economic Review*, 59 (3), pp. 921-47.
- HALL B.H., MAIRESSE J., MULKAY B. [1999], "Firm-level investment in France and the United States : an exploration of what we have learned in twenty years", *Annales d'Économie et de Statistique*, 55-56.
- HALL B.H., MAIRESSE J., MULKAY B. [2000], "Firm-level investment and R&D in France and the United States : A Comparison", *Annales d'Économie et de Statistique*, 55-56.
- HANSEN L. P. [1982], "Large sample properties of generalized method of moments estimators", *Econometrica*, n°50, p. 1029-1054.
- HAYASHI F. [2000], "The Cost of Capital, Q, and the Theory of Investment", *Econometrics and the Cost of Capital*, Lawrence J. Lau Ed., The MIT Press.
- HECKMAN F. [1979], "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, vol. 47, n°1.
- HERBET J.B. [2001], "Peut-on expliquer l'investissement à partir de ses déterminants traditionnels au cours de la décennie 90 ?", *Economie et Statistiques*, 341-342, pp.85-106.
- MÁTYÁS L. [1999], *Generalized Method of Moments Estimation*, Ed L. Mátyás. Cambridge University Press.

- MOJON B., SMETS F., VERMEULEN P. [2001], "Investment and Monetary Policy in the Euro Area", *European Central Bank, working paper*, 78.
- MOREAU N. [2000], "Une macro-commande SAS pour le modèle Probit à effets aléatoires". GREQAM, *document de travail n°00b09*.
- SEVESTRE P., TROGNON A. [1995], "Linear models with random regressor", *The Econometrics of Panel Data: a Handbook of Theory and Application*. Mátyás L. et Sevestre P. (Eds), 2ème édition, Kluwer Academic Publishers.
- VERBEEK M., NIJMAN T.[1992], "Testing for selectivity bias in panel data models ", *International Economic Review*, vol. 33, n°3, pp 681-703.
- VERBEEK M., NIJMAN T.[1996], "Incomplete panels and selection bias", *The Econometrics of Panel Data: a Handbook of Theory and Application*. Mátyás L. et Sevestre P. (Eds), 2ème édition, Kluwer Academic Publishers.

ANNEXES

A1. Constitution de l'échantillon

L'échantillon utilisé pour ce travail a été construit à partir de données comptables individuelles provenant de bilans d'entreprises de la base Diane. Les données dont nous disposons fournissent uniquement les informations contenues dans les feuillets fiscaux.

Le champ couvert concerne les entreprises de services hors holding observées sur la période 1994-2000. Ces entreprises sont regroupées par secteurs d'activité qui correspondent, dans la nomenclature NAF, aux services d'hôtellerie et de restauration (HH), aux transports et communications (II), aux services financiers (JJ) aux services immobiliers, de location et aux entreprises (KK), aux services liés à l'éducation (MM), aux services de santé et d'action sociale (NN), aux services collectifs, sociaux et personnels (OO), et enfin aux services domestiques (PP).

Pour constituer l'échantillon, nous avons dans une première étape imposé un certain nombre de critères descriptifs et comptables. Nous avons exclu les bilans des entreprises dont les effectifs, le chiffre d'affaires, la valeur ajoutée, les immobilisations et l'endettement sont négatifs. Dans une deuxième étape, nous avons effectué un nettoyage visant à éliminer les entreprises pour lesquelles la valeur d'une des variables étudiées se situe à plus de cinq intervalles inter-quartiles en dessous du premier quartile ou au-dessus du troisième quartile. Ce nettoyage a été effectué pour chaque année, sans distinction de taille ni de secteur, sur les ratios suivants : le taux d'investissement ($I_{it}/K_{i,t-1}$), le taux de profit ($EBE_{it}/K_{i,t-1}$), les cash-flows ($CF_{it}/K_{i,t-1}$), le ratio d'endettement (B_{it}/K_{it}), le coût d'usage du capital (C_{it}), le taux d'intérêt apparent (iB_{it}/B_{it}), le taux de croissance de la production ($\Delta \ln Q_{it}$) et du capital ($\Delta \ln K_{it}$), et enfin le taux de croissance du coût d'usage ($\Delta \ln C_{it}$). Finalement, au terme de cette deuxième étape, le panel d'entreprises obtenu comprend 103 264 observations sur la période 1996-2000, soit une réduction du nombre d'observations d'environ 40% par rapport à l'échantillon initial.

A2. Construction des variables

- **Les variables individuelles**

- La valeur ajoutée aux prix de marché (Q_{it}) est définie comme la production en valeur nette des consommations intermédiaires. Elle comprend les ventes (FL), les stocks (FM) et la production immobilisée (FN). La valeur des consommations intermédiaires intègre l'achat de marchandises (FS), la variation des stocks de marchandises (FT), l'achat de matières premières et d'autres approvisionnements, droits de douanes compris (FV), les variations de stocks correspondantes (FV), et les autres achats et charges externes (FW) liés notamment au crédit-bail.

- L'excédent brut d'exploitation (EBE_{it}) correspond à la somme de la valeur ajoutée et des subventions d'exploitation (FO), diminuée des impôts et taxes (FX), des salaires (FY), et des charges de sécurité sociale (FZ).

- Les cash-flows (CF_{it}) correspondent à l'EBE augmenté des autres charges d'exploitation (GE), des opérations en commun (GH+GI), des produits financiers (GJ+GK+GL+GM+GN+GO+GP), de la dotation financière aux amortissements et aux provisions (GQ), des produits et charges exceptionnels sur opérations de gestion (HA-HE), et diminué des reprises sur provisions et transferts de charges financières (GM), des charges financières (GQ+GR+GS+GT), de la participation des salariés aux résultats (HJ) et de l'impôt sur les bénéfices (HK).

- Les charges d'intérêts (i_{it}) sont comptabilisées à la ligne GR.

- La dette financière (B_{it}) comprend la dette bancaire (DU) et les autres dettes à caractère financier (DV).

- Les capitaux propres (E_{it}) sont comptabilisés à la ligne LP.

- Le coût d'usage du capital (C_{it}) est calculé de la façon suivante :

$$C_{it} = \frac{P_t^1}{P_{st}^1} (1 - \text{sub}_{it}) \left[AI_{it} \left(\frac{B_{it}}{B_{it} + E_{it}} \right) + \frac{LD_t}{(1 - \tau_t)} \left(\frac{E_{it}}{B_{it} + E_{it}} \right) - \frac{(1 - \delta) \Delta P_{t+1}^1}{(1 - \tau_t) P_t^1} + \delta_{st} \right]$$

où sub_{it} sont les subventions d'investissement (ligne DJ), AI_{it} le taux d'intérêt apparent (calculé de la façon suivante : i_{it}/B_{it}), et LD_t le taux obligataire sur les emprunts d'État à 10 ans.

- Les immobilisations corporelles brutes ($IMMO_{it}$) comprennent les terrains (AN), les constructions (AP), les équipements (AR) et les autres actifs (AT, AV, AX).

- Les amortissements des immobilisations corporelles ($AMOR_{it}$) concernent les terrains (AO), les constructions (AQ), les équipements (AS) et les autres actifs (AU, AW, AY).

L'investissement productif brut (I_{it}) est calculé comme la différence des immobilisations corporelles brutes entre la date t et $t-1$.

- Le stock de capital (K_{it}) est composé de la somme des immobilisations corporelles brutes (terrains, constructions et installations techniques) mesurées à leur coût de remplacement par la méthode d'inventaire permanent. Il est calculé de façon récursive en sommant chaque génération courante d'investissement ($p_{it}^1 I_{it}$) déflatée par un indice de prix sectoriel (p_{st}^1). Les sorties sont contrôlées par le biais d'un taux de dépréciation économique (δ) appliqué au capital installé, et fixé à 8%.

$$K_{it} = \frac{p_{it}^1 I_{it}}{p_{st}^1} + (1 - \delta) K_{i,t-1}$$

Cette méthode nécessite le calcul d'un stock de capital initial K_{i0} mesuré en volume par la méthode dite du "stock". Cette mesure est obtenue en déflatant les immobilisations brutes (de l'année t_0 première année d'apparition d'une entreprise dans l'échantillon) par un prix estimé du stock de capital de l'entreprise. Ce prix correspond à l'indice de prix sectoriel de l'investissement l'année t_0 décalé de l'âge moyen des équipements, noté T . Celui-ci est calculé en multipliant les durées de vie sectorielles de la comptabilité nationale, notées T_{\max} à la part des immobilisations déjà amorties en t_0 , $\left(\frac{AMOR_{it_0}}{p_k K_{it_0}} \right)$.

De plus, ce ratio est corrigé pour tenir compte de l'amortissement accéléré du fait de certaines mesures fiscales :

$$T = \begin{cases} T_{\max} \left(\frac{AMOR_{it_0}}{p_k K_{it_0}} \right) - 4 & \text{si } T_{\max} \left(\frac{AMOR_{it_0}}{p_k K_{it_0}} \right) > 8 \\ T_{\max} \left(\frac{AMOR_{it_0}}{p_k K_{it_0}} \right) \frac{1}{2} & \text{si } T_{\max} \left(\frac{AMOR_{it_0}}{p_k K_{it_0}} \right) \leq 8 \end{cases}$$

où $AMOR_{it_0}$ sont les amortissements de l'entreprise i en t_0 . T_{max} représente la durée de vie sectorielle des équipements. Cette durée est fixée à 15 ans pour tous les secteurs. Cette relation distingue les immobilisations anciennes des récentes en supposant dans le premier cas un amortissement linéaire (avec un terme correctif fixé à 4) et dans le second un amortissement dégressif (avec un terme correctif fixé à 0,5)

- **Les variables sectorielles**

Les prix sectoriels de l'investissement (notés p_{st}^I) et le prix de la valeur ajoutée (noté P_{st}) sont issus des Comptes de la Nation (en base 1995).

- **Les variables agrégées**

- Le taux de dépréciation utilisé dans les régressions est égal à 8%.

A3. Le modèle Probit à effets aléatoires

Tableau 6c : Estimation du modèle Probit sans effets aléatoires

	coefficient	T stats
Constante	0,6114	24,1
taille des entreprises		
0-9 salariés	<i>ref</i>	-
10-19 salariés	0,0547	2,5
20-49 salariés	0,1280	5,2
50-99 salariés	0,1982	4,2
> 100 salariés	0,2403	4,2
secteur d'activité des entreprises		
services d'hôtellerie et de restauration (HH)	0,2612	10,3
transports et communications (II)	-0,0522	-2,3
services financiers (JJ)	0,0458	0,7
services immobiliers et de location aux entreprises (KK)	<i>ref</i>	-
services liés à l'éducation (MM)	0,2220	2,7
services de santé et d'action sociale (NN)	0,2959	8,6
services collectifs, sociaux et personnels (OO)	0,2456	6,5
variables réelles et financières		
Taux de croissance de la production : $\Delta \log Q_t$	0,8904	20,0
Cash-flows : CF_t/K_{t-1}	-0,0038	-5,6
Ratio d'endettement : B_t/P_tK_t	-0,0012	-7,2
Coût d'usage du capital : Cu_t	-1,5672	-11,8

Tableau 6d : Estimation des effets marginaux à la moyenne de l'échantillon

	effet	écart type	T stats	moyenne
Constante	0,212	0,009	24,8	1,000
taille des entreprises				
0-9 salariés	<i>ref</i>	-	-	-
10-19 salariés	0,019	0,008	2,5	0,211
20-49 salariés	0,044	0,009	5,2	0,159
50-99 salariés	0,069	0,016	4,2	0,038
<100 salariés	0,083	0,020	4,2	0,026
secteur d'activité des entreprises				
services d'hôtellerie et de restauration (HH)	0,091	0,009	10,4	0,169
transports et communications (II)	-0,018	0,008	-2,3	0,214
services financiers (JJ)	0,016	0,023	0,7	0,017
services immobiliers et de location aux entreprises (KK)	<i>ref</i>	-	-	-
services liés à l'éducation (MM)	0,077	0,029	2,7	0,012
services de santé et d'action sociale (NN)	0,103	0,012	8,6	0,084
services collectifs, sociaux et personnels (OO)	0,085	0,013	6,5	0,061
variables réelles et financières				
Taux de croissance de la production : $\Delta \log Q_t$	0,309	0,015	20,0	0,064
Cash-flows : CF_t/K_{t-1}	-0,001	0,000	-5,6	4,485
Ratio d'endettement : B_t/P_tK_t	0,000	0,000	-7,2	12,849
Coût d'usage du capital : Cu_t	-0,544	0,046	-11,8	0,148

LE RECOURS AU CRÉDIT-BAIL PERMET-IL D'IDENTIFIER DES ENTREPRISES À L'ORIGINE DU CANAL DU CRÉDIT ?¹

Jean-Christophe TEURLAI

Jean-Bernard CHATELAIN

INTRODUCTION

Les contraintes financières peuvent influencer le comportement d'investissement d'un nombre important d'entreprises. Elles peuvent être à l'origine d'un canal de transmission de la politique monétaire transitant par les conditions du crédit aux entreprises. Une hausse du taux d'intérêt sur le marché monétaire peut conduire à un accroissement de la prime de risque du crédit octroyé à certaines entreprises fortement endettées, ainsi qu'au développement du rationnement du crédit (Hubbard [2000]). Ce canal est complémentaire au canal du taux d'intérêt sur l'investissement transitant par le coût du capital. L'hétérogénéité des conditions financières des agents étant à l'origine de l'hétérogénéité dans le canal du crédit, les données macroéconomiques ne permettent pas facilement d'isoler ses effets (Angeloni et al. [2002]). En revanche, les données individuelles permettent de repérer, *a priori*, des groupes d'entreprises qui seraient à l'origine du canal du crédit.

Les travaux empiriques abordant cette question reposent en premier lieu sur des modèles économétriques dont le comportement dynamique n'est pas dérivé d'un modèle de choix optimal des investissements (par exemple, les travaux du réseau sur la transmission de la politique monétaire du système européen des banques centrales (Chatelain et al. [2001])). En second lieu, les travaux empiriques mettent l'accent sur un comportement dynamique dérivé de l'hypothèse de coût d'ajustement lié à l'installation de nouveaux équipements.

¹ Ce travail a été réalisé pour partie au Centre de recherche de la Banque de France. Il s'appuie sur des données issues de l'Observatoire des entreprises de la Banque de France. Il fera prochainement l'objet d'une publication dans la *Revue Économique*.

Une première manière consiste à tester la condition marginale portant sur le taux d'investissement qui est égale à la valeur boursière de l'entreprise rapportée au stock de capital (modèle du ratio Q de Tobin). Il est alors nécessaire que les données utilisées ne concernent que des entreprises cotées en bourse. De plus, la valeur boursière des entreprises peut temporairement s'écarter de la valeur fondamentale telle que calculée par des analystes financiers (Bond et Cummins [2001]).

Une seconde manière consiste à tester la condition marginale déterminant le choix du stock de capital dans un cadre intertemporel (dite équation d'Euler). Il existe deux façons de prendre en compte les contraintes financières dans l'équation d'Euler. Une première approche consiste à introduire dans le modèle néoclassique d'investissement un plafond d'endettement (Whited [1992], Bloch et Coeuré [1995], Barran et Peeters [1998]). Dans ces modèles, le multiplicateur de Lagrange associé au rationnement du crédit modifie la condition marginale déterminant le stock de capital. Ce multiplicateur est paramétré de manière *ad hoc* par des variables financières de l'entreprise (ratio d'endettement, cash-flows, etc.) ou des facteurs macroéconomiques (écarts de taux). Les conséquences macroéconomiques d'une telle contrainte financière sont développées dans le modèle de Kiyotaki et Moore [1997]. L'autre approche, que nous retenons dans cet article, suppose que le coût du financement externe des entreprises croît avec le ratio d'endettement (Bond et Meghir [1994], Jaramillo et al. [1997], Estrada et Vallès [1998], Bond et al. [1997], Crépon et Rosenwald [2001]). Les conséquences macroéconomiques de cette contrainte financière pour le canal du crédit sont développées dans l'article de Bernanke, Gertler et Gilchrist [1998].

Cet article propose un test de l'hypothèse d'un coût du financement externe croissant avec le ratio d'endettement. Nous estimons des équations d'Euler sur différents sous-échantillons d'entreprises observées sur la période de récession 1993-1996. Nous utilisons ici un critère spécifique pour isoler des entreprises à l'origine du canal du crédit : le recours au crédit-bail pour financer des investissements. En effet, des segmentations par taille ou par niveau d'endettement ne nous permettent pas d'isoler facilement les entreprises sujettes à des contraintes financières, même si les petites entreprises et les firmes très endettées sont probablement davantage sujettes à des problèmes d'asymétrie d'information.

Le crédit-bail est parfois considéré comme un moyen de financement permettant à certaines entreprises de compléter des programmes d'investissement qui, dans certains cas, seraient financés par des crédits plus coûteux, ou même, dans d'autres cas, seraient refusés par des prêteurs, du fait d'asymétries d'information élevées et / ou de coûts associés au risque de faillite (Sharpe et Nguyen

[1995], De Bodt et al. [1996])². Le crédit-bailleur, en restant juridiquement propriétaire du bien prêté, est le premier servi par rapport aux autres créanciers lors d'une faillite de l'emprunteur. Le crédit-bail permet ainsi de réduire le coût du risque financier. En particulier, une entreprise ayant des difficultés financières et qui se voit refuser du crédit peut obtenir plus facilement un crédit-bail.

En contrepartie de la diminution du risque financier, le crédit-bailleur doit gérer des risques "réels" à la place des crédits preneurs. Ces risques réels sont susceptibles d'expliquer en partie les problèmes à l'origine des options associées à l'investissement. Comme toute entreprise possédant du capital, le crédit-bailleur gère le risque d'obsolescence d'un bien durable (l'aléa provient du progrès technique ou d'accidents divers). Mais il gère de plus l'aléa moral lié à ce risque d'obsolescence au moment de sa récupération par le crédit-bailleur (l'emprunteur peut être à l'origine d'une usure excessive, sans que cela puisse être contrôlé facilement par le crédit-bailleur). Il gère aussi le risque associé au délai pour trouver un acheteur ou un nouveau crédit preneur de biens durables d'occasion, qui sont autant de redevances perdues (l'asymétrie d'information est cette fois-ci au désavantage du nouvel emprunteur)³.

En conséquence, les biens durables effectivement prêtés dans les contrats de crédit-bail auront un risque d'obsolescence faible et seront peu spécifiques afin de présenter un risque faible d'absence de loueurs (par exemple, les locaux commerciaux ou le matériel de transport). Tester l'hypothèse du recours au crédit-bail en raison du risque d'obsolescence suppose de disposer de données sur la nature des biens loués, données qui sont rares⁴. Des tests indirects portent sur les secteurs (par exemple, les secteurs du commerce et des transports ont relativement plus recours au crédit-bail) et sur la taille : plus une entreprise est grande, plus elle peut reclasser dans son marché interne des biens capitaux usagés et moins elle a besoin de recourir au crédit-bail. Néanmoins, la taille et les secteurs peuvent être corrélés avec le risque financier, ce qui rend difficile d'isoler le risque "réel" sans information spécifique sur la nature du bien financé par crédit-bail.

² De manière précise, le crédit-bail ne concerne que les locations d'immobilisations avec option d'achat, à la différence de la location financière (sans option d'achat), l'ensemble constituant la « location-financement ». Nos données se réfèrent à la location-financement, mais nous utilisons le terme crédit-bail d'usage plus courant dans l'ensemble de notre texte.

³ La spécialisation de certaines entreprises intervenant durablement sur le marché d'occasion des biens durables, telles que les crédits-bailleurs, permet de résoudre en partie les problèmes d'asymétrie d'information sur marché d'occasion soulevé par Akerlof [1970] : la sous-diversification en termes d'activité est un signal coûteux ; cependant, dans le cadre de son activité, le crédit-bailleur peut diversifier les risques spécifiques aux matériels en prêtant un nombre important de biens durables ; enfin il doit maintenir sa réputation de qualité au cours du temps pour ne pas tomber en faillite, ce qui est aussi une garantie de la qualité des biens d'occasion qu'il revend ou qu'il loue.

⁴ Par exemple, l'étude de Filareto [2002] utilise les données de 70 contrats d'une société de crédit-bail.

Mentionnons enfin une autre motivation du recours au crédit-bail : l'hétérogénéité du taux d'imposition des sociétés. Une acquisition d'immobilisation financée intégralement ou en partie avec emprunt présente l'avantage que ses charges d'intérêt et son amortissement sont déductibles du résultat imposable. Dans le cas d'une immobilisation financée par crédit-bail, les redevances sont seulement déductibles du résultat imposable pour le crédit preneur, tandis que l'amortissement est déduit du résultat imposable du crédit-bailleur. En termes de coût d'opportunité, à taux d'intérêt égal, le crédit-bail est donc désavantageux pour le crédit preneur soumis à l'imposition des sociétés par rapport à une acquisition d'immobilisation financée intégralement par emprunt. Le crédit-bailleur est donc contraint d'abaisser son taux d'intérêt implicite compte tenu de la déduction fiscale qu'il obtient à la place du crédit preneur. Cependant, le coût du crédit-bail est souvent plus élevé que le coût du crédit, sans que cela soit une généralité (Teurlai [1999]), ce qui suggère que des primes spécifiques liées au risque financier et au risque réel soient incorporées au coût du crédit-bail. Enfin, la fiscalité du crédit-bail permet un arbitrage entre les entreprises imposables (qui ont intérêt à acheter du capital, à déduire les amortissements de leur résultat imposable, et à le louer à un taux diminué de la déduction fiscale associée aux amortissements) et les entreprises non-imposables (pour lesquelles la déduction fiscale des amortissements est inopérante). En France, les différences de taux d'imposition viennent de la taille des entreprises et d'un déficit éventuellement cumulé du revenu imposable, ce qui est corrélé avec le risque de faillite. Dans ces conditions, il est difficile d'isoler l'effet de cet arbitrage fiscal pour expliquer le recours au crédit-bail.

La structure de cet article est la suivante : la section 1 est consacrée à la présentation du modèle théorique d'investissement. Les données et la méthode économétrique utilisées font l'objet de la deuxième section. Les différents résultats obtenus sont analysés dans la section 3. La dernière section est consacrée à la conclusion.

1. UN MODÈLE D'INVESTISSEMENT NÉOCLASSIQUE DANS LE CAS DE MARCHÉS IMPARFAITS

1.1 Le modèle

Dans le modèle néoclassique standard, les dirigeants d'une entreprise sont supposés agir dans l'intérêt des actionnaires en choisissant les dividendes, l'emploi, l'investissement et le prix de l'output lors de la maximisation de l'espérance de la somme actualisée des dividendes futurs :

$$\max_{\{P_{it}, I_{it}, L_{it}, D_{it}, K_{it}, B_{it}\}_{t=0}^{\infty}} V_{i,t=0} = E_t \sum_{t=0}^{t=\infty} \left(\prod_{s=0}^{s=t-1} \beta_s \right) D_{it} \quad [1.2]$$

V_{it} est la valeur de marché de la firme i l'année t et $E_t D_{i,t+1}$ représente l'anticipation formée par la firme i , à la date t , de la valeur du dividende D à la date $t+1$. β_t est le facteur d'actualisation entre deux périodes, soit :

$$\beta_t = \frac{1}{1+r_t} \quad [2.2]$$

r_t est le rendement nominal des obligations sans risque entre la date t et $t+1$.

Cette maximisation est réalisée sous les contraintes suivantes :

-i- la firme doit à chaque date assurer l'équilibre entre ses emplois et ses ressources :

$$D_{it} + P_{st}^1 I_{it} = (1-\tau) \Pi_{it} + B_{it} - B_{i,t-1} \quad [3.2]$$

$$\Pi_{it} = P_{it} \left[F(K_{i,t-1}, L_{it}) - G(K_{i,t-1}, I_{it}) \right] - w_t L_{it} - i_{i,t-1} B_{i,t-1}$$

avec :

Π_{it} = le profit net de la firme i à la période t ,

L_{it} = les effectifs employés par la firme i à la date t ,

w_t = le taux de salaire nominal,

P_{st}^1 = le prix sectoriel du bien d'équipement,

- P_{it} = le prix de la production de l'entreprise i l'année t ,
 τ = le taux d'imposition des profits,
 i_{it} = le taux d'intérêt nominal de la dette facturé à l'entreprise i l'année t ,
 $B_{i,t-1}$ = le stock de dette de la firme i en début de période,
 I_{it} = l'investissement corporel de la firme i à la date t ,
 K_{it} = le stock de capital de la firme i en fin de période t ,
 $F(.)$ = la fonction de production ($F_K > 0, F_{KK} < 0$),
 $G(.)$ = la fonction de coûts d'ajustement.

-ii- L'évolution du stock de capital est retracée par une loi d'accumulation de la forme :

$$K_{it} = (1 - \delta)K_{i,t-1} + I_{it} \quad [4.2]$$

-iii- La firme est supposée évoluer sur un marché où la concurrence monopolistique prévaut. La fonction de demande inverse est donc de la forme :

$$p_{it}/p_{st} = \varphi^{-1}\left(F(K_{i,t-1}, N_{it}) - G(K_{i,t-1}, I_{it})\right) \quad [5.2]$$

où l'élasticité de la demande par rapport aux prix est donnée par :

$$\varepsilon_{it} = \varphi'(p_{it}/p_{st})p_{it}/\varphi(p_{it}/p_{st})$$

Lors des estimations sur chaque groupe d'entreprises, nous supposons cette élasticité constante. Nous supprimons les indices i et t se rapportant à cette élasticité dans la suite de l'article.

-iv- La firme ne peut s'endetter indéfiniment :

$$\lim_{T \rightarrow +\infty} \left(\prod_{s=0}^{s=T-1} \beta_t \right) B_{iT} = 0, \forall t \quad [6.2]$$

-v- Chaque firme est supposée confrontée à une courbe d'offre de crédit élastique. Si l'on suppose qu'en cas de faillite, le prêteur ne récupère qu'une partie du capital du fait du coût de faillite ou du coût d'agence, alors le taux d'intérêt nominal de la dette (i_{it}) incorpore une prime d'agence, notée Ω_{it} , payée au-dessus du taux sans risque (r_t) (Bernanke, Gertler et Gilchrist [1998] pour un fondement microéconomique). Celle-ci résulte de problèmes de sélection adverse, et reflète le risque du projet évalué *ex ante* par le prêteur. Elle croît avec le ratio d'endettement. Nous linéarisons cette relation comme dans Bernanke, Gertler et Gilchrist [1998], Jaramillo, Schiantarelli et Weiss [1996] et Estrada et Vallès [1998]) :

$$i_{it} = r_t + \Omega(B_{it} / p_{st}^1 K_{it}) = r_t + \phi(B_{it} / p_{st}^1 K_{it}) \quad [7.2]$$

Bernanke, Gertler et Gilchrist [1998] montre que le paramètre ϕ à estimer croît avec le paramètre de coût de faillite ou d'agence.

-vi- La firme ne peut pas verser de dividendes négatifs :

$$D_{it} \geq 0 \quad [8.2]$$

1.2 Les conditions du premier ordre

En notant λ_{it}^D le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte portant sur les dividendes, nous pouvons écrire le lagrangien de ce programme d'optimisation dynamique :

$$E_t \left[\sum_{t=0}^{t+\infty} \left(\prod_{s=0}^{s=t-1} \beta_s \right) (D_{it} + \lambda_{it}^D D_{it}) \right] \quad [9.2]$$

On substitue l'expression des dividendes (contrainte -i-), des prix (contrainte -iii-), du coût d'endettement (contrainte -v-), et de l'investissement (contrainte -ii-) dans le lagrangien. La trajectoire optimale d'investissement de la firme est déduite des conditions du premier ordre sur l'emploi L_{it} , du capital K_{it} (équation d'Euler) et de la dette B_t :

$$\frac{\partial F_{it}}{\partial L_{it}} = \frac{w_t}{\mu p_{st}} \quad [10.2]$$

où μ est l'inverse du taux de marge : $\mu = \left(1 - \frac{1}{|\varepsilon|} \right)$

$$\begin{aligned}
 E_t \left[\beta_t \left(\frac{1 + \lambda_{i,t+1}^D}{1 + \lambda_{it}^D} \right) \left(\mu_{P_{i,t+1}} \left(\frac{\partial F_{i,t+1}}{\partial K_{it}} - \frac{\partial G_{i,t+1}}{\partial K_{it}} \right) - \frac{\partial i_{it}}{\partial K_{it}} B_{it} + (1 - \delta) \mu_{P_{i,t+1}} \left(\frac{\partial G_{i,t+1}}{\partial I_{i,t+1}} + \frac{P_{s,t+1}^1}{\mu_{P_{i,t+1}} (1 - \tau)} \right) \right) \right] \\
 = \mu_{P_{it}} \left[\frac{\partial G_{it}}{\partial I_{it}} + \frac{P_{st}^1}{\mu_{P_{it}} (1 - \tau)} \right] \quad [1.2]
 \end{aligned}$$

La condition marginale sur la dette permet de calculer un terme d'actualisation pondéré par les multiplicateurs de Lagrange sur les dividendes. Nous l'appellerons par la suite "taux d'actualisation corrigé", noté β_{it}^c , et défini par :

$$\beta_{it}^c = \beta_t \frac{E_t [1 + \lambda_{i,t+1}^D]}{1 + \lambda_{it}^D} = \frac{1}{1 + (1 - \tau) \left(i_{it} + \frac{\partial i_{it}}{\partial B_{it}} B_{it} \right)} \quad [2.2]$$

Cette équation indique que le coût marginal de la dette doit être égal au coût d'opportunité d'un financement par fonds propres. En l'absence d'imperfections financières, l'entreprise ne subit pas de coût d'agence $\left(\frac{\partial i_{it}}{\partial B_{it}} B_{it} = 0 \right)$ et distribue des dividendes en t et $t+1$ ($\lambda_{it}^D = \lambda_{i,t+1}^D = 0$). On retrouve alors le cas néoclassique standard, où l'entreprise est indifférente entre un financement par fonds propres et un financement par endettement.

1.3 La spécification du modèle

Pour tester ce modèle par l'économétrie, il est tout d'abord nécessaire de définir la productivité marginale du capital. Si l'on suppose que la fonction de production est homogène de degré un en K_{it} et en $L_{i,t+1}$, nous pouvons écrire :

$$F(K_{it}, L_{i,t+1}) = \frac{\partial F}{\partial K_{it}} K_{it} + \frac{\partial F}{\partial L_{i,t+1}} L_{i,t+1} \quad [13.2]$$

Dans cette expression, $\partial F / \partial K_{it}$ et $\partial F / \partial L_{i,t+1}$ sont respectivement les productivités marginales du capital à la période t et du travail à la période $t+1$. On substitue $\partial F / \partial L_{i,t+1}$ par son expression dans [13.2] :

$$\frac{\partial F}{\partial K_{it}} = \frac{F(K_{it}, L_{i,t+1}) - \frac{1}{\mu} \frac{w_{t+1}}{p_{i,t+1}} L_{i,t+1}}{K_{it}} \quad [14.2]$$

Il est également nécessaire de spécifier la fonction de coûts d'ajustement G . Pour cela, nous avons retenu une forme quadratique homogène de degré un en ses deux arguments :

$$G(K_{i,t-1}, I_{it}) = \left[\alpha_0 + \frac{\alpha_1}{2} \left(\frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} \right)^2 \right] K_{i,t-1} \quad [15.2]$$

La condition marginale sur la dette s'écrit alors :

$$\beta_{it}^c = \frac{1}{1 + (1 - \tau) \left(r_t + 2\phi \frac{B_{it}}{p_{st}^1 K_{it}} \right)} \quad [16.2]$$

Finalement, si l'on suppose une covariance constante entre le terme $E_t[1 + \lambda_{i,t+1}^D]$ et les autres variables datées $t+1$, l'équation testée est obtenue en remplaçant $\partial F/\partial K_{it}$, $\partial G/\partial K_{it}$, $\partial G/\partial I_{it}$, $\partial i/\partial K_{it}$ et β_{it}^c par leur expression dans l'équation d'Euler du capital ([11.2]). Si l'on suppose en outre que les anticipations des dirigeants sont rationnelles, l'observation $X_{i,t+1}$ peut être substituée à son anticipation inobservable $E_t[X_{i,t+1}]$. Ainsi, le modèle peut être écrit sous une forme estimable qui tient compte de l'erreur d'anticipation des agents :

$$\begin{aligned} & \beta_{it}^c \frac{p_{i,t+1}}{p_{it}} \left[\frac{F(K_{it}, L_{i,t+1}) - \frac{w_{t+1}}{p_{i,t+1}} L_{i,t+1}}{K_{it}} - (1 - \mu) \frac{F(K_{it}, L_{i,t+1})}{K_{it}} \right] \\ & + \beta_{it}^c \frac{p_{i,t+1}}{p_{it}} \left[\frac{(1 - \delta) p_{s,t+1}^1}{(1 - \tau) p_{i,t+1}} \right] - \frac{1}{1 - \tau} \frac{p_{st}^1}{p_{it}} + \beta_{it}^c \frac{p_{i,t+1}}{p_{it}} \left[\phi \frac{p_{st}^1}{p_{i,t+1}} \left(\frac{B_{it}}{p_{st}^1 K_{it}} \right)^2 \right] \\ & - \beta_{it}^c \frac{p_{i,t+1}}{p_{it}} \alpha_0 \mu \\ & + \alpha_1 \mu \left(\beta_{it}^c \frac{p_{i,t+1}}{p_{it}} \left[\frac{1}{2} \left(\frac{I_{i,t+1}}{K_{it}} \right)^2 + (1 - \delta) \left(\frac{I_{i,t+1}}{K_{it}} \right) \right] - \left(\frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} \right) \right) \\ & = \varepsilon_{i,t+1} - f_i - d_t \end{aligned} \quad [17.2]$$

Par hypothèse d'anticipations rationnelles, l'erreur $\varepsilon_{i,t+1}$ est supposée indépendamment et identiquement distribuée ($\text{IID}(0, \sigma_\varepsilon) = 0$) et orthogonale à l'ensemble informationnel connu à la date t . Par ailleurs, nous avons introduit un effet individuel spécifique à chaque firme f_i et un effet spécifique temporel d_t .

2. PRÉSENTATION DES DONNÉES ET DE LA MÉTHODE D'ESTIMATION

2.1 Les données

Les données utilisées proviennent des bilans annuels d'entreprises industrielles (soumises à l'impôt sur les sociétés) adhérant à la Centrale de Bilans de la Banque de France. Elles comprennent l'ensemble des informations contenues dans les feuillets fiscaux, ainsi que des données complémentaires concernant des domaines divers tels que le crédit-bail, les opérations de restructuration, etc. L'utilisation du crédit-bail et son retraitement constituent une originalité importante de nos données. En effet, dans la plupart des études empiriques réalisées à partir de données individuelles d'entreprises, le crédit-bail est ignoré (souvent faute d'information le concernant). Or il représente un mode de financement privilégié de l'investissement des PMI, notamment pour les plus petites d'entre elles (Teurlai [1999]). La prise en compte du crédit-bail a nécessité le retraitement de l'information comptable traditionnelle. En particulier, nous avons considéré le crédit-bail comme un actif quelconque, financé par emprunt. Nous l'avons donc intégré dans la mesure du capital productif, de l'investissement, des cash-flows et de la dette. En revanche, *le crédit-bail n'a pu être incorporé dans la mesure des charges d'intérêt*, en raison de l'insuffisance de l'information disponible. Après avoir construit les différentes variables nécessaires à cette étude, nous avons éliminé les observations extrêmes ou douteuses et cylindré l'échantillon. Le panel ainsi obtenu est constitué de 4 025 entreprises continûment présentes entre 1988 et 1996⁵. La présentation détaillée des différentes étapes de la constitution de l'échantillon et de la construction des variables utilisées est donnée en annexe.

⁵ Le programme informatique que nous avons utilisé pour nos estimations n'étant pas adapté à la gestion des panels non cylindrés, l'échantillon a dû être restreint à la population des entreprises ayant régulièrement fourni leurs bilans à la Centrale de Bilans de la Banque de France sur la période 1988-1996. Ce programme, qui permet d'estimer des modèles *dynamiques et non linéaires* par la méthode des moments généralisés, a été écrit à partir du module IML de SAS, par P. Blanchard, G. Bresson, P. Sevestre et J.-C. Teurlai.

2.2 La méthode d'estimation

L'estimation de l'équation économétrique que nous avons spécifiée pose potentiellement trois types de problème : 1) la corrélation des effets fixes individuels avec les variables explicatives ; 2) l'endogénéité des régresseurs ; 3) l'hétéroscédasticité des perturbations. La procédure d'estimation la plus utilisée permettant de résoudre ces difficultés et d'obtenir ainsi un estimateur à la fois convergent et efficace est fondée sur la méthode des moments généralisés (MMG)⁶. Cette méthode introduite par Hansen [1982] est, dans son principe, assez simple puisqu'elle consiste à utiliser les moments empiriques de l'échantillon à la place des moments théoriques, afin d'estimer les paramètres d'intérêt du modèle. En pratique, on retient un nombre plus important de moments empiriques que de moments théoriques (appelés conditions identifiantes), afin notamment d'améliorer la précision des estimations.

Cette méthode d'estimation comporte deux étapes. A la première étape, on estime de façon convergente les paramètres du modèle écrit en différence première (pour traiter le problème 1), en instrumentant les variables potentiellement corrélées avec le terme d'erreur (pour traiter le problème 2). Ce n'est que lors de la deuxième étape que les problèmes d'hétéroscédasticité sont pris en compte, par la pondération des estimations par un estimateur asymptotiquement convergent de la matrice de variance-covariance des perturbations.

3. ÉVALUATION DU COÛT DU FINANCEMENT EXTERNE

3.1 Selon la taille des entreprises

Le modèle théorique que nous avons retenu permet d'analyser le comportement d'investissement des entreprises sous l'hypothèse d'existence d'une prime d'agence mesurant l'influence des imperfections financières sur le coût du financement externe. Dans les travaux empiriques, la notion de coût d'agence est souvent reliée à la taille des entreprises (Crépon et Rosenwald. [2001], Estrada et Vallès [1998]). En effet, cette dernière peut être utilisée comme un moyen de mesurer *a priori* le degré d'accès des entreprises au marché des capitaux et / ou comme un moyen de constituer des groupes *a priori*

⁶ Pour une présentation exhaustive de la méthode des moments généralisés, se reporter à l'ouvrage de L. Mátyás [1999] ou à l'article de Fève et Langot [1995], et pour une présentation plus spécifique de l'application de la méthode aux modèles de panel, voir Sevestre et Trognon [1995].

susceptibles d'être affectés par les contraintes de financement. Les études réalisées sur ce thème concluent, en général, que les petites entreprises font face à des coûts d'agence plus élevés (Crépon et Rosenwald [2001]) et / ou ont un accès au marché du crédit plus restreint (Jaramillo, Schiantarelli et Weiss [1996]). Dans cette étude, nous avons souhaité vérifier, à l'aide d'un modèle d'investissement, l'existence d'une corrélation entre la taille des entreprises et le coût du financement externe. Pour cela, nous avons segmenté notre échantillon en quatre groupes selon la taille des entreprises mesurée par leurs effectifs.

Le premier groupe est celui des petites entreprises industrielles (**PI**) de moins de 100 employés, et représente environ 66% de l'échantillon. Le second groupe représente 26% de l'échantillon. Il est constitué des entreprises industrielles de taille moyenne (**MI**) dont les effectifs sont compris entre 100 et 499 employés. Le dernier groupe, de taille plus modeste (8% de l'échantillon), est composé des entreprises de plus de 500 employés (**GE**).

Les résultats reportés dans le tableau 1 ci-dessous correspondent à l'estimation, sur les trois classes d'entreprises (colonnes 1 à 3) et sur l'ensemble de l'échantillon (colonne 4), du modèle néoclassique d'investissement incorporant une prime d'agence. Les paramètres structurels estimés sont ceux associés à la prime d'agence (ϕ), aux coûts d'ajustement (α_0, α_1) et à l'inverse du taux de marge (μ). Nous avons en outre pris en compte l'existence d'un effet fixe temporel en introduisant dans les régressions des variables indicatrices pour les années. Ces régressions sont effectuées en utilisant comme instruments les variables indicatrices correspondant aux années et les variables suivantes : la productivité apparente du capital $Y_{i,t-2}/K_{i,t-3}$, le taux d'investissement $I_{i,t-3}/K_{i,t-4}$ et son carré $(I_{i,t-2}/K_{i,t-3})^2$, le retard de ces trois variables, et enfin, le ratio d'endettement total incorporant le crédit-bail $B_{i,t-3} + B_{i,t-3}^{CB}/p_{s,t-3}^I (K_{i,t-3} + K_{i,t-3}^{CB})$, le retard de cette variable et son carré⁷.

⁷ B^{CB} et K^{CB} désignent respectivement le stock de dette en crédit-bail et le stock de capital en crédit-bail. Le détail du calcul de ces variables est fourni en annexe A2.

Tableau 1 : Estimation par les MMG du modèle d'investissement par tranche de taille

Période d'estimation : 1993-1996

Paramètres	PI	MI	GE	Ensemble
	0-99	100-499	<500	
	N = 2642	N = 1048	N = 335	N = 4025
μ	0,59 (8,91)	0,38 (6,87)	0,31 (5,67)	0,53 (9,96)
ϕ	0,002 (0,17)	0,001 (0,07)	-0,00 (-0,55)	-0,002 (-0,24)
α_0	0,43 (1,04)	-0,27 (-0,65)	0,52 (1,78)	0,40 (0,92)
α_1	-0,03 (-0,23)	0,45 (2,12)	1,01 (2,88)	0,00 (0,00)
Test de sur-identification				
Statistique de Sargan	37,29	34,98	42,82	42,87
Degrès de liberté	40	40	40	40
Probabilité critique	0,59	0,69	0,35	0,35

Note : les valeurs entre parenthèses sont les T de Student. Les estimations des dummies années ne sont pas reportées dans le tableau. Pour le test de sur-identification, le degré de liberté de la statistique de Sargan correspond à $T.k - p$ où T est le nombre de périodes, k le nombre de variables instrumentales et p le nombre de paramètres. Le jeu d'instrument est composé des dummies années, des variables réelles Y_{t-2}/K_{t-3} , Y_{t-3}/K_{t-4} , I_{t-3}/K_{t-4} , I_{t-4}/K_{t-5} , $(I_{t-2}/K_{t-3})^2$, $(I_{t-3}/K_{t-4})^2$, ainsi que des variables financières suivantes : $(B_{t-3} + BCB_{t-3})/P_{s,t-3}(K_{t-3} + KCB_{t-3})$, $(B_{t-4} + BCB_{t-4})/P_{s,t-4}(K_{t-4} + KCB_{t-4})$, $[(B_{t-3} + BCB_{t-3})/P_{s,t-3}(K_{t-3} + KCB_{t-3})]^2$

Le test de sur-identification conduit à l'acceptation des instruments choisis pour les quatre régressions au seuil 5%. Le paramètre correspondant à l'inverse du taux de marge μ est très significatif dans les quatre cas, validant ainsi l'hypothèse de concurrence monopolistique. Pour l'ensemble des estimations, la marge réalisée est plutôt élevée et se situe entre 1.7 et 2.6 selon les cas. Le paramètre technologique des coûts d'ajustement portant sur l'investissement (α_1) est significatif pour les entreprises de plus 100 employés, mais conduit à des coûts d'ajustement marginaux évalués au point médian (en $t-1$) proche de 0. α_0 , le deuxième paramètre associé à la fonction de coûts d'ajustement (portant sur le taux d'intérêt), est significatif uniquement pour les GE de plus de 500 salariés (colonne 3); Enfin, le paramètre correspondant à la prime d'agence (ϕ) n'est significatif sur aucun des échantillons considérés. Finalement, l'équation estimée sur les différents panels s'apparente plutôt à un modèle de demande de capital avec concurrence imparfaite où n'interviennent ni l'investissement ni le niveau d'endettement.

3.2 Selon la taille des entreprises et leur fréquence de recours au crédit-bail

Les résultats précédents ne mettent pas clairement en évidence l'influence des coûts d'ajustement sur le comportement d'investissement des entreprises. Ils ne permettent pas non plus de conclure à l'existence d'imperfections financières susceptibles d'affecter le coût du financement sur fonds externes. En particulier, les petites entreprises *a priori* plus sensibles aux imperfections sur le marché du crédit ne semblent pas subir de coûts d'agence. Sur le premier point, nos résultats sont conformes à ceux de la plupart des études réalisées sur données de panel. Les coûts d'ajustement sont en effet le plus souvent nuls voire significativement négatifs. En revanche, les travaux qui utilisent la taille comme proxy du degré de contrainte de financement subi trouvent en général une corrélation entre la taille des entreprises et l'ampleur de la contrainte. Par exemple, Crépon et Rosenwald [2001] constatent sur un panel de 4 898 firmes suivies sur tout ou partie de la période 1987-1994 que les petites entreprises (moins de 20 salariés) s'acquittent d'une prime d'agence relativement forte par rapport aux firmes de taille plus importante. La taille n'étant pas un moyen sur nos données de discriminer entre les entreprises *a priori* affectées par les contraintes financières, nous avons croisé ce critère avec la fréquence de recours au crédit-bail⁸.

En effet, ce dernier est parfois considéré comme un moyen de financement complémentaire au crédit "classique" (De Bodt et al. [1996] ; Sharpe et Nguyen [1995]). Dans ce cadre d'analyse, le leasing est utilisé par des petites entreprises d'une santé financière précaire, afin de compléter des programmes d'investissement qu'il serait plus coûteux de financer par du crédit "classique", en raison de l'importance des coûts d'agence. Cette hypothèse est principalement justifiée par la spécificité juridique du crédit-bail. En effet, le bailleur ayant la propriété juridique du bien loué, le crédit-bail est moins risqué qu'un contrat de prêt sans sûreté lorsque la firme contractante fait défaut. En conséquence, les coûts de faillite attendus par le bailleur sont inférieurs à ceux attendus par le banquier "classique", ce qui réduit les coûts d'agence. En outre, dans un contrat de crédit-bail, les fonds engagés par l'intermédiaire financier sont directement alloués à l'achat de l'immobilisation dont le choix incombe à l'entreprise. Cette forme spécifique de contrat permet ainsi de mieux maîtriser le risque *ex ante* mais aussi *ex post* du projet financé. En particulier, elle force les gestionnaires de l'entreprise à révéler la nature exacte de leur projet d'investissement (ce qui limite les problèmes de sélection adverse) et évite également

⁸ Nous avons également testé le modèle avec coûts d'agence sur le sous-échantillon des entreprises de moins de 20 salariés comme dans l'article de Crépon et Rosenwald [2001]. La prime d'agence n'apparaît pas significativement différente de 0 et les estimations des paramètres sont moins précises que dans le sous-échantillon des entreprises de moins de 100 employés.

d'éventuels détournements de fonds au profit de projets plus risqués, mais plus rentables (phénomène d'aléa moral).

Si l'hypothèse de complémentarité devait effectivement être privilégiée à partir des nouvelles régressions, les entreprises (notamment les petites) ayant recours au crédit-bail devraient en principe faire face à une prime d'agence (*i.e.* ϕ significativement différent de zéro). En outre, cette dernière, mesurée à partir du niveau d'endettement financier, devrait être plutôt élevée.

A partir de l'information contenue dans nos données, nous avons construit une indicatrice de recours au crédit-bail. Celle-ci est définie ainsi : le groupe d'entreprises "ayant recours au crédit-bail" (notées CB) sont celles qui y ont recours au moins une fois sur la période 1993-1996. Il correspond à 51% de l'échantillon total. Le groupe complémentaire est noté NCB. L'étude des statistiques descriptives des différentes classes d'entreprises (tableau 2) nous conduit aux observations suivantes.

Tableau 2 : Statistiques descriptives sur la période 1993-1996 (moyennes)

	PI 0-99		MI 100-499		GE <500	
	-CB- (N=1360)	-NCB- (N=1282)	-CB- (N=533)	-NCB- (N=515)	-CB- (N=157)	-NCB- (N=178)
Effectif	49	40	229	216	2076	1739
Capital hors crédit-bail	8,14	8,33	47,15	56,6	81,72	746,4
Capital en crédit-bail	1,50	0,37	5,19	1,41	43,27	9,33
Capital total	9,64	8,7	52,34	58,01	124,99	755,73
Capital total / Effectif	0,205	0,228	0,232	0,287	0,317	0,369
Valeur ajoutée (t) / Capital total(t-1)	1,043	1,138	0,98	0,972	0,754	0,774
Cash-Flows (t) / Capital total (t-1)	0,208	0,208	0,203	0,214	0,179	0,196
Investissement total (t) / Capital total(t-1)	0,109	0,08	0,097	0,077	0,088	0,079
Investissement en CB (t) / Invest total (t)	0,211	0,01	0,148	0,004	0,075	0,002
Dette hors CB (t) / Ps(t-1) Capital hors CB(t)	0,608	0,558	0,589	0,451	0,541	0,504
Dette en CB (t) / Dette total (t)	0,167	0,037	0,120	0,036	0,078	0,028
Charges d'int, h, CB (t) / Ps(t-1) K h, CB (t-1)	0,06	0,046	0,053	0,038	0,046	0,042
Charges d'intérêt h, CB (t) / Dette hors CB(t)	0,107	0,097	0,099	0,969	0,092	0,092

Note: Les statistiques sont exprimées en millions de francs. Ps est le prix sectoriel de l'investissement.

Le capital total inclut le crédit-bail (K+KCB), de même que l'investissement total (I+ICB) et la dette totale (B+BCB)

Chaque variable a fait l'objet d'une analyse de la variance afin de s'assurer que les différences de moyennes observées pour les deux profils d'entreprises sont significatives au seuil de 5%.

Par souci de lisibilité du tableau, nous avons ombré les moyennes non significativement différentes.

Pour chaque tranche de taille, le nombre moyen d'employés des entreprises qui recourent au crédit-bail (groupe -CB-) est légèrement supérieur à celui des entreprises n'en faisant pas usage. Les entreprises adeptes du crédit-bail semblent moins capitalistes que leurs homologues non (ou faiblement) utilisatrices de crédit-bail. La productivité moyenne du capital des entreprises adeptes du crédit-bail est plus faible pour les firmes de moins de 100 employés et non significativement différente dans les

tranches de taille supérieures. Les firmes faisant fréquemment usage du crédit-bail investissent au total bien plus que celles n'employant pas ce mode de financement. A cet égard, le groupe des PI est exemplaire : le taux d'investissement total est de 11% pour les PI utilisatrices de crédit-bail contre 8% pour les PI non-utilisatrices. Par ailleurs, si l'on analyse la part de l'investissement en crédit-bail dans l'investissement total, on observe que le crédit-bail assure 21% de l'investissement total des PI qui y recourent contre 15% pour les MI et 7,5% pour les grandes entreprises (GE). Enfin, l'usage du crédit-bail trahit probablement une certaine fragilité financière, comme en témoigne le ratio d'endettement mesuré hors crédit-bail ainsi que la part des charges d'intérêt dans le stock de capital. En effet, quelle que soit leur taille, les entreprises faisant usage du crédit-bail sont plus fortement endettées que les autres. La part du crédit-bail dans l'endettement total est inversement proportionnelle à la taille des entreprises : elle représente 27% de la dette totale des PI adeptes du crédit-bail, 12% pour les MI et enfin 7,8% pour les GE. Par ailleurs, cette politique d'endettement active a pour contrepartie d'alourdir les charges d'intérêt. Ainsi, on peut observer que les entreprises de moins de 500 salariés classées dans le régime de crédit-bail doivent s'acquitter de lourdes charges d'intérêt (mesurées hors crédit-bail et en part du capital) et sont de ce fait susceptibles de connaître des problèmes de solvabilité. Plus endettées et supportant des frais financiers plus importants, les entreprises adeptes du crédit-bail semblent avoir des conditions de financement moins favorables. En effet, le taux d'intérêt apparent de la dette financière "classique" est, si l'on excepte le cas des grandes entreprises, assez nettement supérieur à celui des entreprises n'en faisant pas usage.

D'un point de vue purement descriptif, le recours au crédit-bail semble être un bon moyen de discriminer entre deux profils d'entreprises. L'économétrie devrait maintenant nous apporter la confirmation (ou non) de ces résultats. Le tableau 3 ci-dessous présente les estimations réalisées sur différents groupes d'entreprises segmentés selon la taille et l'usage du crédit-bail (colonnes 1 à 6).

Tableau 3 : Estimation par les MMG du modèle d'investissement par tranche de taille

Période d'estimation : 1993-1996

Paramètres	PI 0-99		MI 100-499		GE <500	
	-CB-	-NCB-	-CB-	-NCB-	-CB-	-NCB-
	(N = 1360)	(N = 1282)	(N = 533)	(N = 515)	(N = 157)	(N = 178)
μ	0,41 (6,38)	0,65 (8,61)	0,29 (4,67)	0,29 (3,96)	0,46 (6,90)	0,47 (9,08)
ϕ	-0,01 (-0,76)	-0,00 (-0,04)	0,02 (1,49)	0,05 (1,31)	0,19 (3,03)	-0,00 (-0,66)
α_0	-0,47 (-0,84)	-0,28 (-0,85)	0,75 (0,98)	0,05 (0,11)	0,21 (1,01)	-0,03 (-0,24)
α_1	0,14 (1,57)	0,46 (2,84)	0,33 (1,18)	0,48 (1,77)	0,07 (0,57)	-0,23 (-2,46)
Test de sur-identification						
Statistique de Sargan	36,83	21,71	38,23	29,25	32,99	28,73
Degrés de liberté	40	40	40	40	40	40
Probabilité critique	0,61	0,99	0,55	0,89	0,77	0,91
Évaluation de la prime d'agence au point moyen et médian de l'échantillon (en %)						
Moyenne	-	-	-	-	10,3%	-
Médiane	-	-	-	-	7,4%	-

Note : les valeurs entre parenthèses sont les T de Student. Les estimations des dummies années ne sont pas reportées dans le tableau. Pour le test de sur-identification, le degré de liberté de la statistique de Sargan correspond à $T.k - p$ où T est le nombre de périodes, k le nombre de variables instrumentales et p le nombre de paramètres. Le jeu d'instruments est composé des dummies années, des variables réelles Y_{t-2}/K_{t-3} , Y_{t-3}/K_{t-4} , I_{t-3}/K_{t-4} , I_{t-4}/K_{t-5} , $(I_{t-2}/K_{t-3})^2$, $(I_{t-3}/K_{t-4})^2$, ainsi que des variables financières suivantes : $(B_{t-3} + BCB_{t-3})/P_{s,t-3}(K_{t-3} + KCB_{t-3})$, $(B_{t-4} + BCB_{t-4})/P_{s,t-4}(K_{t-4} + KCB_{t-4})$, $[(B_{t-3} + BCB_{t-3})/P_{s,t-3}(K_{t-3} + KCB_{t-3})]^2$

Le test de sur-identification conduit à l'acceptation des instruments choisis pour les dix régressions au seuil 5%. Le paramètre correspondant au taux de marge μ reste très significatif pour l'ensemble des estimations. Les PI utilisatrices du crédit-bail réalisent une marge plus importante (de l'ordre de 2.44) que leurs homologues non utilisatrices. Pour les autres tailles, le taux de marge est peu différent selon que les entreprises recourent ou non au crédit-bail. Seules les entreprises non utilisatrices de crédit-bail semblent faire face à des coûts d'ajustement de l'investissement. Cependant, le paramètre α_1 affiche le mauvais signe pour les GE ne faisant pas usage du crédit-bail. L'autre paramètre technologique de la fonction de coûts d'ajustement α_0 est non significativement différent de zéro pour tous les échantillons considérés.

Enfin, si l'on excepte le cas des GE, le paramètre structurel associé à la fonction de coût d'agence (ϕ) est non significativement différent de 0 pour les entreprises adeptes du crédit-bail. Ce résultat montre que l'apparente fragilité financière observée chez les entreprises, en particulier les petites, faisant

fréquemment usage du crédit-bail (tableau 2) ne se traduit pas par une prime d'agence payée au dessus du taux sans risque. Le critère de taille croisé avec celui du recours au crédit-bail ne permet donc pas de valider l'hypothèse de complémentarité du crédit-bail.

3.3 Selon l'accroissement de l'endettement des entreprises et leur fréquence de recours au crédit-bail

La taille n'étant pas, sur nos données, un bon proxy du degré de contrainte de financement subi par les entreprises, nous avons opté pour un nouveau critère proche de celui utilisé par Whited [1992]. Nous avons en effet séparé nos observations en deux sous-échantillons selon le critère de l'accroissement de l'endettement. Le premier groupe est constitué des entreprises fortement endettées, c'est-à-dire celles dont le taux d'endettement global (*i.e.* compris le crédit-bail au numérateur $B + B^{CB}$ et au dénominateur $K + K^{CB}$)⁹ est, pour les quatre années d'estimation, au moins trois fois supérieur à la médiane du ratio. L'autre groupe est pour sa part composé des entreprises *a priori* moins susceptibles de connaître des problèmes de contrainte de financement, du fait de la faible hausse de leur endettement. Nous avons également distingué au sein de chaque groupe les entreprises utilisatrices du crédit-bail de celles n'en faisant pas usage.

Les entreprises fortement endettées sont de plus grande taille et investissent bien plus que leurs homologues faiblement endettées, et ce indépendamment de leur politique en matière de crédit-bail.

⁹ B^{CB} désigne le stock de dette en crédit-bail et K^{CB} le stock de capital productif en crédit-bail. Le détail de la construction de ces deux variables est fourni en annexe A2.

Tableau 4 : Statistiques descriptives sur la période 1993-1996 (moyennes)

	D B / K		D B / K fort		D B / K faible	
	fort (N=1221)	faible (N=2804)	-CB- (N=649)	-NCB- (N=572)	-CB- (N=1401)	-NCB- (N=1403)
Effectif	308	218	239	387	257	179
Capital hors crédit-bail	111,2	71,81	66,19	162,3	86,76	56,88
Capital en crédit-bail	3,14	3,79	4,92	1,11	6,00	1,58
Capital total	114,34	75,6	71,11	163,41	92,76	58,46
Capital total / Effectif	0,258	0,229	0,233	0,286	0,214	0,244
Valeur ajoutée (t) / Capital total(t-1)	1,01	1,04	0,993	1,04	1,01	1,07
Cash-Flows (t) / Capital total (t-1)	0,214	0,202	0,219	0,21	0,197	0,208
Investissement total (t) / Capital total(t-1)	0,107	0,080	0,125	0,087	0,094	0,074
Investissement en CB (t) / Invest total (t)	0,102	0,097	0,185	0,005	0,184	0,009
Dette hors CB (t) / Ps(t-1) Capital hors CB(t)	0,545	0,569	0,602	0,481	0,596	0,543
Dette en CB (t) / Dette total (t)	0,084	0,097	0,140	0,021	0,152	0,042
Charges d'int, h, CB (t) / Ps(t-1) K h, CB (t-1)	0,045	0,053	0,054	0,036	0,058	0,047
Charges d'intérêt h, CB (t) / Dette hors CB(t)	0,09	0,103	0,094	0,086	0,109	0,100

Note: Les statistiques sont exprimées en millions de francs. Ps est le prix sectoriel de l'investissement.

Le capital total inclut le crédit-bail (K+KCB), de même que l'investissement total (I+ICB) et la dette totale (B+BCB)

Chaque variable a fait l'objet d'une analyse de la variance afin de s'assurer que les différences de moyennes observées pour les deux profils d'entreprises sont significatives au seuil de 5%.

Par souci de lisibilité du tableau, nous avons ombré les moyennes non significativement différentes.

De façon analogue aux résultats obtenus avec le critère de taille, le recours au crédit-bail permet de compléter notablement l'effort d'investissement (à hauteur de 18% dans les deux groupes) et souligne également une plus grande fragilité financière des entreprises.

Les estimations réalisées sur ces différents groupes d'entreprises (tableau 5) montrent que le critère d'endettement ne suffit pas à discriminer entre les entreprises sujettes aux problèmes de contraintes de financement et celles qui ne le sont pas. Le coefficient associé à la prime d'agence est en effet non significativement différent de 0 pour les entreprises fortement endettées (colonne 1) ainsi que pour le groupe complémentaire (colonne 2). Par ailleurs, aucune des deux catégories d'entreprises ne semble faire face à des coûts d'ajustement de l'investissement ($\alpha_1 = 0$).

Tableau 5 : Estimation par les MMG du modèle d'investissement par tranche de taille – le rôle du crédit-bail

Période d'estimation : 1993-1996

Paramètres	$\Delta B / K$		$\Delta B / K$ fort		$\Delta B / K$ faible	
	fort	faible	-CB-	-NCB-	-CB-	-NCB-
	(N=1221)	(N=2804)	(N=649)	(N=572)	(N=1401)	(N=1403)
μ	0,58 (9,19)	0,49 (8,65)	0,45 (6,67)	0,49 (10,84)	0,47 (6,35)	0,32 (4,16)
ϕ	0,04 (1,10)	-0,00 (-0,00)	0,119 (2,03)	-0,007 (-1,37)	0,012 (0,82)	0,014 (1,21)
α_0	0,74 (2,24)	0,63 (1,52)	-0,05 (-0,17)	0,83 (3,19)	-0,67 (-1,85)	1,25 (1,49)
α_1	0,21 (1,50)	0,31 (1,52)	0,34 (1,86)	0,16 (1,33)	0,19 (1,39)	0,94 (2,00)
Test de sur-identification						
Statistique de Sargan	38,93	30,27	32,18	40,87	25,71	34,95
Degrés de liberté	40	40	40	40	40	40
Probabilité critique	0,51	0,87	0,81	0,43	0,96	0,69
Évaluation de la prime d'agence au point moyen et médian de l'échantillon (en %)						
Moyenne	-	-	7,2%	-	-	-
Médiane	-	-	5,1%	-	-	-

Note : les valeurs entre parenthèses sont les T de Student. Les estimations des dummies années ne sont pas reportées dans le tableau. Pour le test de sur-identification, le degré de liberté de la statistique de Sargan correspond à $T.k - p$ où T est le nombre de périodes, k le nombre de variables instrumentales et p le nombre de paramètres. Le jeu d'instruments est composé des dummies années, des variables réelles Y_{t-2}/K_{t-3} , Y_{t-3}/K_{t-4} , I_{t-3}/K_{t-4} , I_{t-4}/K_{t-5} , $(I_{t-2}/K_{t-3})^2$, $(I_{t-3}/K_{t-4})^2$, ainsi que des variables financières suivantes : $(B_{t-3} + BCB_{t-3})/P_{s,t-3}(K_{t-3} + KCB_{t-3})$, $(B_{t-4} + BCB_{t-4})/P_{s,t-4}(K_{t-4} + KCB_{t-4})$, $[(B_{t-3} + BCB_{t-3})/P_{s,t-3}(K_{t-3} + KCB_{t-3})]^2$

En revanche, pour les entreprises fortement endettées et utilisatrices du crédit-bail (environ 16% de l'échantillon total), ce dernier paraît répondre à une logique de complémentarité. Le paramètre structurel associé à la fonction de coûts d'agence est en effet significatif et positif pour ces entreprises (colonne 3). Cette catégorie de firmes particulièrement risquées utilise probablement le crédit-bail soit pour pallier un problème de rationnement du crédit, soit pour compléter des programmes d'investissement à un coût inférieur à celui du crédit "classique" (la prime d'agence est évaluée à 5,1% au point médian de l'échantillon).

CONCLUSION

Dans cet article, nous avons d'abord estimé une équation d'Euler de l'investissement incorporant une prime d'agence sur différents sous-échantillons correspondants à une classification des entreprises selon leur taille. Les résultats de ces régressions ne nous permettent pas de conclure à l'existence d'imperfections financières susceptibles d'affecter le coût du financement externe des différentes catégories d'entreprises considérées. La taille n'étant pas un moyen sur nos données de discriminer entre les entreprises *a priori* affectées par les contraintes financières, nous avons croisé ce critère avec la fréquence de recours au crédit-bail. A partir de cette nouvelle classification, nous n'avons pas non plus mis en évidence l'existence d'imperfections financières susceptibles d'affecter le coût du financement externe des entreprises adeptes du crédit-bail. Nous avons ensuite séparé les entreprises selon l'accroissement de leur endettement et croisé ce critère avec celui du recours au crédit-bail. Les estimations réalisées sur ces différents sous-échantillons montrent que les entreprises fortement endettées et utilisatrices du crédit-bail (16% de l'échantillon total) s'acquittent d'une prime d'agence évaluée à 5% au point médian de l'échantillon. Ce résultat plaide en faveur de l'hypothèse de complémentarité du crédit-bail. Ce dernier est en effet souvent considéré comme un moyen de financement permettant à certaines entreprises de compléter des programmes d'investissement qui seraient plus coûteux, voire impossibles à financer par du crédit "classique".

Des recherches futures pourraient prendre en compte le problème de sélection endogène qui concerne la plupart des études récentes (Schiantarelli [1996]). De plus, il pourrait être utile d'évaluer l'autre type de contrainte financière que constitue le rationnement du crédit.

BIBLIOGRAPHIE

- AKERLOF A.G. [1970], "The markets for lemons : Qualitative Uncertainty and the Market Mechanism", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 84, p. 488-500.
- ANGELONI I., KASHYAP A., MOJON B., TERLIZZESE D. [2002], "Monetary Transmission in the Euro Area: Where Do We Stand ?", *ECB working paper 114*.
- BARRAN F., PEETERS M. [1998], "Internal Finance and Corporate Investment: Belgian Evidence with Panel Data", *Economic Modelling*, 15, p. 67-89.
- BERNANKE B., GERTLER M., GILCHRIST S. [1998], "Internal Finance and Corporate Investment: Belgian Evidence with Panel Data".
- BLOCH L., CŒURÉ B. [1995], "Imperfection du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique", *Économie et Prévision*, 120, p. 161-185.
- BOND S., CUMMINS J. [2001], "Noisy Share Prices and the Q Model of Investment", IFS working paper 01/22.
- BOND S., MEGHIR C. [1994], "Dynamic investment models and the firm's financial Policy", *Review of Economic Studies*, 61(2), p. 97-222.
- BOND S., ELSTON J., MAIRESSE J., MULKAY B. [1997], "Financial Factors and Investment in Belgium, France, Germany and the U.K: a Comparison Using Company Panel Data", *National Bureau of Economic Research, Working Paper n° 5900*.
- CETTE G., SZPIRO D. [1988], "La durée de vie des équipements industriels sur la période 1972-1984", *Cahiers économiques et monétaires de la Banque de France*, 28(2), p. 3-103.
- CHATELAIN J.B., VON KALCKREUTH U., HERNANDO I., GENERALE A., VERMEULEN P. [2001], "Firm Investment and Monetary Policy Transmission in the Euro Area", European Central Bank, working paper 113.
- CRÉPON B., ROSENWALD F. [2001], "Investment and financial constraints the impact of business cycle an estimation on French data", *Économie et Statistiques*, 341-342(1/2), p. 29-46.
- DE BODT E., HENRION E.F., WOLFS A., VAN WYMEERSCH Ch. [1996], "Le leasing financier : complément ou substitut du crédit à l'investissement ? Quelques constats empiriques", *Cahiers Économiques de Bruxelles*, 149(1), p. 87-117.
- ESTRADA A., VALLÈS J. [1995], "Investment and Financial Costs: Spanish Evidence with Panel Data", Banco de Espana, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo n° 9506.
- FÈVE P., LANGOT F. [1995]. "La méthode des moments généralisés et ses extensions", *Économie et Prévision*, n°119.
- FILARETO M.C. [2002], "Les déterminants du taux débiteur exigé par le crédit-bailleur : une étude empirique sur le marché français", Miméo.
- KIYOTAKI, MOORE [1997], "Credit Cycles", *JPE*, 105-2, pp. 211-248.
- HANSEN L.P. [1982], "Large sample properties of generalized method of moments estimators", *Econometrica*, 50, p. 1029-1054.
- HUBBARD G. [2000], "Capital Market Imperfections Investment, and the Monetary Transmission Mechanism", Miméo, Bundesbank.

- JARAMILLO F., SCHIANTARELLI F., WEISS A. [1996], "Capital Market Imperfections before and after Financial Liberalization: An Euler equation approach to panel data for Ecuadorian firms", *Journal of Development Economics*, 51, p. 367-386.
- MÁTYÁS L. [1999], "*Generalized Method of Moments Estimation*", Ed L. Mátyás, Cambridge University Press.
- SCHIANTARELLI F. [1996], "Financial Constraints and Investment: Methodological Issues and International Evidence", *Oxford Review of Economic Policy*, 12(2), p. 70-89.
- SEVESTRE P., TROGNON A. [1995], "Linear models with random regressor", in *The Econometrics of Panel Data: a Handbook of Theory and Application*, Matyas L. et Sevestre P. (Eds), 2ème édition, Kluwer Academic Publishers.
- SHARPE S.A., NGUYEN H.H. [1995], "Capital market imperfections and the incentive to lease", *Journal of Financial Economics*, 39, p. 271-294.
- TEURLAI J.C. [1999], "Les déterminants de la demande en crédit-bail", *Revue d'économie financière*, 54, p. 151-162.
- WHITED T.M. [1992], "Debt, Liquidity Constraints and Corporate Investment : Evidence from Panel Data", *Journal of Finance*, 47(4), p. 1425-1460.

ANNEXES

A1. Constitution de l'échantillon

L'échantillon utilisé dans cette étude a été construit à partir de données comptables individuelles provenant de bilans d'entreprises adhérant à la Centrale de Bilans de la Banque de France. Les données dont nous disposons regroupent à la fois l'ensemble des informations contenues dans les feuillets fiscaux, et des données complémentaires concernant des domaines divers tels que le crédit-bail, les opérations de restructuration, etc.

Le *champ couvert* concerne les entreprises industrielles hors holding soumises à l'impôt sur les sociétés entre 1988 et 1996. Ces entreprises sont regroupées par secteurs d'activité qui correspondent, dans la nomenclature NAF16, aux industries agricoles et alimentaires (EB), de biens de consommation (EC), de l'automobile (ED), des biens d'équipement (EE) et enfin des biens intermédiaires (EF). Notons que les entreprises classées au cours de la période d'étude dans des secteurs d'activité non industriels, mais faisant certaines années partie de l'industrie, ont été conservées dans l'échantillon afin d'éviter les discontinuités temporelles.

Pour constituer l'échantillon, nous avons *dans un première étape* imposé un certain nombre de critères descriptifs et comptables. Ont été ainsi retenus les bilans dont la durée d'exercice est égale à douze mois, et les entreprises qui ne remettent pas deux bilans ou plus la même année. De même, sont exclus les bilans des entreprises dont les effectifs, le chiffre d'affaires, la valeur ajoutée, les immobilisations, l'investissement et l'endettement sont négatifs. *Dans une deuxième étape*, nous avons tout d'abord écarté les entreprises dont le taux d'accumulation du capital mesuré hors crédit-bail (I_{it}/K_{it}) est supérieur à un, puis effectué un nettoyage visant à éliminer les entreprises pour lesquelles la valeur d'une des variables étudiées se situe à plus de cinq intervalles inter quartiles en dessous du premier quartile ou au-dessus du troisième quartile. Ce nettoyage a été effectué pour chaque année, sans distinction de taille ou de secteur, sur six ratio mesurés hors crédit-bail : le logarithme de la productivité apparente du travail $\ln(L_{it}/K_{it})$ et du capital $\ln(Y_{it}/K_{it})$, le logarithme de l'intensité capitalistique $\ln(K_{it}/L_{it})$, le taux de marge $(p_{it} Y_{it} - w_{it} L_{it})/p_{it} Y_{it}$, le taux de profit $(Y_{it} - w_{it}/p_{it} L_{it})/K_{it}$ et le taux d'intérêt apparent $(iB)_{it}/B_{it}$. Enfin, le ratio d'endettement hors

crédit-bail $B_{it}/p_{st}^1 K_{it}$ a également fait l'objet d'une procédure de vérification-élimination : ont été écartées les entreprises dont la valeur observée du ratio excède le dernier percentile de la distribution empirique. Finalement, au terme de cette deuxième étape, le panel d'entreprises obtenu comprend 103 264 observations, soit une réduction du nombre d'observations de 14,6% par rapport au fichier brut constitué à la première étape.

Par ailleurs, afin de s'assurer de la cohérence des ratios incorporant le crédit-bail, nous avons écarté de l'échantillon nettoyé les entreprises affichant un taux d'accumulation du capital élargi au crédit-bail supérieur à un. Nous avons également éliminé les entreprises dont la valeur observée du taux d'investissement ($I_{it}/K_{i,t-1}$) élargi au crédit-bail excède le dernier percentile de la distribution empirique du ratio. Le fichier obtenu à partir de ce nouveau nettoyage comprend 100 321 observations (soit une réduction 2,8% du nombre d'observations par rapport au précédent fichier).

Le programme informatique que nous avons utilisé pour nos estimations n'étant pas adapté à la gestion des panels non cylindrés, l'échantillon a dû être restreint à la population des entreprises ayant régulièrement fourni leurs bilans à la Centrale de Bilans de la Banque de France sur la période 1988-1996. L'échantillon comprend dorénavant 36 225 observations, soit 4 025 entreprises suivies sur la période 1988-1996.

A2. Construction des variables

- **Les variables individuelles**

Les données utilisées proviennent de la liasse fiscale (feuilles 2050 à 2058, notés [50] à [58]), ainsi que du feuillet complémentaire 2066 collectés par la Centrale des Bilans. Ce feuillet, noté cdb66, contient une information supplémentaire sur les opérations de crédit-bail réalisées par les entreprises.

- La valeur ajoutée aux prix de marché (Y_{it}) est définie comme la production en valeur nette des consommations intermédiaires. Elle comprend les ventes ([52].FL), les stocks ([52].FM) et la production immobilisée ([52].FN). La valeur des consommations intermédiaires intègre l'achat de marchandises ([52].FS), la variation des stocks de marchandises ([52].FT), l'achat de matières premières et d'autres approvisionnements, droits de douanes compris ([52].FV), les variations de stocks correspondantes ([52].FV), et les autres achats et charges externes ([52].FW) liés notamment au crédit-bail, auxquels on ajoute les loyers de crédit-bail mobilier ([cdb66].111) et immobilier ([cdb66].112).

- Les *cash-flows* (CF_{it}) sont nets d'impôts et de charges, mais incluent l'impôt sur les sociétés. Ils correspondent à la somme de la valeur ajoutée et des subventions d'exploitation ([52].FO), diminuée des impôts et taxes ([52].FX), des salaires ([52].FY), et des charges de Sécurité Sociale ([52].FZ).

- L'*investissement productif* (I_{it}) est défini comme le solde des flux d'entrées et de sorties d'immobilisations corporelles constatées au cours de l'année d'exercice. Les entrées sont inscrites à la ligne [54].LP, alors que les sorties correspondent aux immobilisations corporelles en cours [54].MY et aux avances et acomptes [54].NC. Par ailleurs, on intègre à cette mesure de l'investissement les engagements hors bilan correspondant aux nouveaux emprunts en crédit-bail mobilier ([cdb66].02.1) et immobilier ([cdb66].02.2).

- Les *charges d'intérêts* (i_{it}) sont comptabilisées à la ligne [52].GR.

- Le *stock de capital* (K_{it}) est la somme du stock de capital hors crédit-bail¹⁰ et du stock de capital en crédit-bail.

♦ Le **stock de capital hors crédit-bail** est composé de la somme des immobilisations corporelles brutes (terrains, constructions et installations techniques) mesurées à leur coût de remplacement par la méthode d'inventaire permanent. Il est calculé de façon récursive en sommant chaque génération courante d'investissement ($p_{it}^1 I_{it}$) déflatée par un indice de prix sectoriel (p_{st}^1). Les sorties sont contrôlées par le biais d'un taux de dépréciation économique (δ) appliqué au capital installé, et fixé à 8%.

$$K_{it} = \frac{p_{it}^1 I_{it}}{p_{st}^1} + (1 - \delta) K_{i,t-1}$$

Cette méthode nécessite le calcul d'un stock de capital initial K_{t_0} (avec $t_0 = 1988$) mesuré en volume par la méthode dite du "stock". Cette mesure est obtenue en déflatant les *immobilisations brutes* (de l'année t_0) par un prix estimé du stock de capital de l'entreprise. Ce prix correspond à l'indice de prix sectoriel de l'investissement l'année t_0 décalé de l'âge moyen des équipements, noté T . Celui-ci est calculé en multipliant les durées de vie sectorielles de la comptabilité nationale, notées T_{max} à la part

¹⁰ Le stock de capital hors crédit-bail a été calculé à partir d'un programme SAS (IML) écrit par Jacques Mairesse.

des immobilisations déjà amorties en 1988, $\left(\frac{AMOR_{it_0}}{p_k K_{it_0}} \right)$. De plus, ce ratio est corrigé pour tenir compte de l'amortissement accéléré du fait de certaines mesures fiscales¹¹ :

$$T = \begin{cases} T_{\max} \left(\frac{AMOR_{it_0}}{p_k K_{it_0}} \right) - 4 & \text{si } T_{\max} \left(\frac{AMOR_{it_0}}{p_k K_{it_0}} \right) > 8 \\ T_{\max} \left(\frac{AMOR_{it_0}}{p_k K_{it_0}} \right) \frac{1}{2} & \text{si } T_{\max} \left(\frac{AMOR_{it_0}}{p_k K_{it_0}} \right) \leq 8 \end{cases}$$

où $AMOR_{it_0}$ sont les amortissements de l'entreprise i en t_0 . T_{\max} représente la durée de vie sectorielle des équipements. Elle vaut : $T_{\max} = 15$ ans, excepté pour les secteurs C4 ($T_{\max} = 13$ ans), D0 ($T_{\max} = 16$ ans), E1 et E2 ($T_{\max} = 14$ ans), E3 ($T_{\max} = 12$ ans), et enfin F1 ($T_{\max} = 17$ ans). Cette relation distingue les immobilisations anciennes des récentes en supposant, dans le premier cas, un amortissement linéaire (avec un terme correctif fixé à 4) et, dans le second, un amortissement dégressif (avec un terme correctif fixé à 0,5)

Les immobilisations brutes comprennent les terrains [50].AN, les constructions [50].AP, les équipements [50].AR et les autres actifs ([50].AT, [50].AV, [50].AX). Les amortissements correspondants concernent les terrains [50].AO, les constructions [50].AQ, les équipements [50].AS et les autres actifs ([50].AU, [50].AW, [50].AY).

♦ **Le stock de capital en crédit-bail** est la somme des immobilisations brutes en crédit-bail mobilier ([cldb].05.1) et immobilier ([cldb66].05.2) mesurées à leur coût de remplacement par la méthode du "stock" précédemment décrite.

L'âge moyen du capital est calculé ici chaque année à partir des durées de vie fiscales sectorielles des équipements : $T_{\max} = 8$ ans, excepté pour les secteurs C1, C2, C3 ($T_{\max} = 7$ ans), C4, D0 E1, E2, et E3 ($T_{\max} = 9$ ans)¹². La valeur comptable des amortissements en crédit-bail est définie comme la valeur du capital utilisé en fin d'exercice corrigée du rapport entre les loyers en crédit-bail échus à la fin de l'exercice et le total des loyers prévus dans le contrat. La valeur du capital utilisé en fin d'exercice correspond à la somme des immobilisations brutes exprimées à leur coût d'acquisition ([cldb66].05.1 +

¹¹ Cette formule est utilisée par Jacques Mairese dans son article réalisé en collaboration avec Bond et al. [1997].

¹² Les durées de vie fiscales ont été évaluées par Cette et Szpiro [1988], à partir d'un échantillon d'entreprises de la Centrale de Bilans.

[cdb66].05.2), diminuée de la valeur résiduelle des actifs. Celle-ci correspond à la prime que le locataire doit verser au bailleur s'il souhaite lever l'option d'achat du bien loué. Les loyers en crédit-bail échus à la fin de l'exercice se composent des loyers échus mobilier ([cdb].08.1) et immobilier ([cdb66].08.2). De même, le total des loyers prévus au contrat est obtenu en faisant la somme des loyers mobilier ([cdb].07.1) et immobilier ([cdb66].07.2).

- *La dette financière* (B_{it}) comprend la dette bancaire [51].DU, les obligations (composées des titres participatifs [51].DM nets des primes liées à leur émission [50].CM, des obligations convertibles [51].DS, et des autres obligations [51].DT), les dettes diverses (avances conditionnées [51].DN et autres dettes [51].DV), et les autres dettes [51].EA, diminuées des effets escomptés non échus [58].YS. A ce stock de dette, on rajoute la dette en crédit-bail qui est définie comme la somme des immobilisations brutes exprimées à leur coût d'acquisition, diminuée de la valeur comptable des amortissements en crédit-bail.

- **Les variables sectorielles**

Les prix sectoriels de l'investissement, notés p_{st}^I , sont issus des Comptes de la Nation (en base 1980) au niveau de la NAF 36.

- **Les variables agrégées**

- Le taux d'intérêt sans risque est le taux obligataire sur les emprunts d'État à 10 ans.
- Le taux de dépréciation utilisé dans les régressions est égal à 8%.
- Le taux d'imposition sur les sociétés est égal à 34% en 1992, 33,33% en 1993 et 1994, et 36,66% en 1995 et 1996.

Dépôt légal : NOVEMBRE 2002

ISSN : 1257-9807

ISBN : 2-84104-208-1

CAHIER DE ReCHERCHE

Récemment parus :

Quelques aspects de la sociabilité des français

R. BIGOT - n°169 (2001)

La consommation en 2002 : Quelles modifications des comportements après le ralentissement économique, les attentats du 11 septembre et l'arrivée de l'Euro ?

N. FAUCONNIER - F. LEHUEDE - J.-P. LOISEL - n°170 (2002)

Les discriminations dans le monde du travail : Une approche statistique des cadres d'origine étrangère ou natifs des DOM-TOM

I. VAN DE WALLE - J. COUREL - n°171 (2002)

L'évaluation de la communication publique

L'exemple de la prévention du sida

A. SITBON - n°172 (2002)

Hétérogénéité des conditions de vie sous le seuil de la pauvreté

D. CHAUFFAUT - C. OLM - n°173 (2002)

Les « solidarités familiales » dans les travaux du credoc

M. MESSU - n°174 (2002)

Les obstacles aux stratégies d'adaptation des entreprises

P. MOATI - n°175 (2002)

Essai de comparaison de méthodes quantitatives et qualitatives à partir d'un exemple : le passage à l'euro vécu par les consommateurs

A. COUVREUR - F. LEHUEDE - n°176 (2002)

“ Le fossé numérique en France ” : des inégalités qui tendent à se réduire, mais qui restent encore très élevées

R. BIGOT - n°177 (2002)

Président : Bernard SCHAEFER Directeur Général : Robert ROCHEFORT
142, rue du Chevaleret, 75013 PARIS - Tél. : 01 40 77 85 01

ISBN : 2-84104-208-1

CRÉDOC

Centre de recherche pour l'Étude et l'Observation des Conditions de Vie

Crédoc - Cahier de Recherche
n°178. Nover 2002



000

CRÉDOC Publications