INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

Série des documents de travail
de la Direction des Etudes et Synthèses Économiques

G 2000 / 05

Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle

Une estimation sur données françaises

Bruno **CRÉPON** *
Fabienne **ROSENWALD** **

JUIN 2000

* Département des Etudes Economiques d'Ensemble - Division « Marchés et Stratégies d'Entreprise » Timbre G230 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

** ENSAE - 3, avenue Pierre Larousse - 92245 MALAKOFF CEDEX

Département des Etudes Economiques d'Ensemble - Timbre G201 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX - France - Tél. : 33 (1) 41 17 60 68 - Fax : 33 (1) 41 17 60 45 - E-mail : d3e-dg@insee.fr

Résumé

Dans ce travail nous nous intéressons au comportement d'investissement des entreprises et au rôle joué par les conditions dans lesquelles elles peuvent se financer. Nous mettons l'accent sur le rôle joué par le collatéral dont disposent les entreprises (ratio dettes sur immobilisations) pour rendre compte de l'investissement. Plus précisément nous faisons l'hypothèse que le taux d'intérêt auquel l'entreprise obtient des fonds externes dépend de ce ratio au travers d'une prime s'ajoutant au taux d'intérêt courant. Nous situant dans la lignée des modèles d'investissement développés dans la littérature sur le canal large du crédit, nous dérivons une équation d'Euler dans laquelle intervient le collatéral dont dispose l'entreprise. Ce modèle est ensuite estimé sur données d'entreprises par la méthode des moments généralisée sur la période 87-94 pour différentes catégories d'entreprises. Nos résultats montrent que le collatéral rend compte de différences significatives dans le comportement d'investissement. Ils montrent également que cet effet dépend à la fois du type d'entreprise considérée mais aussi du contexte économique. La prime de financement extérieur qui en résulte apparaît importante en comparaison des taux d'intérêt, en particulier en fin de période, et ce en dépit de l'assainissement de la situation financière des entreprises. En revanche, comparée à la rentabilité économique des investissements, la prime apparaît faible dans la majeure partie des cas. Elle ne semble jouer un rôle important que pour les petites entreprises industrielles en fin de période.

Mots-clés : comportement d'investissement des entreprises, contraintes financières, accélérateur financier

Abstract

In this paper we study the influence of financial constraints on the investment behavior of French firms by estimating the Euler equation for investment on a large panel of firms over the period 1986-1994. In particular we emphasize the impact of the firm's level of collateral on its external financial cost. We assume that the rate at which the firm can borrow is linked to the firm's debt to tangible fixed assets ratio through a premium added to the safe interest rate. We derive the Euler equation from a structural model of investment and estimate our model on data on individual French firms from 1987 to 1994 by using generalized method of moments (GMM). Our empirical findings show that the level of the firm's collateral explains significant differences in the investment behavior of firms. Moreover this effect is found to vary across different subsamples of firms, divided according to size or sector, but also during the business cycle. Compared to the safe interest rate the external financing premium appears significant especially at the end of the period studied. However compared to the economic return on investment the external premium does not appear significant in most cases. So the external financing appears to play a significant role only for small industrial firms and only at the end of period.

Keywords : firms'investment behavior, financial constraints, financial accelerator

Classification JEL : D21 - E51

Introduction

Lors du dernier cycle conjoncturel qu'ont connu et que connaissent encore les pays industrialisés une attention toute particulière a été portée aux facteurs financiers. Devant la difficulté à expliquer la majeure partie des fluctuations observées, on s'est penché sur les liens entre la sphère réelle et la sphère financière. Le rôle des imperfections financières du marché des capitaux sur la propagation et l'amplification des chocs monétaires, a été particulièrement mis en avant. En effet plusieurs phénomènes sont difficilement explicables ou interprétables dans un marché financier parfait. Ainsi, l'ampleur de chocs sur des variables macro-économiques telles que l'investissement, les stocks ou la consommation de biens durables, le caractère prédictif de l'écart de taux entre les billets de trésorerie et les bons du Trésor ne sont pas compatibles avec un cadre de marchés financiers parfaits. Dans les modèles d'investissement néoclassiques ou dérivés de la q-théorie, le financement interne et le financement externe sont traités de façon symétrique. Le succès empirique de ces modèles est limité. En particulier un modèle accélérateur ou tout modèle où l'on autorise un rôle des fonds internes via la variable de profit ou les variables de fonds propres ou d'endettement apparaissent plus adaptés (Herbet et Michaudon (1999)).

Dans cette approche nous considérons un modèle classique de décision d'investissement dans lequel nous cherchons à prendre en compte l'existence d'imperfections du marché financier. Nous faisons l'hypothèse que le coût du financement externe dépend du collatéral dont dispose l'entreprise. La nécessité de gager les emprunts par les investissements qu'ils financent peut être en effet considérée comme une des manifestations des asymétries d'information entre l'entreprise et la banque à l'origine des imperfections dans le financement des investissements. Nous dérivons alors explicitement l'équation d'Euler correspondant à ce cadre. Dans les équations d'Euler traditionnelles la productivité marginale du capital est égale au coût d'opportunité de l'investissement. Nous obtenons des équations analogues mais dans lesquelles le coût d'opportunité de l'investissement intègre un coût de financement externe.

Nous testons ensuite ce modèle sur un échantillon large d'entreprises industrielles. Les analyses empiriques du canal large du crédit sont encore peu répandues en France et ont principalement concerné des données agrégées (Bloch et Cœuré (1995)). Nos estimations montrent que ce coût de financement joue un rôle significatif et nous l'estimons à environ 5%. Nous mettons aussi l'accent sur l'hétérogénéité des contraintes de financement dans les décisions d'investissement. C'est pourquoi nous étudions les différences existant entre types d'entreprises, scindées selon des critères de taille et de secteur. Nous montrons que les paramètres de notre modèle ne sont pas stables dans le temps et que cette variation au cours du temps est entièrement concentrée sur le collatéral. Celui-ci joue ainsi un rôle plus ou moins important sur les conditions de financement suivant les périodes. Dans le cas des petites entreprises du secteur industriel cette instabilité est particulièrement forte. Nous montrons qu'elle est compatible avec un durcissement des conditions de financement lorsque les taux d'intérêt augmentent. En dépit de l'amélioration de la situation financière des entreprises sur la période étudiée, ce phénomène a conduit à une augmentation substantielle du coût du financement externe pour ces entreprises, responsable simultanément de la baisse de leur endettement et de leur moindre effort d'accumulation.

Le plan de l'article est le suivant. Dans une première partie nous discutons des hypothèses sur le financement de l'entreprise et présentons notre équation de productivité du capital. La section 2 portera sur la méthode d'estimation utilisée et les données. Enfin nos résultats sont discutés en section 3.

I - Productivité et coût du capital

Dans cette partie, nous présentons différents modèles de choix d'investissement et cherchons à clarifier le rôle joué par les contraintes financières. Nous nous situons dans le cadre standard d'une entreprise choisissant ses différents facteurs, capital et travail, en égalisant leurs productivités marginales à leurs coûts marginaux respectifs. Ce sont ces coûts qu'il s'agit d'évaluer, et ceci peut être compliqué surtout dans le cas de l'investissement. De multiples facteurs interviennent en effet, reflétant les arbitrages faits par l'entreprise lorsqu'elle détermine sa stratégie. Pour l'essentiel l'entreprise en effectue de deux types. Le premier se fait dans le temps : faut-il investir maintenant ou plus tard ? Cet arbitrage fait intervenir le coût de l'investissement présent et futur, le revenu marginal de l'investissement et le taux d'actualisation des revenus. Le second s'effectue entre différents types d'actifs. Dans la situation où l'entreprise n'est sujette à aucune contrainte financière elle peut s'endetter, émettre des actions et placer des montants sans limites sur les marchés financiers. Ceci conduit à une condition d'égalité entre le rendement exigé par les actionnaires et le taux d'intérêt. C'est en premier lieu cette relation qui est affectée par l'existence de contraintes sur les marchés financiers, et nous examinons comment celle-ci se répercute sur les décisions réelles de l'entreprise.

Dans une première partie nous présentons de façon synthétique des modèles d'investissement qui ne diffèrent que par l'introduction ou non de coûts d'ajustement du capital et/ou de coûts de financement liés à l'existence de marchés financiers imparfaits. Nous examinons plus précisément l'impact sur la productivité marginale du capital de ces différents coûts. Les conditions de financement jouent essentiellement au travers du taux auquel l'entreprise comptabilise ses profits à venir, mais peuvent dans certains cas intervenir directement comme un coût additionnel, en particulier lorsque le capital accumulé par une entreprise peut lui servir de collatéral pour ses prêts. Dans le cadre général, l'entreprise égalise le revenu marginal de son capital au coût d'usage du capital, une fois pris en compte les coûts d'ajustement et l'impact sur les conditions de financement de l'existence d'un capital servant de collatéral. Ces différents coûts sont actualisés à un taux intégrant les contraintes pesant sur les choix financiers de l'entreprise.

Le cadre général que nous utilisons est celui d'une entreprise maximisant la valeur actualisée V_t de ses dividendes D_t sous la contrainte d'accumulation de capital, ce que l'on formalise par :

$$MaxV_t = E_t\left[\sum_{j=0}^{\infty} b_{t+j} D_{t+j}\right]$$

$$\text{avec } K_t = (1-d)K_{t-1} + I_t$$

où K_t représente le capital, I_t l'investissement réalisé à t et b_{t+j} le taux utilisé par les actionnaires pour actualiser leurs revenus de la période t+j+1, avec b_t=1. L'opérateur d'espérance E_t est conditionnel à toute l'information disponible à t. Le taux d'actualisation peut être relié aux taux de rendement r_k sur la période *k, k+1* exigés par les actionnaires pour détenir les titres de l'entreprise (voir annexe) :

$$b_{t+j} = \prod_{s=0}^{j-1} 1\big/\left(1+r_{t+s}\right) \text{ pour } j \geq 1 \text{ et } b_t = 1.$$

Les dividendes correspondent au revenu de l'entreprise, composé de ses ventes diminuées des charges salariales des investissements, et du solde des flux financiers liés à l'endettement soit:

$$D_t = \Pi_t + B_t - (1 + r_{t-1}) B_{t-1}$$

où B_{t-1} représente la dette contractée à t et r_{t-1} le taux associé. Le revenu Π_t s'écrit

$$\Pi_t = R(K_t, L_t) - w_t L_t - p_t^I I_t = p_t F(K_t, L_t) - w_t L_t - p_t^I I_t$$

où F est la fonction de production de l'entreprise, L_t le niveau de l'emploi à t, w_t le salaire, p_t^I le prix d'une unité de capital et p_t le prix de vente.

Viennent alors s'ajouter d'autres contraintes que nous examinons successivement.

(1) Cas sans contraintes financières et sans coût d'ajustement

Dans ce cadre il y a une déconnexion complète des décisions financières et des décisions d'investissement et d'emploi.

La valeur d'une unité de capital supplémentaire doit être égale à la somme du flux de revenu qu'il va engendrer à la période courante et de la valeur actualisée de cette même unité de capital, dépréciée à l'usage, à la période suivante. Dans le cas présent la valeur d'une unité de capital est simplement son prix d'acquisition. Une façon traditionnelle de résumer cet arbitrage est d'introduire le coût de la détention d'une unité de capital sur une période, différence entre le prix de l'investissement l'année considérée et le prix actualisé de revente de l'équipement à la période suivante :

$$c_{K,t} = \frac{p_t^I}{p_t}\left(1 - E_t\left(b_{t+1}(1-d)\frac{p_{t+1}^I}{p_t^I}\right)\right)$$

On obtient alors les deux relations (cf. annexe) :

$$R_{K,t} / p_t = c_{K,t} \quad \text{et} \quad R_{L,t} / p_t = w_t / p_t \qquad (11)$$

où $R_{K,t}$ et $R_{L,t}$ représentent les recettes marginales du capital et du travail.

L'entreprise se finance en effectuant un autre arbitrage, d'une nature purement financière, entre distribuer des dividendes / se financer auprès de ses actionnaires et s'endetter / effectuer des placements financiers. La condition d'équilibre sur les marchés financiers conduit à l'égalisation du taux d'actualisation et du taux d'intérêt prévalant sur les marchés financiers :

$$E_t(b_{t+1}) = E_t\left(\frac{1}{1+r_t}\right) = \frac{1}{1+r_t} \qquad (12)$$

Cette dernière relation montre qu'il faut que les actionnaires utilisent comme taux d'actualisation le taux d'intérêt prévalant sur le marché financier. En d'autres termes, le taux de rendement exigé par les actionnaires est le taux de rendement d'un placement financier.

L'objectif de maximisation de la somme actualisée des dividendes est équivalent à la maximisation de la somme actualisée des profits de l'entreprise, les conditions de financement disparaissent puisque la valeur actualisée de la dette est nulle.

En reportant la valeur de b_{t+j} dans le coût d'usage du capital, on retrouve l'expression traditionnelle, en notant $\dot{p}_t^I = \left(p_{t+1}^I - p_t^I\right) / p_t^I$:

$$c_{K,t} = p_t^I \left(1 - E_t\left(\frac{(1-d)\left(1+\dot{p}_t^I\right)}{1+r_t}\right)\right) \approx p_t^I\left(r_t + d - \dot{p}_t^I\right)$$

Dans ces équations comme dans celles correspondant aux situations que l'on examine ensuite, interviennent la recette marginale du capital et la recette marginale du travail. Sous certaines hypothèses, en particulier celle de rendement constant, ces équations peuvent être simplifiées. En effet, dans le cas des rendements d'échelle constant les productivités marginales et la production sont liées par l'équation : $F = KF_K + LF_L$. Dans le cas de la concurrence monopolistique, pour laquelle la demande adressée à l'entreprise est à élasticité constante: $D(p) = d_0 p^{-e}$, avec un mark-up $m = e/(e-1)$, on peut exprimer la recette marginale du capital par : $R_K = (R/m - wL)/K$. Introduite dans le premier cas que nous examinons, une telle équation conduit à la relation :

$$\frac{p_t Y_t}{p_t^I K_t} - m\frac{w_t L_t}{p_t^I K_t} - m\frac{p_t c_{K,t}}{p_t^I} = 0 \quad (13)$$

Dans cette modélisation, l'entreprise ajuste son stock de capital de telle sorte que la recette marginale du capital atteigne une valeur cible donnée par le coût du capital. Il n'y a pas de délais d'ajustement. L'entreprise installe immédiatement les nouveaux équipements. Une façon de prendre en compte l'existence de délais est de faire l'hypothèse d'un ajustement graduel modélisé de façon ad hoc. C'est l'approche retenue par exemple par Mairesse, Hall et Mulkay(1999). Une autre façon est d'introduire des coûts d'ajustement et de les prendre explicitement en compte dans le comportement de l'entreprise.

(2) Cas sans contraintes financières et avec coûts d'ajustement

L'introduction de coûts d'ajustement correspond à l'idée que l'installation d'équipements nouveaux réduit l'utilisation des facteurs. Ceci est modélisé par le fait que la production de l'entreprise est en dessous de sa production potentielle : $Y_t = F(K_t, L_t) - G(I_t, K_t)$, où G est la fonction de coût d'ajustement, supposée convexe en l'investissement.

L'entreprise procède au même arbitrage que précédemment : la valeur d'une unité de capital supplémentaire doit être égale à la somme du flux de revenu qu'il va engendrer à la période courante et de la valeur actualisée de cette même unité de capital, dépréciée à l'usage, à la période suivante. Mais dans le cas présent la valeur d'une unité de capital inclut le coût marginal de son installation, de même le revenu marginal du capital prend en compte le coût d'ajustement marginal. Se rajoute ainsi au coût du capital une deuxième composante qui s'écrit:

$$c_{I,t} = G_{I,t} - E_t\left(b_{t+1}(1-d)\frac{p_{t+1}}{p_t}G_{I,t+1}\right).$$

Dans le cadre de la concurrence monopolistique, les facteurs sont alors déterminés par les relations (cf. annexe):

$$\frac{p_t}{m}\left(F_{K,t}-G_{K,t}\right)=p_t c_{K,t}+\frac{p_t}{m}c_{I,t} \quad \text{et} \quad F_{L,t}=w_t \quad (2.1)$$

Là encore, ces équations peuvent être combinées pour faire disparaître la productivité marginale du capital et du travail. On parvient alors à l'équation :

$$\frac{p_tY_t}{p_t^IK_t}-m\frac{w_tL_t}{p_t^IK_t}=m\frac{p_t}{p_t^I}c_{K,t}+\frac{p_t}{p_t^I}c_{I,t}+\frac{p_t}{p_t^I}\left(G_{K,t}-\frac{G_t}{K_t}\right) \quad (2.2)$$

La spécification de la fonction de coût d'ajustement la plus fréquemment utilisée est la forme quadratique : $G(I_t,K_t)=0.5bK_t\left(I_t/K_t\right)^2$. Elle conduit alors à l'équation :

$$E\left[\frac{p_tY_t}{p_t^IK_t}-m\frac{w_tL_t}{p_t^IK_t}-m\frac{p_t}{p_t^I}c_{K,t}-b\frac{p_t}{p_t^I}\left[\left(\frac{I}{K}\right)_t-\left(\frac{I}{K}\right)_t^2\right]+b\frac{p_t}{p_t^I}\left[b_{t+1}(1-d)\frac{p_{t+1}}{p_t}\left(\frac{I}{K}\right)_{t+1}\right]\middle|\Omega_t\right]=0 \quad (2.3)$$

C'est cette équation qui sera estimée dans un premier temps dans la partie empirique. Elle peut être normalisée pour faire apparaître explicitement le taux d'intérêt de la période suivante en fonction des variables présentes :

$$E\left(\frac{I_{t+1}}{K_{t+1}}-\frac{1}{b_{t+1}(1-d)}\frac{p_t}{p_{t+1}}\left(\frac{I_t}{K_t}-\left(\frac{I_t}{K_t}\right)^2-\left[\frac{1}{b}\frac{Y_t}{K_t}-\frac{m}{b}\frac{w_tL_t}{p_tK_t}\right]+\frac{m}{b}c_{K,t}\right)\middle|\Omega_t\right)=0 \quad (2.4)$$

Elle a été largement utilisée, sous cette forme, dans les travaux empiriques portant sur l'investissement (cf. Bond, Blundell et Meghir (1997), Bond, Elston, Mairesse et Mulkay (1998)). Ce type d'équation est appelé *équation d'Euler*. Elle exprime que toute l'information à disposition de l'entreprise, pertinente pour prévoir son taux d'accumulation futur, est contenue dans le taux d'accumulation présent, la productivité du capital, la masse des salaires rapportée au stock de capital et le coût du capital, et ce au travers de la forme donnée par l'équation précédente. Sans anticiper sur l'estimation du modèle, on voit dès maintenant que cette propriété peut constituer un moyen intéressant de valider le modèle sur les données, plus rigoureux et plus exigeant que l'appréciation globale que l'on porte sur les modèles en se basant sur les ordres de grandeurs des paramètres.

Cette équation possède une spécificité bien illustrée dans le cas où la concurrence est parfaite ($m=1$). Elle se présente comme une équation auto régressive (le terme en carré peut être négligé de prime abord) dans laquelle, à ratio investissement sur capital donné, le taux d'accumulation futur décroît avec le taux de profit. Cette propriété est opposée à l'idée répandue suivant laquelle un taux de profit élevé favorise l'investissement. La raison est que dans le modèle précédent l'équation est une relation exprimant l'arbitrage entre investir aujourd'hui ou demain en fonction des coûts associés et des revenus associés. Ce qu'exprime l'équation précédente est que si la profitabilité de l'investissement est élevée, l'entreprise à intérêt à investir aujourd'hui et non plus tard.

On remarque enfin que dans ce modèle, où il n'existe aucune contrainte de financement, la valeur de l'entreprise est calculée en actualisant les revenus futurs au taux d'intérêt du marché financier :

$$E_t\left(b_{t+1}\right)=\frac{1}{1+r_t} \quad (2.5)$$

(3) Cas avec contraintes financières et avec coût d'ajustement

Dans les situations examinées jusqu'à présent les entreprises pouvaient soit émettre des actions soit s'endetter, pour se financer. Les sources de financement étaient parfaitement élastiques. L'égalité entre le taux de rendement exigé par les actionnaires et le taux d'intérêt prévalant sur les marchés financiers était une condition d'équilibre. Comme on l'a déjà mentionné, dans ces conditions, maximiser la valeur financière de l'entreprise pour les actionnaires ou sa valeur économique conduisait aux mêmes décisions, la valeur actualisée de la dette étant nulle. Le mode de financement de l'entreprise n'interférait en rien avec ses choix réels. On retrouve le résultat de Modigliani-Miller.

Si l'entreprise ne peut se financer auprès de ses actionnaires mais peut s'endetter sans limites et sans surcoût, ses choix réels ne sont pas modifiés. Nous nous plaçons dans le cas où l'entreprise ne peut faire appel à ses actionnaires pour financer son expansion et nous introduisons également des contraintes de financement auprès des établissements de crédit.

Plusieurs types de modélisations ont été examinés : existence d'un plafond exogène d'endettement, c'est-à-dire de la forme $B_t \leq B^*$, coût de l'endettement croissant avec le montant emprunté : $r_t = r_t\left(B_t\right)$, ou encore coût de l'endettement dépendant de variables de l'entreprise telles que le ratio dette sur capital, reflétant l'idée que le capital de l'entreprise peut servir de collatéral. Nous examinons seulement la situation dans laquelle le coût du financement bancaire dépend du montant de l'endettement et du stock de capital $r_t = r_t\left(B_t, p_t^I K_{it}\right)$. L'existence d'asymétries d'informations conduit le prêteur à exiger un taux d'intérêt d'autant plus élevé qu'il s'engage financièrement. En revanche l'utilisation de collatéraux permet de pallier les problèmes d'information auxquels sont confrontés l'entreprise et le prêteur, en particulier lorsque les équipements peuvent gager en partie les emprunts. Le taux auquel l'entreprise emprunte dépend ainsi positivement de l'endettement et négativement du stock de capital. Le cas particulier examiné dans la partie empirique est celui d'un coût de l'endettement dépendant de façon linéaire et croissante du ratio d'endettement.

L'équation centrale du modèle n'est pas fondamentalement changée. Elle égalise toujours la productivité marginale du capital à son coût. Celui-ci comprend maintenant une nouvelle composante d_K. L'équation s'écrit ainsi (cf. annexe pour un calcul explicite):

$$\frac{p_t Y_t}{p_t^I K_t} - m\frac{w_t L_t}{p_t^I K_t} = m\frac{p_t}{p_t^I} c_{K,t} + \frac{p_t}{p_t^I} c_{I,t} + \frac{p_t}{p_t^I}\left(G_{K,t} - \frac{G_t}{K_t}\right) + m\frac{d_{K_t}}{p_t^I} \quad (3.1)$$

Toutefois, l'expression des composantes du coût du capital et du coût d'ajustement n'est plus la même. Les arbitrages effectués par l'entreprise entre investir aujourd'hui ou demain actualisent les coûts futurs à un taux $\tilde{b}_{t+1}$ différent de celui lié au rendement exigé par les actionnaires et incorporant l'effet des contraintes de liquidité de l'entreprise :

$$c_{K,t} = \frac{p_t^I}{p_t}\left(1 - E_t\left(\tilde{b}_{t+1}(1-d)\frac{p_{t+1}^I}{p_t^I}\right)\right)$$

$$c_{I,t} = G_{I,t} - E_t\left(\tilde{b}_{t+1}(1-d)\frac{p_{t+1}}{p_t}G_{I,t+1}\right)$$

$$d_{K,t} = B_t \frac{¶r_t}{¶K_t} E_t\left(\tilde{b}_{t+1}\right)$$

Dans le cadre que nous considérons, le problème de l'entreprise réside dans les liquidités dont elle dispose. Ne pas avoir de fonds internes pour financer ses investissements, ne pas pouvoir solliciter ses actionnaires, et se tourner vers un intermédiaire qui demande des gages, donne un prix aux liquidités. Le facteur d'actualisation $\tilde{\beta}_{t+1}$ utilisé par l'entreprise s'interprète comme le prix relatif pour les actionnaires des liquidités de demain par rapport aux liquidités d'aujourd'hui.

Le taux d'actualisation $\tilde{\beta}_{t+1}$ est lié au coût marginal de l'endettement. La condition déterminant les choix de financement de l'entreprise conduit en effet à :

$$E_t\left(\tilde{\beta}_{t+1}\right) = 1 \big/ \left(1 + r_t + B_t\, \partial r_t / \partial B_t\right) \quad (3.2)$$

Le taux d'actualisation des liquidités est d'autant plus élevé que la dépendance des taux d'intérêt aux montants empruntés est importante.

On peut remarquer que dans le cas où l'entreprise peut s'endetter sans limites ni surcoûts, l'expression du taux d'actualisation entrant dans la définition des différentes composantes du coût du capital est inchangée par rapport au cas sans contraintes de financement. Si l'entreprise n'est contrainte que sur une des deux sources de financement, les décisions réelles ne sont pas changées.

La nouvelle composante $d_{K,t} = B_t\, \partial r / \partial K_t\, E_t\left(\tilde{\beta}_{t+1}\right)$ est négative. Elle exprime le fait que le capital étant gage de son propre financement, son accumulation réduit la prime de financement bancaire. Ce terme serait nul si les conditions de financement ne dépendaient pas du capital accumulé : $\partial r_t / \partial K_t = 0$.

On spécifie la fonction de coût du financement bancaire comme :

$$r_t = r_t^0 + \alpha_t \frac{B_t}{q_t K_t} \quad (3.3)$$

En procédant à différentes approximations, on parvient à l'équation d'Euler suivante (voir annexe) :

$$\begin{aligned}
E\Bigg[& \frac{p_t Y_t}{p_t^I K_t} - \mu \frac{w_t L_t}{p_t^I K_t} - b \frac{p_t}{p_t^I}\left[\left(\frac{I}{K}\right)_t - \left(\frac{I}{K}\right)_t^2\right] + b \frac{p_t}{p_t^I}\left[\frac{(1-\delta)\, p_{t+1}/p_t}{(1+r_t^0)}\left(\frac{I}{K}\right)_{t+1}\right] + \\
& 2\alpha b \frac{p_t}{p_t^I}\left[\frac{(1-\delta)\, p_{t+1}/p_t}{\left(1+r_t^0\right)^2} \frac{B_t}{p_t^I K_t}\left(\frac{I}{K}\right)_{t+1}\right] + \\
& \alpha\mu\left[\frac{p_{t+1}^I}{p_t^I} \frac{B_t}{p_t^I K_t} \frac{(1-\delta)}{(1+r_t^0)^2} - \left(\frac{B_t}{p_t^I K_t}\right)^2 \frac{1}{(1+r_t^0)}\right] + 2\alpha^2\mu\left(\frac{B_t}{p_t^I K_t}\right)^3 \frac{1}{(1+r_t^0)^2} - \mu\left(1 - \frac{(1-\delta)\, p_{t+1}^I/p_t^I}{(1+r_t^0)}\right) \Bigg| \Omega_t \Bigg] = 0 \quad (3.4)
\end{aligned}$$

Cette équation est relativement complexe. Cette complexité est liée au fait que l'entreprise anticipe la façon dont ses décisions d'endettement et d'investissement affectent ses conditions de financement. Elle prend en compte en particulier dans sa politique d'endettement son impact sur le prix de sa liquidité. Ceci est compatible avec un comportement de désendettement des entreprises lorsque les conditions de financement se dégradent.

Un modèle alternatif et plus simple pourrait être ainsi identique au modèle donné par les équations (2.2) et (2.5) mais avec un taux d'intérêt donné par l'équation (3.3). Un tel modèle serait plus simple car il ne rend pas compte du fait que l'entreprise réduise son endettement s'il vient à représenter un coût financier trop important. Dans un tel cas on parvient à l'équation :

$$E\left[\frac{p_t Y_t}{p_t^I K_t} - m\frac{w_t L_t}{p_t^I K_t} - b\frac{p_t}{p_t^I}\left[\left(\frac{I}{K}\right)_t - \left(\frac{I}{K}\right)_t^2\right] + b\frac{p_t}{p_t^I}\left[\frac{(1-d)\,p_{t+1}/p_t}{(1+r_t^0)}\left(\frac{I}{K}\right)_{t+1}\right]\right.$$
$$\left. +ab\frac{p_t}{p_t^I}\left[\frac{(1-d)\,p_{t+1}/p_t}{\left(1+r_t^0\right)^2}\left(\frac{B}{qK}\right)_t\left(\frac{I}{K}\right)_{t+1}\right] + am\left[\frac{p_{t+1}^I}{p_t^I}\left(\frac{B}{qK}\right)_t\frac{(1-d)}{(1+r_t^0)^2}\right] - m\left(1-\frac{(1-d)\,p_{t+1}^I/p_t^I}{(1+r_t^0)}\right)\middle|\Omega_t\right] = 0 \quad (3.5)$$

II - Les contraintes de financement ont-elles joué un rôle significatif sur l'investissement durant le dernier cycle ?

Dans cette partie nous examinons directement sur données individuelles si les choix d'investissement des entreprises sont liés à leur endettement. Un endettement plus élevé conduirait à des conditions de financement moins favorables et donc à une réduction de la capacité de production. Nous nous plaçons dans le cadre du modèle de demande de facteurs précédent, bien adapté pour prendre en compte la simultanéité des décisions concernant les facteurs de production et des décisions concernant le financement. Les paramètres sont estimés à partir de l'équation d'Euler du modèle. Nous examinons différentes spécifications. Notre analyse débute par le cas standard dans lequel les entreprises ne rencontrent pas de contraintes de financement. Nous examinons ensuite le cas où le coût du financement bancaire croît avec le ratio dette sur capital.

L'équation de base de notre analyse est celle de la partie précédente pour une spécification particulière des coûts d'ajustement et de la fonction de financement bancaire (équation (3.4)). Nous nous intéressons à l'estimation des ordres de grandeurs des phénomènes en jeu. Notre modèle permet en effet de calculer l'ampleur de la prime de financement extérieur. Nous pouvons donc juger de l'importance des contraintes de financement en comparant la prime induite par nos estimations avec le niveau des taux d'intérêt ou le niveau de la rentabilité économique. Nous nous intéressons aussi à la validation du modèle, et la possibilité d'une telle validation est une des caractéristiques essentielles de la méthode que nous utilisons. Les équations d'Euler permettent en effet de tester si l'ensemble des contraintes imposées par notre modélisation aux données sont compatibles entre elles (encadré 1).

Nous attachons une importance particulière à la stabilité de l'équation dans le temps. En effet, une des idées importantes présentes dans la littérature sur le canal large du crédit est que les conditions de financement des investissements ne jouent pas un rôle similaire entre entreprises ni dans le temps[1]. Pour cela nous estimons l'équation précédente en laissant à tous les coefficients la possibilité de varier dans le temps et entre groupes d'entreprises (encadré 2). Ainsi l'équation sur laquelle porte l'essentiel de notre travail empirique est :

$$
\begin{aligned}
E\Bigg[\left(\frac{p_i Y_t}{p_t^I K_t}\right) - \Bigg\{ m_t \left(\frac{w_t L_t}{p_t^I K_t}\right) - b_t \left(\frac{p_t}{p_t^I}\right)\left[\left(\frac{I_t}{K_t}\right) - \left(\frac{I_t}{K_t}\right)^2 - \frac{(1-d)\, p_{t+1}/p_t}{(1+r_t^0)} \left(\frac{I_{it+1}}{K_{it+1}}\right)\right] \\
+ 2\mathrm{a}_t b_t \left[\frac{p_{t+1}(1-d)}{p_t^I \left(1+r_t^0\right)^2} \left(\frac{B_t}{p_t^I K_t}\right)\left(\frac{I_{t+1}}{K_{t+1}}\right)\right] \\
+ \mathrm{a}_t m_t \left[\frac{p_{t+1}^I}{p_t^I}\left(\frac{B_{it}}{p_t K_t}\right)\frac{(1-d)}{(1+r_t^0)^2} - \left(\frac{B_t}{p_t^I K_t}\right)^2 \frac{1}{(1+r_t^0)}\right] + 2a_t^2 m_t \left(\frac{B_t}{p_t^I K_t}\right)^3 \frac{1}{(1+r_t^0)^2} + \mathrm{d}_t + g_i \Bigg\} \Bigg| \Omega_t \Bigg] = 0
\end{aligned}
$$

[1] Cf. Bernanke et Gertler (1995) et Bernanke, Gertler et Gilchrist (1996)

Encadré 1

Estimation d’un modèle sur données individuelles à partir d’équations d’Euler : la méthode des moments généralisés

Notre modèle conduit à une équation dite d’Euler. Il s’agit d’une fonction des variables et des paramètres déduite des conditions du premier ordre dont l’espérance est nulle conditionnellement à l’ensemble d’informations dont dispose l’entreprise. Cette équation permet non seulement d’estimer les paramètres du modèle mais aussi de le tester en examinant si certaines des restrictions imposées aux données par la modélisation sont compatibles entre elles.

Si on considère par exemple le modèle traditionnel dans lequel il n’y a pas de contrainte de financement, l’équation d’Euler du modèle est :

$$\mathrm{E}\left[\frac{p_t Y_t}{p_t^I K_t} - m\frac{w_{i,t} L_t}{p_t^I K_t} - b\frac{p_t}{p_t^I}\left[\left(\frac{I}{K}\right)_t - \left(\frac{I}{K}\right)_t^2\right] + \mathrm{b}\frac{p_t}{p_t^I}\left[\frac{(1-d)p_{t+1}}{p_t(1+r_t^0)}\left(\frac{I}{K}\right)_{t+1}\right] - m\frac{p_t}{p_t^I}\mathrm{c}_{\mathrm{K,t}}\,\middle|\,\Omega_t\right] = 0$$

Cette propriété de nullité de l’espérance conditionnelle implique un grand nombre de restrictions : par exemple, aucune des variables caractérisant la situation de l’entreprise à la date *t* ne doit être corrélée avec la fonction. Ces relations d’espérance nulle sont usuellement appelées conditions d’orthogonalité.

Le principe de l’estimation est alors de chercher les valeurs des paramètres permettant de rapprocher au mieux de zéro la moyenne empirique des conditions d’orthogonalité.

Le nombre de restrictions imposées par le modèle aux données dépasse largement le nombre de paramètres à estimer. Cette propriété permet simultanément d’estimer les paramètres du modèle et de le tester. La raison principale de cette possibilité de tester le modèle peut être illustrée de la façon suivante. Il est possible de se restreindre à un sous ensemble de conditions d’orthogonalité pour estimer les paramètres. En introduisant les valeurs estimées dans les conditions d’orthogonalité restantes on parvient à des fonctions ne dépendant plus que des données dont le modèle prévoit qu’elles sont d’espérance nulle.

Formellement le modèle peut se réécrire sous la forme :

$$y_t = x_t g(q) + u_i + u_t$$

avec les restrictions :

$$E\left(u_t \middle| \Omega_{t-1}\right) = 0$$

où $\Omega_{i,t}$ représente l’ensemble d’information de l’entreprise *i* à la date t. Cette écriture symbolise la propriété que toute l’information dont dispose l’entreprise à la date t, y compris les valeurs passées de ses propres performances, ne peuvent pas être mobilisées pour prévoir la composante u_{it}.

La distinction entre les variables *y* et *x* dans l’écriture précédente est purement formelle. On pourrait écrire plus généralement $z_t f(q) = u_i + u_t$, où *z=(y,x)* représente les variables du modèle et $f(q)$ une fonction des paramètres. Il est nécessaire d’introduire une normalisation dans cette écriture, ce qui est une façon de distinguer une variable des autres. Le caractère formel de cette écriture est bien illustré par le cas examiné ici. L’équation d’Euler peut en effet être estimée sous la forme (2.3) pour laquelle la variable *y* serait la productivité du capital, ou sous la forme (2.4) pour laquelle l’équation est autorégressive et explique l’investissement en fonction de l’investissement passé, de la productivité du capital et de la masse des salaires rapportée au stock de capital.

L’équation inclut un terme d’hétérogénéité u_i représentant l’ensemble des éléments non observés mais pris en compte par les entreprises dans la détermination de leur productivité marginale. Dans le cas présent nous n’observons pas le coût du capital. Celui-ci peut être modélisé en première approximation par ce terme d’hétérogénéité. Pour pouvoir à la fois estimer les paramètres et tester le modèle, ce terme doit être supprimé. Ceci s’effectue en différenciant le modèle. On a en effet :

$$E\left(\Delta u_t \middle| \Omega_{t-2}\right) = 0$$

L’ensemble des conditions d’orthogonalité générées par cette équation est très grand. En effet toute information sur le passé de l’entreprise peut être potentiellement utilisée. En pratique on ne retient pas toute l’information disponible et on ne prend en compte que le passé des variables du modèle. Ainsi, si on note $z_t' = \left(y_t, x_t'\right)$ et $\underline{z}_t' = \left(z_t', z_{t-1}', \cdots\right)$, les relations :

$$E\left(\Delta u_t \middle| \underline{z}_{t-2}\right) = 0$$

doivent être vérifiées. On obtient ainsi un grand nombre de relations entre la fonction faisant intervenir les paramètres du modèle et les valeurs passées des performances de l’entreprise dont l’espérance est nulle. Ces relations que l’on peut noter :

$$E\left(Z_i \Delta \underline{u}_i\right) = 0$$

où Z_i représente la matrice des instruments pour les différentes composantes du vecteur $\Delta \underline{u}_i$, constituent ce que l’on appelle des conditions d’orthogonalité, et sont à la base de l’estimation par la méthode des moments généralisés (Hansen 1982). Cette méthode constitue dans ce cas une extension de la méthode des variables instrumentales au cas des données de panel (Arrelano et Bond (1991)).

Les paramètres sont estimés en minimisant l’objectif :

$$\begin{aligned} Obj(q,W) &= \left(\overline{Z_i \Delta \underline{u}_i}\right)' W \left(\overline{Z_i \Delta \underline{u}_i}\right) \\ &= \left(\overline{Z_i \Delta \underline{y}_i} - \overline{Z_i \Delta \underline{x}_i} g(q)\right)' W \left(\overline{Z_i \Delta \underline{y}_i} - \overline{Z_i \Delta \underline{x}_i} g(q)\right) \end{aligned}$$

où $\overline{Z_i \Delta \underline{u}_i} = \frac{1}{N} \sum_i Z_i \Delta \underline{u}_i$

L’estimateur obtenu pour $W = W^* = E\left(Z_i \Delta \underline{u}_i \Delta \underline{u}_i' Z_i'\right)$ est plus efficace que tous les autres. La valeur atteinte par l’objectif pour cette valeur de la matrice W permet en outre de tester la cohérence des conditions d’orthogonalité à la base de l’estimation. De fait, sous l’hypothèse $E\left(Z_i \Delta \underline{u}_i\right) = 0$, la statistique $NObj(\hat{q}^*, W^*) \xrightarrow{L} c^2\left(n_h - n_q\right)$ où n_h représente le nombre de conditions d’orthogonalité et n_q le nombre de paramètres. Toutefois, les résultats obtenus à partir de méthode de Monte Carlo conduisent à considérer les performances de l’estimateur optimal avec prudence. A distance finie l'estimation de la matrice de variance des paramètres peut être biaisée (les écart-types sont sous-estimés). Il est en général préférable de considérer certains estimateurs sous-optimaux et de n’avoir recours à l’estimateur optimal que pour la mise en oeuvre du test de spécification.

Encadré 2

Equations avec paramètres instables dans le temps

Un aspect important du canal large du crédit est l'instabilité de la relation entre caractéristiques financières, conditions de financement et choix de capacité des entreprises. Cet encadré montre comment il est possible d'aborder cette question sur le plan empirique, notamment lorsque l'on ne souhaite pas faire peser toute l'instabilité temporelle des équations sur un paramètre choisi a priori. On considère pour cela la situation dans laquelle tous les paramètres varient dans le temps.

$$y_t = x_t g(q_t) + u_i f_t + u_t$$

On introduit aussi un effet temporel venant affecter multiplicativement l'effet individuel inobservable. Cette formalisation a en particulier été examinée dans un cadre linéaire par Hotz-Eakin et Newey et Rosen (1988). Elle conduit à une légère complication des estimations. En effet il n'est plus possible d'éliminer l'effet individuel par simple différenciation. Il ne peut être éliminé que par "quasi-différenciation", ce qui nécessite l'estimation de paramètres supplémentaires. On a en effet :

$$y_{it} = \frac{f_t}{f_{t-1}} y_{t-1} + x_t g(q_t) - x_{t-1} \frac{f_t}{f_{t-1}} g(q_{t-1}) + u_{it} - \frac{f_t}{f_{t-1}} u_{t-1},$$

avec les conditions d'orthogonalité :

$$E\left[\left(y_t - \left(\frac{f_t}{f_{t-1}} y_{t-1} + x_t g(q_t) - x_{t-1} \frac{f_t}{f_{t-1}} g(q_{t-1})\right)\right) \underline{z}_{t-2}\right] = 0$$

La méthode d'estimation n'est pas fondamentalement changée par rapport à la situation précédente, l'équation étant encore linéaire dans les variables.

En pratique, il est toutefois difficile, dans de petits échantillons d'estimer précisément les coefficients f_t / f_{t-1} et q_t. Il peut être utile d'imposer plus de structure en contraignant certains coefficients à être constants dans le temps. Ceci peut être fait soit directement soit sur la base des estimateurs non contraints par la méthode des Moindres Carrés Asymptotiques (Gouriéroux, Monfort et Trognon (1985)). Cette méthode a en particulier l'avantage de pouvoir tester la contrainte imposée aux coefficients. Elle a en revanche l'inconvénient de reposer fortement sur l'estimation de la variance des paramètres non contraints qui peut être biaisée pour l'estimateur optimal.

Nous procédons donc comme suit : dans un premier temps nous estimons les paramètres non contraints. Dans un deuxième temps nous imposons différentes restrictions : nous examinons d'abord si chacun des paramètres *a* (dette), *b* (coût d'ajustement), *m* (mark-up) peuvent être contraints individuellement à rester stables dans le temps, puis nous examinons si ces paramètres peuvent être contraints deux à deux, puis si les paramètres *b*, μ et *a* peuvent être contraints simultanément et enfin nous examinons si la totalité des paramètres peuvent être considérés comme constants, c'est à dire si l'équation est stable dans le temps. Dans un troisième temps nous procédons à l'estimation directe du modèle contraint de telle sorte que puisse être testée la cohérence globale des équations avec contraintes temporelles sur certains paramètres.

III - Un premier regard sur les données

Notre étude est basée sur les déclarations fiscales des entreprises. Nous partons de l'échantillon d'entreprises de la Division Marchés et Stratégies d'Entreprises pour les entreprises présentes de 84 à 86. Nous suivons ces entreprises soit jusqu'en 94 si elles survivent, soit jusqu'à leur disparition. Les principales variables de notre étude sont le taux d'investissement, la productivité du capital et la masse salariale rapportée au stock de capital. Après élimination des observations présentant des valeurs extrêmes ou des évolutions très brutales, nous disposons d'un échantillon de 4898 entreprises réparties entre l'industrie et le tertiaire.

Pour mener à bien, cette étude, nous mobilisons plusieurs informations provenant des données de bilan des entreprises. Outre la valeur ajoutée et la masse des salaires, nous devons mesurer le stock de capital des entreprises et le ratio de l'endettement au stock de capital.

Le capital est construit à partir des immobilisations corporelles brutes des entreprises. Dans les données de bilan dont nous disposons, ces données sont enregistrées à leur coût d'acquisition et non à leur coût de renouvellement. Ces deux valeurs peuvent s'écarter considérablement l'une de l'autre, surtout lorsque le capital est ancien et a été accumulé sur une période d'inflation élevée. Il y a ainsi une erreur de mesure dans notre évaluation du capital, liée à l'âge du capital. Pour déterminer la productivité du capital et le taux d'investissement nous effectuons une correction standard pour l'inflation. Elle consiste à déflater le stock d'immobilisations corporelles par le niveau de l'indice des prix décalé d'un nombre de période égal à l'âge du capital, évalué à partir des amortissements.

La variable de dette retenue correspond à la somme des dettes stables (obligations et autres dettes financières) des découverts bancaires et des effets portés à l'escompte. Ces dettes sont elles aussi évaluées à leur coût d'enregistrement. Comme pour le capital, cette variable est mesurée avec erreur. Le pouvoir d'achat des dettes enregistrées lorsqu'elles ont été contractées est en effet plus important que la valeur apparaissant dans les comptes, et ce d'autant plus que les dettes sont anciennes et que l'inflation sur la période écoulée a été importante. A l'inverse de ce qu'il est possible de faire sur le capital, il est difficile de tenir compte de l'inflation dans l'évaluation des stocks d'endettement. C'est pourquoi pour déterminer le ratio endettement sur capital nous n'avons corrigé aucune des deux mesures de capital et d'endettement. Ceci nous a semblé préférable à la situation alternative consistant à corriger le stock de capital mais pas celui d'endettement.

Les déflateurs que nous considérons sont ceux de la comptabilité nationale au niveau 40 de la nomenclature, c'est à dire découpant l'économie en une quarantaine de branches. Pour la construction des variables du modèle, on considère les taux d'intérêt à court terme. La valeur du taux de dépréciation a été fixée à 0.06.

Nous construisons ainsi différentes variables :

$$y_t = \frac{p_t Y_t}{p_t^I K_t}, \qquad x_t^{wL} = \left(\frac{w_t L_t}{p_t^I K_t}\right), \qquad x_t^I = \frac{p_t}{p_t^I}\left[\left(\frac{I}{K}\right)_t - \left(\frac{I}{K}\right)_t^2 - \frac{(1-d)p_{t+1}}{p_t\,(1+r_t^0)}\left(\frac{I}{K}\right)_{t+1}\right],$$

$$x_t^B = \frac{p_{t+1}^I}{p_t^I}\left(\frac{B_t}{p_t K_t}\right)\frac{(1-d)}{(1+r_t^0)^2} - \left(\frac{B_t}{p_t^I K_t}\right)^2 \frac{1}{(1+r_t^0)}, \quad x_t^{B,3} = 2\left(\frac{B_t}{p_t^I K_t}\right)^3 \frac{1}{(1+r_t^0)^2} \text{ et}$$

$$x_t^{B,I} = 2\left[\frac{p_{t+1}(1-d)}{p_t^I\left(1+r_t^0\right)^2}\left(\frac{B_t}{p_t^I K_t}\right)\left(\frac{I_{t+1}}{K_{t+1}}\right)\right]$$

Désendettement, baisse de la profitabilité du capital et de l'investissement

Nous menons notre étude pour différents types d'entreprises, classées suivant la taille et le secteur. Nous distinguons ainsi les entreprises de l'industrie des autres et nous établissons trois catégories de tailles : les petites (moins de 100 salariés), les moyennes (de 100 à 500 salariés) et les grandes entreprises (plus de 500 salariés). Une caractéristique importante du canal large du crédit est en effet l'hétérogénéité des conditions de financement entre entreprises. Les conditions de financement des petites entreprises devraient ainsi être plus sensibles à leurs caractéristiques financières. Elles devraient être aussi l'objet de changements plus importants dans le temps.

Le tableau 1 présente la moyenne des différentes grandeurs intervenant dans notre étude, par type d'entreprises. Nous présentons ainsi la moyenne et la variance de la productivité du capital et de la masse des salaires rapportée au capital. On présente aussi la moyenne et la variance du taux d'endettement et du taux d'investissement.

La productivité moyenne du capital y_{it} varie de 1.0 à 1.5. Elle est plus élevée dans le tertiaire que dans l'industrie. En outre, elle décroît fortement avec la taille de l'entreprise dans l'industrie mais pas dans le tertiaire. Le ratio masse des salaires sur capital x_{it}^{WL} est assez proche de la productivité du capital. Le niveau moyen de la rentabilité économique, définit comme la différence des deux grandeurs précédentes, se situe ainsi autour de 0.3, et bien que supérieur dans le tertiaire et pour les petites entreprises, ne présente que peu de différences d'une catégorie d'entreprise à l'autre. Cette grandeur constitue une référence pour l'évaluation des primes de financement par endettement.

Le ratio dette sur capital est relativement homogène entre types d'entreprises, se situant aux alentours de 0.7 dans l'industrie et 0.8 dans le tertiaire. On observe en revanche une très forte dispersion des taux d'endettement au sein des catégories d'entreprises. L'écart-type dépasse en effet systématiquement la moyenne atteinte dans chaque catégorie. Cette grandeur est elle aussi importante car elle permet d'interpréter les coefficients estimés par la suite en terme de prime de financement extérieur.

Les graphiques 1 présentent l'évolution de ce que l'on peut appeler rapidement la profitabilité du capital, différence de la rentabilité économique et des taux d'intérêt réels. On observe un net mouvement de baisse de la profitabilité sur la période considérée. Le graphique met aussi en évidence un mouvement de désendettement marqué de la part des entreprises, quelque soit leur catégorie. Dans le cadre du modèle précédent, une baisse du taux d'endettement devrait conduire toutes choses égales par ailleurs, à une réduction de la prime de financement et donc à une baisse de la profitabilité à travers une plus forte accumulation. Toutefois, on n'observe pas de progression mais au contraire une diminution du taux d'accumulation et ce au moment où la profitabilité et le taux d'endettement commencent à baisser en même temps. Nos résultats permettront d'éclairer cette contradiction en montrant que les contraintes de financement ne jouent pas un rôle constant dans le temps ni également important pour toutes les entreprises. En particulier notre analyse montrera qu'elles ne jouent un rôle important que pour les petites entreprises industrielles, uniquement en fin de période et ce en dépit du mouvement d'assainissement de la situation financière des entreprises. Notre analyse conclut à l'existence de contraintes importantes pour ces entreprises en fin de période, venant freiner la baisse de la productivité du capital, mouvement dont l'origine reste inexpliquée par le modèle.

IV - Un rôle important et cyclique de l'endettement dans les décisions d'investissement

Nous présentons d'abord les résultats de l'estimation du modèle dans lequel les paramètres sont contraints à être stables dans le temps. Nous présentons ensuite les résultats de l'estimation du modèle dans lequel tous les paramètres sont libres de varier dans le temps. Les résultats présentés ont été obtenus avec pour ensemble d'instruments les variables intervenant dans le modèle, retardées de l'ordre 2 à l'ordre 6.

Un rejet des modèles avec paramètres constants

Les tableaux 2a et 2b présentent les résultats de l'estimation du modèle dans lequel tous les paramètres sont contraints à rester identiques dans le temps[2].

Le tableau 2a concerne l'estimation du modèle standard, sans variable d'endettement. On retrouve dans ce tableau des résultats traditionnels obtenus dans de nombreuses études estimant des modèles d'investissement sur l'utilisation d'équations d'Euler (Blundell, Bond et Meghir (1997)). Les paramètres estimés sont le mark-up μ et le paramètre de la fonction de coût d'ajustement *b*. Le mark-up est estimé aux alentours de 1.2, ce qui pourrait correspondre à une élasticité $h = m/(m-1)$ d'environ 6, ce qui est un ordre de grandeur raisonnable (Klette et Griliches (1996), Crépon, Desplatz et Mairesse (1999)). En revanche le paramètre de la fonction de coût d'ajustement n'a pas le signe attendu et est en général non significativement différent de zéro. L'équation théorique estimée est une équation d'arbitrage temporel. Elle exprime qu'en présence d'opportunité d'investissement l'entreprise investit aujourd'hui et pas demain. Ecrite différemment, elle implique que le taux d'accumulation futur dépend positivement du taux d'accumulation passé et négativement des opportunités de profits courantes (par exemple la rentabilité économique si on pose que le mark-up est unitaire). Cette interprétation va à l'encontre de la modélisation traditionnelle de l'investissement qui fait en général dépendre positivement l'investissement du taux de profit, dans un modèle d'ajustement graduel (Mairesse, Hall et Mulkay (1999)). Les profits s'interprètent alors comme une variable de financement de l'investissement. Néanmoins, le test de spécification conduit à rejeter l'hypothèse de validité du modèle : les conditions d'orthogonalité utilisées pour estimer le modèle ne sont pas toutes compatibles entre elles.

Dans le tableau 2b nous présentons les résultats du modèle avec endettement. Le paramètre correspondant à la variable de dette est positif et significatif, avec un ordre de grandeur de 0.07. Compte tenu d'une valeur moyenne du ratio dette sur capital de 0.7, la prime correspondante se situe aux alentours de 5 points. Le paramètre ne présente pas en revanche de différences très importantes entre les catégories d'entreprises. En particulier on n'observe pas de valeur plus importante pour les petites entreprises. Les estimations obtenues pour les autres paramètres sont très proches de celles trouvées précédemment. En particulier, le paramètre du coût d'ajustement reste négatif et le plus souvent non significatif. Comme dans le tableau précédent, les tests de spécification conduisent à rejeter le modèle.

[2] Les estimateurs présentés sont ceux de la première étape des GMM. Les statistiques de tests sont quant à elles calculées à partir des estimateurs optimaux. Les résultats ne sont pas très différents entre les deux types d'estimateurs, si ce n'est leur précision, beaucoup plus grande avec les estimateurs optimaux.

Une instabilité des équations concentrée sur le poids de l'endettement

Dans cette partie, nous présentons les résultats des estimations pour le modèle avec coefficients variables. Nous discutons d'abord les résultats des tests de spécification puis les ordres de grandeurs des paramètres.

Le tableau 3 présente les résultats des tests de spécification. La première colonne donne les statistiques de tests associées à l'étape initiale basée sur la méthode des moments généralisée, permettant l'estimation de l'ensemble des paramètres. Les huit colonnes suivantes correspondent aux tests de différentes hypothèses de stabilité des coefficients[3]. On examine ainsi successivement si les coefficients estimés par année peuvent être contraints à être stables dans le temps variable par variable, puis deux à deux et enfin pour tous ensemble.

Contrairement aux résultats obtenus avec le modèle contraint, on constate (colonne 1) que les hypothèses associées aux tests de spécification sont toujours très largement acceptées (mis à part l'estimation pour l'ensemble du secteur tertiaire).

On rejette systématiquement l'hypothèse de stabilité globale de l'ensemble des coefficients. Ceci est conforme aux résultats des estimations précédentes obtenues sur le modèle avec coefficients constants. Les tests de spécification de ce modèle conduisaient en effet à rejeter quasi systématiquement l'hypothèse de compatibilité des conditions d'orthogonalité entre elles. L'étape avec coefficients variables permet en un sens de détecter l'origine du rejet de l'hypothèse : les spécifications précédemment refusées sont acceptées dès lors qu'on laisse les coefficients varier dans le temps.

Les tests que nous avons effectués montrent que l'instabilité des équations estimées provient exclusivement de la variable d'endettement. La stabilité temporelle du coefficient associé à la dette est quasi systématiquement rejetée, alors que celle des autres coefficients est en général acceptée, qu'ils soient pris séparément ou ensemble[4].

Dans le cadre du modèle développé précédemment, ce résultat montre l'instabilité de la relation entre endettement et conditions de financement. L'instabilité de cette relation permet de rendre compte des mécanismes de transmission de la politique monétaire par le canal large du crédit. On attend en effet que le rôle de l'endettement soit plus ou moins fort selon que la politique monétaire est plus ou moins restrictive[5].

La prime de financement par endettement est aussi plus volatile pour les petites entreprises industrielles. On accepte en effet la stabilité des coefficients de la variable d'endettement pour les entreprises industrielles de taille moyenne, alors qu'on la rejette fortement pour les entreprises de petites tailles. De fait, pour ces entreprises les coefficients exhibent des

---

[3] Les tests présentés sont basés sur les estimateurs de première étape. Ceux basés sur l'estimateur optimal conduisent à rejeter quasi systématiquement les hypothèses de stabilité des coefficients contrairement à ceux effectués à partir des estimateurs de première étape. On peut être tenté d'attribuer ces différences au fait que l'estimateur de première étape est par construction moins précis que l'estimateur optimal et qu'il favorise donc l'acceptation des hypothèses de stabilité des coefficients. Toutefois, l'estimateur dont nous sommes partis est basé sur une approximation de la matrice optimale, proposée par Arrelano et Bond (1991), pour laquelle des expériences de Monte-Carlo ont montré des pertes d'efficacité très faibles par rapport à l'estimateur optimal. Ces mêmes expériences ont en outre montré des biais de sous estimation substantiel pour les écart-types de l'estimateur optimal. C'est pourquoi nous nous basons sur les résultats de l'estimateur de premier étape.

[4] On note toutefois deux exceptions : les entreprises de taille moyenne du secteur tertiaire et les entreprises de taille moyenne du secteur manufacturier. Dans le premier cas on est amené à privilégier la spécification dans laquelle seul le coefficient des coûts d'ajustement est stable dans le temps. Dans le deuxième cas le mark-up varie dans le temps, les paramètres associés à la variable de dette et aux coûts d'ajustement étant stables.

[5] C'est aussi la propriété que l'on attend si les asymétries d'information sont à l'origine de l'influence de l'endettement sur les conditions de financement des entreprises. En effet, ces asymétries sont susceptibles de se résorber en partie dans le temps. Le rôle de l'endettement devrait ainsi s'amoindrir.

variations de grande amplitude (tableau 4) [6]. Ainsi à la fin des années 1980 les coefficients de la dette dans le cas des petites entreprises industrielles se situent autour de 0.07 et peuvent atteindre 0.12 en 1992. Bien que l'on rejette la stabilité des coefficients pour la variable d'endettement pour les grandes entreprises industrielles, on n'observe pas de variations aussi importantes que pour les petites entreprises industrielles, et en particulier la progression spectaculaire du début des années 90.

Nous trouvons que le mark-up est stable, mais ce résultat est un peu surprenant car la valeur à laquelle nous parvenons est beaucoup plus faible que dans le cas où nous contraignions les paramètres à être stables dans le temps. Elle se situait en effet aux alentours de 1.2 dans la plupart des cas, elle dépasse maintenant à peine l'unité et n'en est que rarement significativement différente. De plus, outre le fait qu'il existe de nombreux débats quant au caractère pro ou contracyclique des marges, on aurait pu s'attendre à une réduction sous l'effet de l'accroissement de la pression concurrentielle, liée aux nombreux changements réglementaires, ainsi qu'à l'ouverture croissante au cours de la période d'estimation.

Comme dans le cas des estimations précédentes, les valeurs estimées pour le coefficient des coûts d'ajustement n'ont pas le bon signe. Toutefois comme précédemment ces coefficients sont en général faibles et non significatifs. On note de plus que dans cette nouvelle spécification, ils sont en général plus proches de zéro.

Les résultats obtenus pour le secteur tertiaire ne sont pas aussi favorables au canal large du crédit. Le coefficient de la dette est en effet substantiellement plus élevé pour les grandes entreprises que pour les autres et tend à croître dans le temps. Le coefficient baisse assez régulièrement pour les entreprises de petite et moyenne taille et au contraire augmente pour les grandes entreprises.

Nous avons également procédé à différentes tentatives pour estimer le modèle (3') dans lequel la variable de dette intervient directement en niveau et non plus sous forme d'un polynôme de degré 3. Toutefois aucune de ces tentatives n'a conduit à des résultats satisfaisants. En effet les paramètres estimés pour la dette sont très imprécis et en général non significatifs et parfois de signe négatif. L'équation estimée ne décrit plus rien : les paramètres des coûts d'ajustement et de la dette sont nuls et le mark-up est égal à un. Ce résultat vient à l'appui de l'idée suivant laquelle les entreprises ont privilégié la réduction de leur endettement, face à des conditions de financement devenues plus difficiles.

Nous avons examiné aussi si la variabilité des coefficients de la dette pouvait être résumée par les taux d'intérêt et les effets d'apprentissage. Pour cela, utilisant la méthode des Moindres Carrés Asymptotiques (Gouriéroux-Monfort-Trognon (1985)), nous avons régressé les coefficients sur le taux d'intérêt et un trend. Les résultats (présentés dans le tableau 5) confirment bien la présence d'un accélérateur financier pour les petites entreprises industrielles. Pour ces entreprises nos résultats indiquent qu'une progression de 1 point des taux d'intérêt conduirait à un relèvement de 0.03 du coefficient de la dette, et donc de 2 points de la prime de financement. On trouve un résultat similaire pour les entreprises de taille moyenne du secteur tertiaire, mais avec une moindre ampleur. Pour les entreprises industrielles de grande taille, on observe en revanche des résultats opposés : la prime de financement progresse. Lorsque les taux d'intérêt progressent, la prime se réduit, ce qui est aussi compatible avec le mouvement de "fuite vers la qualité".

---

[6] Les résultats reportés ne correspondent pas toutefois aux estimations sur lesquelles les tests ont été effectués. Ils résultent d'une estimation en une étape dans laquelle on impose directement les contraintes. On peut ainsi procéder à un test de spécification global du modèle contraint. Les estimations que nous reportons correspondent à l'estimateur de première étape. Nous ne présentons pas les résultats obtenus avec l'estimateur optimal bien que ceux-ci soient très proches et que les conclusions en terme de significativité ne soient pas modifiées.

Des ordres de grandeur de la prime de financement non négligeables pour les petites entreprises

Les phénomènes que nous mettons en évidence sont d'une ampleur non négligeable. La prime correspondant à nos estimations est beaucoup plus volatile dans les petites entreprises que dans les entreprises de plus grande taille. On note en particulier (cf. les graphiques 2) une très forte progression de la prime pour les entreprises de petite taille dans le secteur industriel au cours du début des années 90 : malgré l'assainissement de la situation financière des entreprises, le durcissement de la politique monétaire, tel qu'il apparaît dans notre modèle au travers de l'élévation du coefficient de la dette, a conduit à une détérioration des conditions de financement des petites entreprises industrielles. Les entreprises de taille moyenne ont en revanche été nettement moins touchées par ce phénomène. L'ampleur de la prime est relativement importante puisqu'en 1991 elle avoisine le niveau du taux d'intérêt réel à court terme, soit d'environ 6 points.

V - Conclusion : des contraintes de financement qui affectent surtout les petites entreprises

Au total les résultats empiriques auxquels nous parvenons semblent relativement en accord avec les prédictions des modèles théoriques précédemment développés. D'une part, le ratio endettement sur capital, mesurant l'importance du collatéral potentiel dont disposent les entreprises, rend compte de différences significatives dans les comportements de choix de capacité de production. D'autres part, l'importance de ce phénomène n'est constant ni dans le temps ni entre catégories d'entreprises. Il semble en particulier plus important pour les petites entreprises en période de taux d'intérêt élevés.

Bibliographie

Arrelano M. and S. Bond (1991): « Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equation », *The Review of Economic Studies,* 58

Bernanke B. and M. Gertler (1995): "Inside the Black Box : The Credit Channel of Monetary Policy Transmission", *Journal of Economic Perspectives*, 9.

Bernanke B. M. Gertler and S. Gilchrist (1996): « The financial accelerator model and the flight to quality » *Review of Economics and Statistics n°78-1*

Bloch L., B. Cœuré (1995) : « Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique », *Economie et Prévision n°120*

Blundell R., S. Bond and C. Meghir (1997): « Econometric models of company investment » in *The Econometrics of Panel Data,* Matyas and Sevestre eds., Kluwer

Bond S., and C. Meghir (1994): "Dynamic Investment Models and the Firm's Financial Policy", *The Review of Economic Studies*, 61.

Bond S., J. Elston, J. Mairesse and B. Mulkay (1997): "A Comparaison of Empirical Investment Equations using Company Panel Data for France, Germany, Belgium and the UK", *NBER working paper n°5900*

Crépon B, R. Desplatz and J. Mairesse (1999): “A simple way to estimate simultaneously price cost margins return to scale and workers’ bargaining power” *Document de travail de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques n°9917*

Gouriéroux-Monfort-Trognon (1985)): “Moindres Carrés Asymptotiques”, *Annales d’Economie et de Statistiques n°58*

Klette T. et Z. Griliches, (1996): « The inconsistency of common scale estimators when output prices are unoberved and endogenous ». *Journal of Applied Econometrics, n°11*

Mairesse J., B.Hall et B.Mulkay(1999): « Firm-level investment in France and the United States : an exploration of what we have learned in twenty years », *Annales d’Economie et de Statistique n°55-56*

Hansen (1982): « Large sample properties of generalized method of moments estimator » *Econometrica n°50*

Herbet J.B. et H. Michaudon (1999): « Peut-on expliquer l’atonie de l’investissement en France au début des années 90 ? » *Economie et Statistique, à paraître*

Holtz-Eakin, Newey and Rosen (1988): « Estimating Vector Autoregressions with panel data » *Econometrica n°56*

Mulkay B. (1995): « A Dynamic Investment Model with Debt Constraints : An Application to French Firms », *mimeo*.

Rosenwald F. (1998): "L'impact des contraintes financières sur la décision d’investissement » *Document de travail de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques n°9907*

Tableau 1 : statistiques descriptives

	Industrie				Tertiaire			
	petites	moyennes	grandes	toutes	petites	moyennes	grandes	toutes
productivité du capital	1.46 (1.21)	1.18 (0.99)	1.02 (0.96)	1.24 (1.08)	1.55 (1.19)	1.44 (1.21)	1.55 (1.48)	1.52 (1.25)
salaires/ capital	1.16 (1.06)	0.89 (0.84)	0.77 (0.83)	0.96 (0.94)	1.19 (0.99)	1.05 (0.92)	1.25 (1.34)	1.16 (1.03)
dette/capital	0.70 (0.78)	0.68 (0.71)	0.65 (0.66)	0.68 (0.72)	0.82 (0.96)	0.93 (1.09)	0.71 (0.85)	0.84 (0.99)
taux d'investissement	0.10 (0.12)	0.10 (0.10)	0.10 (0.09)	0.10 (0.11)	0.12 (0.14)	0.13 (0.13)	0.14 (0.11)	0.13 (0.13)
N	1130	973	782	2885	1164	558	291	203

Tableau 2a : équation avec paramètres constants sans variable d'endettement

	Industrie				Tertiaire			
	petites	moyennes	grandes	toutes	petites	moyennes	grandes	toutes
b	-0.06 (0.12)	-0.45 (0.30)	0.04 (0.26)	-0.27 (0.13)	-0.64 (0.19)	-0.38 (0.18)	-0.55 (0.14)	-0.68 (0.18)
m	1.17 (0.06)	1.30 (0.12)	1.20 (0.09)	1.27 (0.07)	1.21 (0.08)	1.31 (0.11)	0.9 (0.06)	1.15 (0.07)
N	1130	973	782	2885	1164	558	291	203
Test	97.2 94 (0.39)	103.8 94 (0.23)	153.9 94 (0.00)	135.6 94 (0.00)	133.1 94 (0.00)	129.5 94 (0.01)	99.4 94 (0.33)	161.0 94 (0.00)

Equation estimée : $y_t = mx_t^{wL} + bx_t^I + c_{S,t}d_t^S + u_i + u_t$. d_t^S est une indicatrice sectorielle et temporelle. Le modèle est mis en différence première et pris en écart à la moyenne secteur (niveau40) x temps. Il est instrumenté par les valeurs retardées de l'ordre 2 à 6 des variables y_t, x_t^{wL} et x_t^I

Tableau 2b : équation avec paramètres constants

	Industrie				Tertiaire			
	petites	moyennes	grandes	toutes	petites	moyennes	grandes	toutes
b	-0.03 (0.14)	-0.35 (0.21)	-0.14 (0.24)	-0.26 (0.13)	-0.67 (0.19)	-0.40 (0.17)	-0.47 (0.16)	-0.66 (0.18)
a	0.05 (0.01)	0.07 (0.01)	0.06 (0.01)	0.06 (0.01)	0.08 (0.01)	0.05 (0.01)	0.09 (0.02)	0.07 (0.01)
m	1.18 (0.05)	1.22 (0.12)	1.24 (0.07)	1.27 (0.06)	1.23 (0.07)	1.23 (0.12)	0.95 (0.06)	1.16 (0.06)
N	1130	973	782	2885	1164	558	291	203
Test	128.6 125 (0.39)	148.9 125 (0.07)	183.5 125 (0.00)	184.7 125 (0.00)	162.0 125 (0.01)	159.6 125 (0.02)	132.1 125 (0.31)	205.3 125 (0.00)

Equation estimée : $y_t = mx_t^{wL} - bx_t^I + abx_t^{I,B} + amx_t^B + a^2mx_t^{B,3} + c_{S,t}d_t^S + u_i + u_t$. Le modèle est mis en différence première et pris en écart à la moyenne secteur (niveau40) x temps. Il est instrumenté par les valeurs retardées de l'ordre 2 à 6 des variables y_t, x_t^{wL} x_t^I et x_t^B, avec :

$$y_{it} = \frac{p_t Y_t}{p_t^I K_t}\ , \qquad x_t^{wL} = \left(\frac{w_t L_t}{p_t^I K_t}\right), \qquad x_t^I = \frac{p_t}{p_t^I}\left[\left(\frac{I}{K}\right)_t - \left(\frac{I}{K}\right)_t^2 - \frac{(1-d)p_{t+1}}{p_t(1+r_t^0)}\left(\frac{I}{K}\right)_{t+1}\right],$$

$$x_t^B = \frac{p_{t+1}^I}{p_t^I}\left(\frac{B_t}{p_t K_t}\right)\frac{(1-d)}{(1+r_t^0)^2} - \left(\frac{B_t}{p_t^I K_t}\right)^2 \frac{1}{(1+r_t^0)}\ , \qquad x_t^{B,3} = 2\left(\frac{B_t}{p_t^I K_t}\right)^3 \frac{1}{(1+r_t^0)^2} \qquad \text{et}$$

$$x_t^{B,I} = 2\left[\frac{p_{t+1}(1-d)}{p_t^I\left(1+r_t^0\right)^2}\left(\frac{B_t}{p_t^I K_{it}}\right)\left(\frac{I_{t+1}}{K_{t+1}}\right)\right]$$

Tableau 3 : tests de spécifications associés à différentes hypothèses sur la stabilité des coefficients.

	GMM	Estimateur de première étape Paramètres contraints							
		a	b	μ	a et b	a et μ	b et μ	b, μ et a	tous
Industrie petites entreprises	89.2 97 (0.70)	25.0 7 (0.00)	7.7 7 (0.36)	3.4 7 (0.84)	41.1 14 (0.00)	38.5 14 (0.00)	12.8 14 (0.54)	53.4 21 (0.00)	84.8 28 (0.00)
Industrie entreprises moyennes	107.6 97 (0.22)	8.00 7 (0.33)	8.3 7 (0.31)	10.8 7 (0.15)	19.4 14 (0.15)	29.0 14 (0.01)	27.4 14 (0.02)	46.6 21 (0.00)	150.3 28 (0.00)
Industrie grandes entreprises	103.9 97 (0.30)	43.8 7 (0.00)	8.4 7 (0.30)	8.7 7 (0.27)	58.1 14 (0.00)	52.6 14 (0.00)	17.3 14 (0.24)	71.4 21 (0.00)	220.9 28 (0.00)
Industrie	103.9 97 (0.30)	3.8 7 (0.80)	4.8 7 (0.69)	6.7 7 (0.46)	15.6 14 (0.64)	9.4 14 (0.81)	11.6 14 (0.64)	16.9 21 (0.71)	162.9 28 (0.00)
Tertiaire petites entreprises	114.8 97 (0.10)	12.6 7 (0.08)	5.02 7 (0.66)	11.8 7 (0.11)	22.9 14 (0.06)	31.8 14 (0.00)	18.8 14 (0.17)	40.8 21 (0.00)	108.6 28 (0.00)
Tertiaire entreprises moyennes	109.9 97 (0.17)	25.1 7 (0.00)	14.9 7 (0.04)	7.4 7 (0.39)	41.2 14 (0.00)	36.1 14 (0.00)	20.4 14 (0.11)	56.4 21 (0.00)	84.6 28 (0.00)
Tertiaire grandes entreprises	115.9 97 (0.09)	29.7 7 (0.00)	9.4 7 (0.22)	14.6 7 (0.04)	40.8 14 (0.00)	37.2 14 (0.00)	25.8 14 (0.03)	46.0 21 (0.00)	97.9 28 (0.00)
Tertiaire	127.1 97 (0.02)	14.1 7 (0.05)	10.2 7 (0.17)	6.4 7 (0.49)	24.8 14 (0.04)	23.6 14 (0.05)	18.1 14 (0.20)	36.24 21 (0.02)	116.1 28 (0.00)

Equation estimée : $y_t = m_t x_t^{wL} - b_t x_t^I + a_t b_t x_t^{I,B} + a_t m_t x_t^B + a_t^2 m_t x_t^{B,3} + c_{S,t} d_t^S + u_i f_t + u_t$. d_t^S est une indicatrice sectorielle et temporelle. Le modèle est mis en quasi-différence et pris en écart à la moyenne secteur (niveau40) x temps. Il est instrumenté par les valeurs retardées de l'ordre 2 à 6 des variables y_t, x_t^{wL} x_t^I et x_t^B . La première colonne donne la statistique du test de suridentification, les colonnes suivantes donnent les résultats des tests concernant la stabilité de différents sous-ensembles de ces paramètres.

Tableau 4 : paramètres des spécifications sélectionnées

	Industrie				Tertiaire			
	petites	moyennes	grandes	toutes	petites	moyennes	grandes	toutes
b	0.02 (0.14)	-0.18 (0.21)	-0.01 (0.23)	0.07 (0.13)	-0.20 (0.15)	-0.56 (0.20)	-0.45 (0.17)	-0.37 (0.17)
a_{93}	0.07 (0.02)	0.06 (0.01)	0.08 (0.01)	0.08 (0.01)	0.02 (0.10)	0.01 (0.03)	0.13 (0.01)	0.03 (0.21)
a_{92}	0.11 (0.01)	0.06 (0.01)	0.07 (0.01)	0.08 (0.01)	0.06 (0.01)	0.02 (0.04)	0.11 (0.01)	0.02 (0.02)
a_{91}	0.10 (0.02)	0.06 (0.01)	0.09 (0.01)	0.08 (0.02)	0.01 (0.03)	0.05 (0.01)	0.10 (0.01)	0.01 (0.01)
a_{90}	0.08 (0.03)	0.06 (0.01)	0.06 (0.02)	0.07 (0.02)	0.06 (0.02)	0.06 (0.01)	0.11 (0.02)	0.05 (0.01)
a_{89}	0.05 (0.01)	0.06 (0.01)	0.07 (0.01)	0.06 (0.01)	0.01 (0.04)	0.02 (0.02)	0.13 (0.02)	0.02 (0.04)
a_{88}	0.03 (0.06)	0.06 (0.01)	0.09 (0.02)	0.05 (0.02)	0.07 (0.02)	0.04 (0.02)	0.13 (0.02)	0.06 (0.01)
a_{87}	0.07 (0.02)	0.06 (0.01)	0.03 (0.07)	0.07 (0.02)	0.07 (0.02)	0.06 (0.01)	0.08 (0.02)	0.06 (0.01)
a_{86}	0.07 (0.01)	0.06 (0.01)	0.07 (0.01)	0.07 (0.01)	0.07 (0.01)	0.05 (0.01)	0.08 (0.02)	0.06 (0.01)
μ	1.06 (0.04)	*1.08** *(0.14)*	1.12 (0.08)	1.05 (0.03)	1.10 (0.04)	1.07 (0.07)	*0.97** *(0.07)*	1.08 (0.03)
N	1130	973	782	2885	1164	558	291	2013
Test	101.0 111 (0.74)	107.6 111 (0.57)	115.8 111 (0.36)	121.3 111 (0.23)	123.5 11 (0.20)	119.4 111 (0.28)	116.6 111 (0.19)	145.8 111 (0.01)

* Dans la spécification estimée le mark-up varie dans le temps pour deux sous-échantillons. Dans ce cas on reporte la moyenne des coefficients estimés. Equation estimée : $y_t = m_t x_t^{wL} - b_t x_t^I + a_t b_t x_t^{I,B} + a_t m_t x_t^B + a_t^2 m_t x_t^{B,3} + c_{S,t} d_t^S + u_i f_t + u_t$. On impose les contraintes issue des résultats des tests reportés dans le tableau 3 Le modèle est mis en quasi différencié et pris en écart à la moyenne secteur (niveau40) x temps. Il est instrumenté par les valeurs retardées de l'ordre 2 à 6 des variables $y_t, x_t^{wL}\ x_t^I\ et\ x_t^B$

Tableau 5 : Régression des paramètres temporels estimés pour le coût de la dette sur les taux d'intérêt et un trend.

	moyenne	taux d'intérêt	trend	spécification
Industrie petites entreprises	0.060 (0.005)	0.029 (0.006)	-0.008 (0.003)	10.1 5 (0.07)
Industrie entreprises moyennes	0.057 (0.01)	-	-	-
Industrie grandes entreprises	0.076 (0.006)	-0.008 (0.002)	0.007 (0.002)	8.0 5 (0.15)
Industrie	0.069 (0.005)	-	-	2.25 7 (0.94)
Tertiaire petites entreprises	0.042 (0.003)	-	-	8.23 7 (0.31)
Tertiaire entreprises moyennes	0.044 (0.002)	0.013 (0.005)	-0.006 (0.002)	6.3 5 (0.28)
Tertiaire grandes entreprises	-	-	-	-
Tertiaire	0.040 (0.002)	-	-0.005 (0.002)	2.98 6 (0.81)

Résultat de la régression des coefficients de la dette issue des estimations du tableau 5 sur un trend et le taux d'intérêt (préalablement centrés) par la méthode des moindres carrés asymptotiques. La première colonne donne le niveau moyen du coefficient. Les colonnes deux et trois donnent le coefficient du taux d'intérêt et de la variable de trend. Ainsi pour les petites entreprises industrielles, une progression de 1 point des taux d'intérêt conduit à une élévation du coefficient de 0.029. La dernière colonne donne les information relatives au test de suridentification associée à la méthode des moindres carrés asymptotiques. On donne succesivement la statistique, le nombre de degrés de liberté et la probabilité résiduelle (qui doit être supérieure à 5% pour accepter l'hypothèse). Les lignes ou aucune indication ne figure sont celles pour lesquelles il n'a pas été possible de trouver de spécification acceptée par les données (grandes entreprises dans le tertiaire).

Graphiques

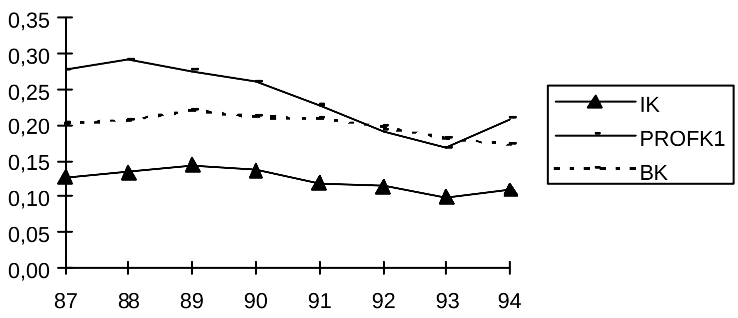
Notations

Les petites entreprises sont définies comme ayant des effectifs en 1984 inférieurs à 100, les moyennes des effectifs en 1984 compris entre 100 et 500, et les grandes des effectifs en 1984 supérieurs à 500.

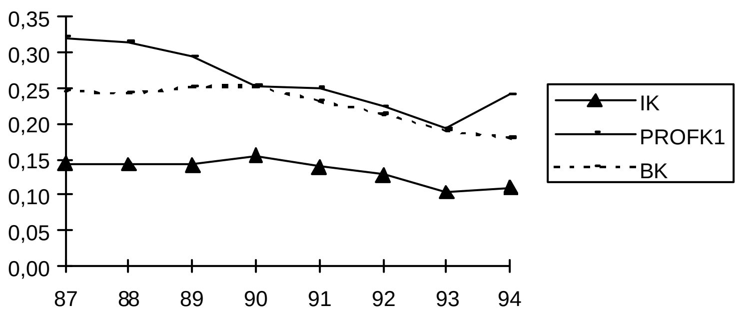
- rentabilité économique : ratio de l'excédent brut d'exploitation (valeur ajoutée moins masse salariale), et du capital, corrigé des effets de l'inflation (RECO = $\left(\frac{pY}{qK}\right)_t - \left(\frac{wL}{qK}\right)_t$).
- RCR = taux d'intérêt réel à court-terme.
- profitabilité du capital : rentabilité économique moins coût du capital (PROFK1= RECO-CCAP= $\left(\frac{pY}{qK}\right)_t - \left(\frac{wL}{qK}\right)_t - RCR - d$)
- taux d'accumulation :(IK= I_t / K_t)
- ratio dette sur capital, dette et le capital évalués à leur coût historique. BK = $\left(\frac{B}{qK}\right)_t$ où B représente les dettes. Le ratio est ici divisé par 4 pour des raisons d'échelle.
- prime = $\hat{\mathbf{a}}_{\mathbf{t}}\left(\frac{B}{qK}\right)_t$ où $\hat{\mathbf{a}}_{\mathbf{t}}$ correspond aux paramètres estimés pour la dette.

Graphiques 1 :
Profitabilité du capital, taux d'investissement et ratio de dette

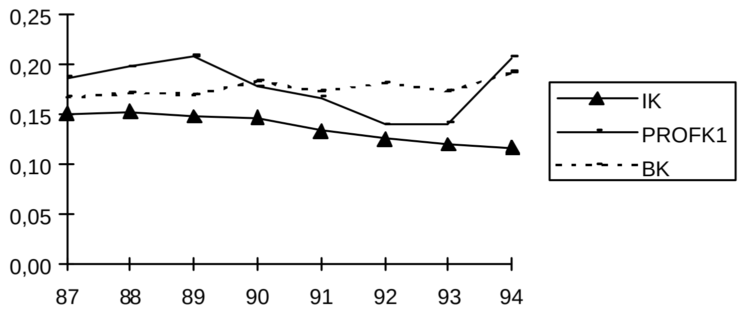
entreprises non industrielles de petite taille



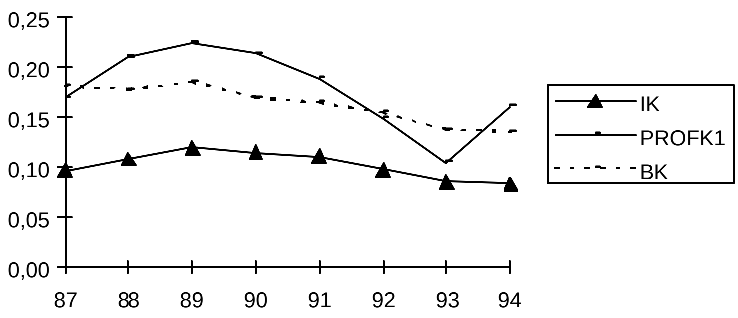
entreprises non industrielles de taille moyenne



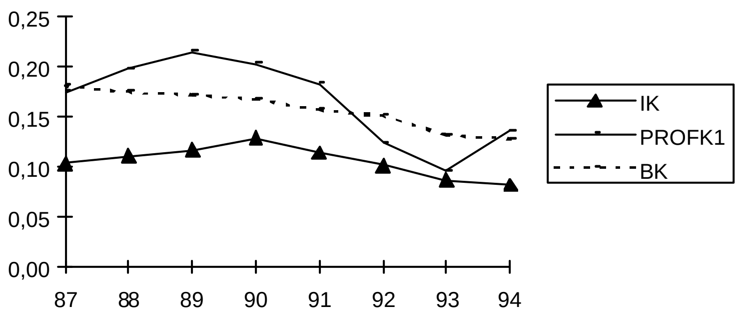
entreprises non industrielles de grande taille



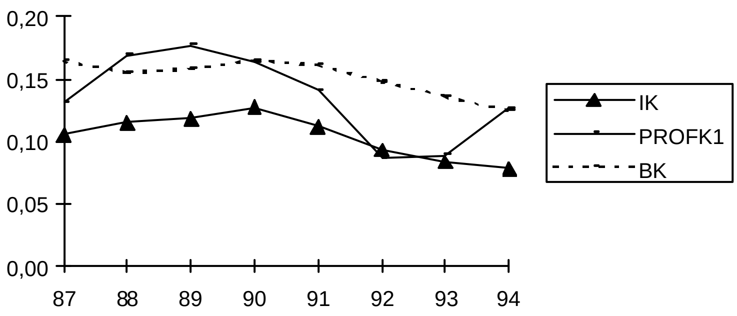
entreprises industrielles de petite taille



entreprises industrielles de taille moyenne

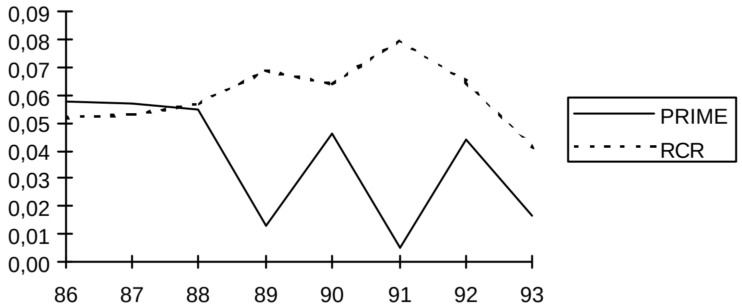


entreprises industrielles de grande taille

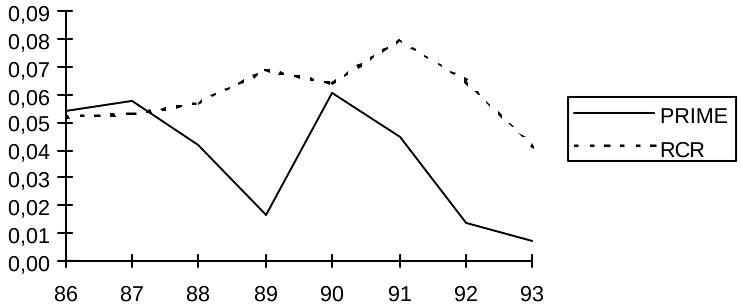


Graphiques 2 :
Coût de la dette et taux d'intérêt

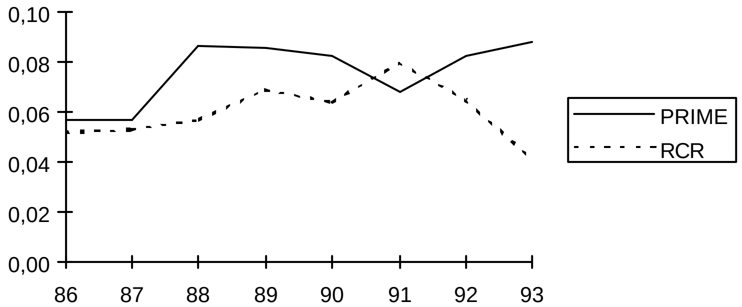
entreprises non industrielles de petite taille



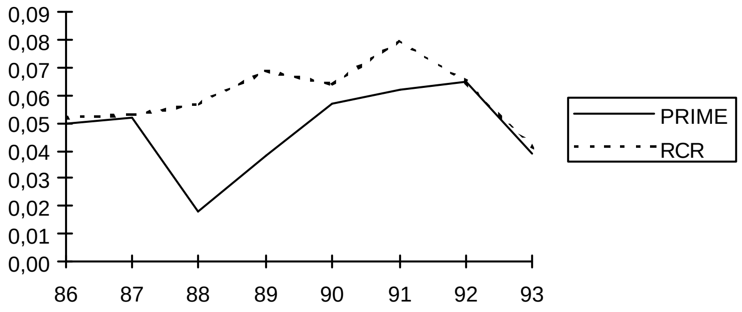
entreprises non industrielles de taille moyenne



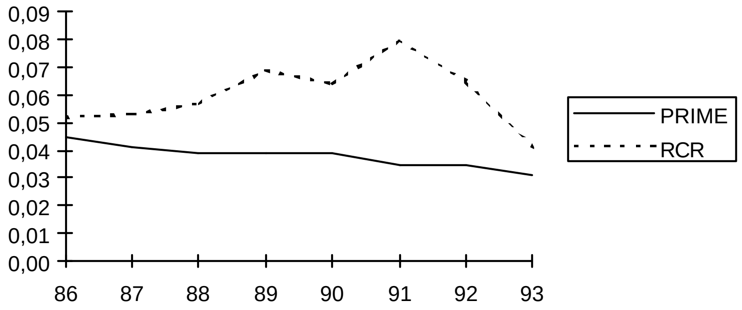
entreprises non industrielles de grande taille



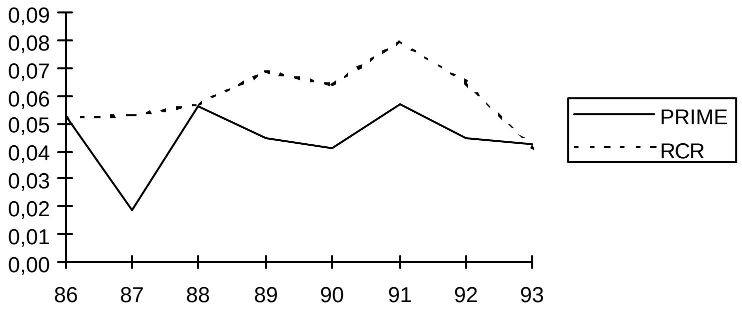
entreprises industrielles de petite taille



entreprises industrielles de taille moyenne



entreprises industrielles de grande taille



Annexe 1

Equation d'Euler de l'investissement, examen de différentes contraintes

(1) cas sans contraintes financières et sans coût d'ajustement

On considère une entreprise détenue par des actionnaires neutres au risque. Le taux de rendement r_t qu'ils exigent pour détenir l'entreprise entre une date *t* et *t+1* s'écrit simplement en fonction des revenus versés par l'entreprise D_{it}, de la valeur de l'entreprise V_t et des plus values réalisées $E_t(V_{t+1} - V_t)$:

$$r_t V_t = (1 + r_t) D_t + E_t(V_{t+1} - V_t)$$

en faisant l'hypothèse que les dividendes sont distribués en début de période. On a donc :

$$V_t = D_t + \frac{1}{(1 + r_t)} E_t(V_{t+1})$$

En résolvant et sous l'hypothèse que la valeur actualisée à l'infini est nulle, on peut écrire la valeur de l'entreprise pour les actionnaires comme la somme actualisée des revenus des dividendes versés par l'entreprise :

$$V_t = E_t\left[\sum_{j=0}^{\infty} b_{t+j} D_{t+j}\right]$$

le taux d'actualisation faisant intervenir les taux de rendement exigés par les actionnaires :

$$b_{t+j} = \prod_{s=0}^{j-1} 1/(1 + r_{t+s}) \text{ pour } j \geq 1 \text{ et } b_t = 1.$$

On considère que les décisions de l'entreprise ont pour but de maximiser la valeur de l'entreprise. Les flux de dividendes sont liés aux profits et aux flux d'endettement de l'entreprise :

$$D_t = \Pi_t + B_t - (1 + r_{t-1}) B_{t-1}$$

Le profit provient de la vente des produits de l'entreprise, pour lesquels on spécifie la demande, nette des frais de personnels et des dépenses d'investissement :

$$\Pi_t = p_t F(K_t, L_t) - w_t L_t - P_t^I I_t$$

On fait l'hypothèse que la demande adressée à l'entreprise est à élasticité prix constante $Y_t^d = Y_0 p_t^{-e}$. On définit ainsi la recette de l'entreprise en fonction des facteurs par : $R_t = R_0 F(K_t, L_t)^{1/m}$, où $m = e/(e-1)$. On peut remarquer que les dérivées de la recette satisfont la relation : $R_X = R_0 F(K_t, L_t)^{1/m - 1} F_X / m = p F_X / m$. L'entreprise maximise sa valeur sous contrainte d'accumulation du capital :

$$K_t = (1 - d) K_{t-1} + I_t$$

et détermine ainsi à la fois son investissement, son emploi et son endettement. On parvient alors aux équations du premier ordre : K_t, L_t et B_t :

$$E_t\left[\left(\frac{\P\Pi}{\P I}\right)_t - (1-d)b_{t+1}\left(\frac{\P\Pi}{\P I}\right)_{t+1} + \left(\frac{\P\Pi}{\P K}\right)_t\right] = 0 \text{ et } \left(\frac{\P\Pi}{\P L}\right)_t = 0 \quad \text{ et } E_t\left(b_{t+1}\right) = \frac{1}{1+r_t} \quad (A.1)$$

La dernière équation signifie que dans ce cadre, où l'entreprise ne rencontre aucune contrainte de financement, le taux de rendement exigé par les actionnaires est nécessairement égal au taux d'intérêt.

Les deux premières conditions du premier ordre dépendent des expressions du profit marginal du capital du travail et de l'investissement. Dans le cas présent, on a :

$$\left(\frac{\P\Pi}{\P I}\right)_t = -p_t^I$$

$$\left(\frac{\P\Pi}{\P K}\right)_t = R_K = \frac{p}{m}F_K$$

et

$$\left(\frac{\P\Pi}{\P L}\right)_t = R_L = \frac{p}{m}F_L - w_t$$

La condition du premier ordre sur le capital s'écrit donc :

$$E_t\left[\frac{p_t}{m}F_K - p_t^I + b_{t+1}(1-d)p_{t+1}^I\right] = 0$$

et celle sur le travail :

$$E_t\left[\frac{p_t}{m}F_L - w_t\right] = 0$$

En définissant le coût d'usage réel du capital de façon standard par :

$$c_K = \frac{p_t^I}{p_t}\left(1 - E_t\left(b_{t+1}(1-d)\frac{p_{t+1}^I}{p_t^I}\right)\right)$$

les deux équations s'écrivent donc simplement :

$$F_L = m\frac{w_t}{p_t} \qquad \text{et } F_K = mc_K$$

Si on fait l'hypothèse de rendements d'échelle constants, on peut se passer de la spécification de la fonction de production en tirant partie de l'équation d'Euler liant les productivités marginales et le volume de la production $F = KF_K + LF_L$. Les deux équations peuvent ainsi se réécrire sous la forme :

$$\frac{p_t Y_t}{p_t^I K_t} - m\frac{w_t L_t}{p_t^I K_t} = m\frac{p_t}{p_t^I}c_K \quad (A.2)$$

(2) cas sans contraintes financières et avec coût d'ajustement

L'introduction des coûts d'ajustement correspond à l'idée qu'une forte accumulation de capital immobilise partiellement les facteurs de production et que de ce fait la production de l'entreprise est en dessous de sa production potentielle : $Y = F(K_t, L_t) - G(I_t, K_t)$. Ceci mis à part, le comportement de l'entreprise n'est pas modifié, elle détermine toujours le volume des facteurs et le volume de son endettement en maximisant la somme des dividendes futurs, actualisés à un taux comme précédemment défini à partir des rendements exigés par les actionnaires. Les conditions du premier ordre sur K_t, L_t et B_t sont donc les mêmes que celles de l'équation (A.1) :

$$E_t\left[\left(\frac{\P\Pi}{\P I}\right)_t + \left(\frac{\P\Pi}{\P K}\right)_t - (1-d)b_{t+1}\left(\frac{\P\Pi}{\P I}\right)_{t+1}\right] = 0 \text{ et } \left(\frac{\P\Pi}{\P L}\right)_t = 0 \quad \text{ et } E_t(b_{t+1}) = \frac{1}{1+r_t} \quad \text{(A.3)}$$

à ceci près que les dérivées du profit par rapport aux investissements au capital et à l'emploi sont modifiées en :

$$\left(\frac{\P\Pi}{\P I}\right) = -\frac{p}{m}G_I - p^I$$

$$\left(\frac{\P\Pi}{\P L}\right) = \frac{p}{m}F_L - w$$

$$\left(\frac{\P\Pi}{\P K}\right) = \frac{p}{m}F_K - \frac{p}{m}G_K$$

ce qui conduit aux relations :

$$\frac{p_t}{m}(F_K - G_K) = p_t\left(\frac{p_t^I}{p_t}\left(1 - E_t\left(b_{t+1}(1-d)\frac{p_{t+1}^I}{p_t^I}\right)\right)\right) + \frac{p_t}{m}\left(G_{I,t} - E_t\left(b_{t+1}(1-d)\frac{p_{t+1}}{p_t}G_{I,t+1}\right)\right)$$

et $\frac{p_t}{m}F_L - w_t = 0$

Définissant $c_{It} = \left(G_{I,t} - E_t\left(b_{t+1}(1-d)\frac{p_{t+1}}{p_t}G_{I,t+1}\right)\right)$, la première équation s'écrit alors simplement :

$$\frac{p_t}{m}(F_K - G_K) = p_t c_{Kt} + \frac{p_t}{m}c_{It}\ .$$

Prenant en compte la relation $F = Y + G = KF_K + LF_L$, on parvient à l'équation modifiée :

$$\frac{R}{p_t^I K_t} - m\frac{w_t L_t}{p_t^I K_t} = m\frac{p_t}{p_t^I}c_K + \frac{p_t}{p_t^I}c_I + \frac{p_t}{p_t^I}\left(G_K - \frac{G}{K}\right) \quad \text{(A.4)}$$

Les calculs peuvent être menés jusqu'au bout pour la fonction d'ajustement quadratique : $G(I,K) = 0.5bK(I/K)^2$. La dérivée par rapport à l'investissement est alors simplement $G_I = b\,I/K$, et par rapport au capital $G_K = -0.5b(I/K)^2$. La première des deux nouvelles composantes du coût du capital s'écrit donc :

$$c_{It} = b\left(\frac{I_t}{K_t} - E_t\left(\frac{(1-d)\,p_{t+1}/p_t}{1+r_t}\frac{I_{t+1}}{K_{t+1}}\right)\right)$$

et la seconde

$$G_K - \frac{G}{K} = -b\left(\frac{I_t}{K_t}\right)^2$$

Au total l'équation est modifiée en :

$$\frac{p_t Y_t}{p_t^I K_t} - m\frac{w_t L_t}{p_t^I K_t} = m\frac{p_t}{p_t^I} c_K + b\frac{p_t}{p_t^I}\left(\frac{I_t}{K_t} - E_t\left(\frac{(1-d)\,p_{t+1}/p_t}{1+r_t}\frac{I_{t+1}}{K_{t+1}}\right)\right) - b\frac{p_t}{p_t^I}\left(\frac{I_t}{K_t}\right)^2 \quad \text{(A.5)}$$

(3) contrainte de financement auprès des actionnaires et des banques

Les contraintes de financement jouent un rôle dès lors qu'elles affectent simultanément le financement par emprunt et le financement par action. Dans cette partie nous considérons la situation dans laquelle l'entreprise ne peut se financer auprès de ses actionnaires et s'endette à un coût dépendant des montants empruntés et du stock de capital que l'entreprise peut apporter en garantie $r_t = r_t\left(B_t, p_t^I K_t\right)$. On examine plus spécifiquement le cas où :

$$r_t = r_{t_0} + a_t \frac{B_t}{p_t^I K_t}. \text{ (A.6)}$$

L'objectif de l'entreprise est de maximiser la valeur actualisée de ses dividendes, sous la contrainte qu'ils soient positifs. Ceci conduit à introduire un multiplicateur dit de Lagrange que l'on note ici l_{t+1}^D. Lorsque l'entreprise n'est pas contrainte, ce multiplicateur est nul. Il est en revanche positif lorsqu'elle est contrainte, c'est à dire lorsqu'elle ne distribue pas de dividende et préférerait même si elle le pouvait faire appel à ses actionnaires pour se financer. Ce multiplicateur a une interprétation économique : il correspond à l'augmentation de la valeur de l'entreprise associée au fait qu'elle puisse disposer à ce moment d'un franc de liquidité supplémentaire de la part de ses actionnaires.

L'objectif de l'entreprise s'écrit ainsi :

$$E_t\left[\sum_{j=0}^{\infty} b_{t+j}\left(D_{t+j} + l_{it+j}^D D_{t+j}\right)\right] =$$

$$E_t\left[\sum_{j=0}^{\infty} b_{t+j}\left(\Pi\left(K_{t+j}, I_{t+j}, L_{t+j}\right) + B_{t+j} - (1+r_{t+j-1})B_{t+j-1}\right)\left(1+l_{t+j}^D\right)\right]$$

Les conditions du premier ordre sur K_t, L_t et B_t s'écrivent alors sous une forme très proche de celle obtenue dans les cas précédents (équations (A.1) et (A.3)) en introduisant un taux d'actualisation différent de celui déduit du taux de rendement exigé par les actionnaires $\tilde{b}_{t+1} = b_{t+1}\left(1+l_{t+1}^D\right)\Big/\left(1+l_t^D\right)$:

$$(1-d)E_t\left[\tilde{b}_{t+1}\left(\frac{\partial\Pi}{\partial I}\right)_{t+1}\right] + E_t\left[\tilde{b}_{t+1}\left(\frac{\partial r_t}{\partial K_t}\right)B_t\right] = \left(\frac{\partial\Pi}{\partial I}\right)_t + \left(\frac{\partial\Pi}{\partial K}\right)_t$$

$$\left(\frac{\partial\Pi}{\partial L}\right)_t = 0 \qquad \text{(A.7)}$$

$$E_t\left[\tilde{b}_{t+1}\right] = \frac{1}{1+r_t + B_t\dfrac{\partial r_t}{\partial B_t}}$$

La quantité $\tilde{b}_{t+1} = b_{t+1}\left(1+ l^{D}_{t+1}\right)\Big/\left(1+ l^{D}_{t}\right)$, s'interprète comme la quantité de liquidité d'aujourd'hui que l'entreprise est prête à échanger contre un franc de liquidité supplémentaire demain. Le prix de la liquidité aujourd'hui au sein de l'entreprise en terme de liquidité de demain est égal au coût marginal d'un emprunt bancaire. Ici ce coût marginal n'est plus égal au taux d'intérêt sur le marché financier, identique pour tous. Le taux auquel une entreprise peut se financer dépend du montant emprunté et des garanties apportées.

En utilisant les expressions :

$$\left(\frac{\partial \Pi}{\partial I}\right) = -\frac{p}{m}G_I - p^I$$

$$\left(\frac{\partial \Pi}{\partial L}\right) = \frac{p}{m}F_L - w$$

$$\left(\frac{\partial \Pi}{\partial K}\right) = \frac{p}{m}F_K + \frac{p}{m}G_K$$

et les propriétés liées à la constance des rendements d'échelle, on parvient à une relation du même type que celles dérivées dans les cas précédents (équations A.2 et A.4) :

$$\frac{p_t Y_t}{p^I_t K_t} - m\frac{w_t L_t}{p^I_t K_t} = m\frac{p_t}{p^I_t}c_K + \frac{p_t}{p^I_t}c_I + \frac{p_t}{p^I_t}\left(G_K - \frac{G}{K}\right) + d_K \quad \text{(A.8)}$$

avec néanmoins certaines modifications. Le coût du capital incorpore une nouvelle composante :

$$d_K = B_t \frac{\partial r_t}{\partial K_t} E_t\left(\tilde{b}_{t+1}\right)$$

et les autres composantes du coût du capital font intervenir le taux d'actualisation des liquidités perçu par les actionnaires et non plus seulement le taux d'intérêt :

$$c_{K,t} = \frac{p^I_t}{p_t}\left(1 - E_t\left(\tilde{b}_{t+1}(1-d)\frac{p^I_{t+1}}{p^I_t}\right)\right)$$

$$c_{I,t} = G_{I,t} - E_t\left(\tilde{b}_{t+1}(1-d)\frac{p_{t+1}}{p_t}G_{I,t+1}\right)$$

Pour parvenir à des équations ne faisant intervenir que des grandeurs observables on fait une hypothèse ad hoc selon laquelle la covariance de $\tilde{b}_{it+1}$ avec les autres variables à t+1 est constante :

$$E_t\left[\tilde{b}_{t+1}X_{t+1}\right] = E_t\left[\tilde{b}_{t+1}\right]E_t\left[X_{t+1}\right] + a_i$$

En écrivant cette égalité pour c_K, c_L et d_K, on obtient la relation :

$$\frac{p_t Y_t}{p^I_t K_t} - m\frac{w_t L_t}{p^I_t K_t} = m\frac{p_t}{p^I_t}\tilde{c}_K + \frac{p_t}{p^I_t}\tilde{c}_I + \frac{m}{p^I_t}\tilde{d}_K + \frac{p_t}{p^I_t}\left(G_K - \frac{G_i}{K_t}\right) + a_i \quad \text{(A.9)}$$

dans laquelle on remplace pour chacune des différentes composantes du coût du capital, les termes faisant intervenir l'espérance du taux d'actualisation des liquidités $\tilde{b}_{it+1}$ par son expression : $1\Big/\left(1 + r_t + B_t\, \partial r_t / \partial B_t\right)$.

Lorsqu'on spécifie la fonction déterminant le coût du financement bancaire sous la forme :

$$r_t = r^0_t + a_t \frac{B_t}{q_t K_t}$$

et la fonction de coûts d'ajustement

$$G(I_t, K_t) = \frac{1}{2} b_t K_t \left(\frac{I_t}{K_t} \right)^2 ,$$

on obtient en faisant l'approximation :

$$\frac{1}{1 + r_t^0 + 2a_t \dfrac{B_t}{q_t K_t}} \approx \frac{1}{1 + r_t^0} - \left(\frac{1}{1 + r_t^0} \right)^2 2a_t \frac{B_t}{q_t K_t}$$

l'équation utilisée dans la partie empirique :

$$\begin{aligned} E\Bigg[& \left(\frac{p_t Y_t}{p_t^I K_t} \right) - \Bigg\{ m_t \left(\frac{w_t L_t}{p_t^I K_t} \right) - b_t \left(\frac{p_t}{p_t^I} \right) \left[\left(\frac{I_t}{K_t} \right) - \left(\frac{I_t}{K_t} \right)^2 - \frac{(1-d) p_{t+1} / p_t}{(1 + r_t^0)} \left(\frac{I_{t+1}}{K_{t+1}} \right) \right] \\ & + 2\mathrm{a}_t b_t \left[\frac{p_{t+1}(1-d)}{p_t^I \left(1 + r_t^0 \right)^2} \left(\frac{B_{it}}{p_{i,t}^I K_t} \right) \left(\frac{I_{t+1}}{K_{t+1}} \right) \right] \\ & + \mathrm{a}_t m_t \left[\frac{p_{t+1}^I}{p_t^I} \left(\frac{B_t}{p_t K_t} \right) \frac{(1-d)}{(1 + r_t^0)^2} - \left(\frac{B_t}{p_t^I K_t} \right)^2 \frac{1}{(1 + r_t^0)} \right] + 2a_t^2 m_t \left(\frac{B_t}{p_t^I K_t} \right)^3 \frac{1}{(1 + r_t^0)^2} + \mathrm{d}_t + g_i \Bigg\} \Bigg| \Omega_t \Bigg] = 0 \end{aligned} \qquad \text{(A.10)}$$