

# Des contraintes financières plus lourdes pour les petites entreprises

**Bruno Crépon et Fabienne Rosenwald\***

---

La caractéristique la plus frappante des comportements d'investissement des entreprises est leur forte hétérogénéité. Une des explications le plus souvent avancée tient compte de l'interaction forte entre la décision d'investissement d'une entreprise et les conditions auxquelles elle peut se financer, conditions qui dépendent énormément de ses caractéristiques propres. En particulier, en s'inspirant de la littérature sur le canal du crédit, on peut envisager que le niveau de capital dont disposent les entreprises serve de garantie pour leurs prêts et permette ainsi de réduire le taux auquel elles se financent. Lors de sa décision d'investissement, une entreprise doit donc tenir compte, pour actualiser ses profits futurs, du coût de financement externe lié aux conditions sur le marché des crédits mais également du fait que le capital étant gage de son propre financement, son accumulation réduit la prime de financement bancaire.

Ce type de comportement conduit à une hétérogénéité des niveaux d'investissement entre entreprises et au cours du temps. On examine si un tel schéma permet d'expliquer les mouvements de l'investissement en utilisant des données individuelles d'entreprises françaises de 1984 à 1994. Le niveau des garanties d'une entreprise rend effectivement compte de différences significatives dans le comportement d'investissement. Cet effet dépend à la fois du type d'entreprise considérée et du contexte économique.

Évaluée à l'aune des taux d'intérêt, la prime de financement extérieur qui en résulte apparaît importante, en particulier en fin de période, et ce en dépit de l'assainissement de la situation financière des entreprises. En revanche, évaluée selon 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 en fin de période.

---

\* Bruno Crépon appartient à la division *Marchés et stratégies d'entreprises* du département des *Études économiques d'ensemble* de l'Insee, Fabienne Rosenwald est Directeur des études à l'Ensaë.  
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Cet article s'ancre sur trois résultats récents. Tout d'abord, Herbet (2001) met en évidence les difficultés à comprendre les fluctuations macroéconomiques de l'investissement. Les modèles standards tels que l'accélérateur-profit ne suffisent pas à expliquer l'atypisme de l'investissement en France autour des années 90. Ces modèles tour à tour sous-estiment et surestiment l'investissement. Les deux autres résultats, présentés dans l'article de Duhautois (2001), mettent en avant le rôle non négligeable des petites entreprises qui contribuent de façon importante aux évolutions agrégées de l'investissement. Le dernier résultat correspond au fait que les petites entreprises sont beaucoup plus sensibles aux conditions de financement que les grandes et d'autant plus que la situation économique est dégradée. Une bonne compréhension de l'investissement agrégé passe donc nécessairement par la prise en compte de l'hétérogénéité des situations individuelles et en particulier du lien entre l'investissement et les conditions de son financement.

La prise en compte des problèmes d'asymétrie d'information sur le marché du crédit a été largement traitée dans la littérature économique récente (Rosenwald, 2001). Pour l'essentiel, une forte hétérogénéité de la sensibilité de l'investissement aux conditions financières est mise en évidence, à la fois entre entreprises et suivant les conditions économiques. Les mécanismes sous-jacents, regroupés sous le terme de *canal large du crédit* ou encore d'*accélérateur financier* reposent sur le comportement d'offre de prêts des banques. Les conditions auxquelles une entreprise peut se financer dépendent de sa richesse, de ses fonds propres, de l'état de ses garanties. Tout choc affectant leur valeur est immédiatement répercuté sur les conditions de financement de l'entreprise et donc sur ses choix. On observe alors un effet de *fuite vers la qualité* : les banques se tournent vers les meilleurs emprunteurs.

Le but de cet article est d'examiner dans quelles mesures les résultats précédents peuvent être expliqués par ce type de phénomènes. Pour cela, on utilise un modèle structurel de décisions d'investissement dans un cadre de canal du crédit qui est ensuite estimé sur données individuelles. Ce modèle est enfin testé sur un large échantillon 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). Les estimations obtenues ici montrent que ce coût de financement joue un rôle significatif et on estime que la prime de financement externe s'élève à 5 % environ. L'accent est également mis sur l'hétérogénéité des contraintes de financement dans les décisions d'investissement, en étudiant les différences existant entre types d'entreprises scindées selon des critères de taille (1).

La valeur des garanties joue aussi 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 et 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. Cette augmentation a été responsable simultanément de la baisse de leur endettement et de leur moindre effort d'accumulation.

## Différents modèles d'investissement selon les contraintes financières

Différents modèles de choix d'investissement peuvent être présentés en cherchant à clarifier le rôle joué par les contraintes financières. On se situe dans le cadre standard d'une entreprise choisissant ses différents facteurs, capital et travail, en égalisant leurs productivités marginales à leurs coûts marginaux respectifs. Il s'agit justement d'évaluer ces coûts, ce qui 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 arbitrage s'effectue entre différents types d'actifs. Dans la

1. Dans une version étendue de ce travail (Crépon et Rosenwald, 2000), on s'intéresse également aux entreprises du tertiaire. Bien que les résultats obtenus soient globalement similaires, les différences entre les estimations suivant le critère de taille ne présentaient pas d'intérêt particulier. Elles ont donc été retirées de cette version.

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. Cette situation 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.

Différents modèles d'investissement sont présentés de façon synthétique ci-après. Ils 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. On examine 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 elles peuvent, dans certains cas, intervenir directement comme un coût additionnel, en particulier lorsque le capital accumulé par une entreprise peut lui servir de garantie pour ses prêts. Dans le cadre général, l'entreprise doit égaliser 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 garantie. Ces différents coûts sont actualisés à un taux intégrant les contraintes pesant sur les choix financiers de l'entreprise.

### Une première situation sans contrainte de financement

À partir du cadre général d'une entreprise maximisant la valeur actualisée de ses dividendes sous la contrainte d'accumulation de capital (cf. encadré 1), on peut envisager l'effet de différentes contraintes sur les décisions d'investissement. La première situation, qui constitue un cadre de référence, correspond au cas extrême où l'entreprise n'est confrontée à aucune contrainte de financement. Dans ce cas, 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 (cf. l'équation [1] de l'encadré 1). On obtient alors les deux relations usuelles d'égalité des rentabilités marginales du capital et du travail à leurs coûts respectifs (cf. l'équation [2] de l'encadré 1).

Dans cette situation, 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 (cf. l'équation [3] de l'encadré 1). Les actionnaires doivent donc utiliser 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. Dans un tel cadre, 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 disparaissant puisque la valeur actualisée de la dette est nulle. On retrouve en particulier l'expression traditionnelle de Jorgenson (cf. l'équation [4] de l'encadré 1).

Sous des hypothèses usuelles de rendement constant et de la concurrence monopolistique, 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 (cf. l'équation [5] de l'encadré 1). Il n'y a pas de délai 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 de procéder est d'introduire des coûts d'ajustement et de les prendre explicitement en compte dans le comportement de l'entreprise. L'introduction de coûts d'ajustement correspond à l'idée que l'installation d'équipements nouveaux réduit l'utilisation des facteurs. Cette idée est modélisée par le fait que la production de l'entreprise est en dessous de sa production potentielle (cf. l'équation [6] de l'encadré 2).

Encadré 1

**L'ÉQUATION D'EULER DE PRODUCTIVITÉ DU CAPITAL  
DANS UN CADRE SANS CONTRAINTES**

Le cadre général utilisé est celui d'une entreprise maximisant la valeur actualisée  $V_t$  de ses dividendes  $D_{it}$ , sous la contrainte d'accumulation de capital,  $K_{it} = (1 - \delta)K_{it-1} + I_{it}$  où  $K_t$  représente le capital et  $I_t$  l'investissement réalisé à  $t$ . 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  $t$ ,  $r_{t-1}$  le taux associé et  $\Pi_t$  le revenu net des charges salariales et du coût de l'investissement.

On peut exprimer le profit comme  $\Pi_t = R(K_t, L_t) - w_t L_t - p_t^I I_t$ , où  $R_t$  représente la recette de l'entreprise, ou encore en faisant intervenir la fonction de production  $F$  de l'entreprise  $\Pi_t = p_t F(K_t, L_t) - w_t L_t - p_t^I I_t$  avec  $L_t$  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 (1). Le taux  $\beta_{t+j}$  utilisé pour actualiser les dividendes futurs peut être relié aux taux de rendement exigés par les actionnaires pour détenir les titres de l'entreprise  $\rho_k$  sur la période  $(k, k+1)$  par la formule :

$$\beta_{t+j} = \prod_{s=0}^{j-1} 1/(1 + \rho_{t+s}) \quad \text{pour } j \geq 1 \text{ et } \beta_t = 1.$$

On peut alors définir le coût de la détention d'une unité de capital sur une période par :

$$c_{K,t} = \frac{p_t^I}{p_t} \left( 1 - E_t \left( \beta_{t+1} (1 - \delta) \frac{p_{t+1}^I}{p_t^I} \right) \right) \quad [1]$$

Le programme de l'entreprise s'écrit comme la maximisation de sa valeur actualisée  $Max V_t = E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \beta_{t+j} D_{t+j} \right]$  sous la contrainte  $K_{it} = (1 - \delta)K_{it-1} + I_{it}$ .

On substitue l'expression des dividendes ( $D_t = \Pi_t + B_t - (1 + r_{t-1})B_{t-1}$ ) et de l'investissement ( $K_{it} = (1 - \delta)K_{it-1} + I_{it}$ ) dans cette expression et en utilisant l'expression de [1] on aboutit aux relations usuelles d'égalité des rentabilités marginales du capital et du travail à leurs coûts respectifs :

$$R_K = p_t c_{K,t} \quad \text{et} \quad R_L = w_t \quad [2]$$

De plus, à l'équilibre, on obtient :

$$E_t(\beta_{t+1}) = E_t \left( \frac{1}{1 + \rho_t} \right) = \frac{1}{1 + r_t} \quad [3]$$

Remarque : en tenant compte de cette contrainte d'arbitrage sur les marchés financiers, on retrouve l'expression traditionnelle de Jorgenson. En notant :  $\dot{p}_t^I = (p_{t+1}^I - p_t^I)/p_t^I$ ,

$$c_{K,t} = p_t^I \left( 1 - E_t \left( \frac{(1 - \delta)(1 + \dot{p}_t^I)}{1 + r_t} \right) \right) \approx p_t^I (r_t + \delta - \dot{p}_t^I) \quad [4]$$

Sous l'hypothèse de rendement constant et dans le cas de la concurrence monopolistique, pour laquelle la demande adressée à l'entreprise est à élasticité constante, la maximisation par l'entreprise de son profit actualisé conduit aux relations suivantes entre rentabilité marginale des facteurs et coûts des facteurs :

$$\frac{p_t Y_t}{p_t^I K_t} - \mu \frac{w_t L_t}{p_t^I K_t} - \mu \frac{p_t c_{K,t}}{p_t^I} = 0 \quad [5]$$

1. Tous les aspects techniques de cet article sont présentés en détail dans Crépon et Rosenwald (2000).

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 (cf. l'équation [7] de l'encadré 2). Sous certaines hypothèses usuelles, on obtient alors une équation d'Euler classique de l'investissement (cf. l'équation [8] de l'encadré 2).

Cette équation 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 (cf. l'équation [9] de l'encadré 2).

Sous cette forme normalisée, cette équation a été largement utilisée dans les travaux empiriques portant sur l'investissement (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'accu-

Encadré 2

### L'ÉQUATION D'EULER DE PRODUCTIVITÉ DU CAPITAL DANS UN CADRE AVEC COÛT D'AJUSTEMENT

Le cadre est le même que dans l'encadré 1 mais on introduit des coûts d'ajustement qui réduisent la production de l'entreprise. On écrit désormais le profit :

$$\Pi_t = p_t (F(K_t, L_t) - G(I_t, K_t)) - w_t L_t - p_t^I I_t \quad [6]$$

où  $G$  est la fonction de coût d'ajustement, supposée convexe à l'investissement  $I$ .

Au coût du capital (cf. équation [1] de l'encadré 1) on rajoute donc une composante qui tient compte de ces coûts d'ajustement :

$$c_{I,t} = G_{I,t} - E_t \left( \beta_{t+1} (1-\delta) \frac{p_{t+1}}{p_t} G_{I,t+1} \right) \quad [7]$$

Dans le cadre de la concurrence monopolistique et en spécifiant la fonction de coût d'ajustement comme une fonction quadratique, la maximisation de la valeur actualisée des dividendes de l'entreprise, sous la contrainte d'accumulation de capital, conduit à l'équation d'Euler classique de l'investissement :

$$E \left[ \frac{p_t Y_t}{p_t^I K_t} - \mu \frac{w_t L_t}{p_t^I K_t} - \mu \frac{p_t}{p_t^I} c_{K,t} - b \frac{p_t}{p_t^I} \left[ \left( \frac{I}{K} \right)_t - \left( \frac{I}{K} \right)_t^2 \right] + b \frac{p_t}{p_t^I} \left[ \beta_{t+1} (1-\delta) \frac{p_{t+1}}{p_t} \left( \frac{I}{K} \right)_{t+1} \right] \right] \Big| \Omega_t = 0 \quad [8]$$

En la normalisant on obtient :

$$E \left( \frac{I_{t+1}}{K_{t+1}} - \frac{1}{\beta_{t+1} (1-\delta)} \frac{p_t}{p_{t+1}} \left( \frac{I_t}{K_t} - \left( \frac{I_t}{K_t} \right)^2 \right) - \left[ \frac{1}{b} \frac{Y_t}{K_t} - \frac{\mu}{b} \frac{w_t L_t}{p_t K_t} \right] + \frac{\mu}{b} c_{K,t} \right) \Big| \Omega_t = 0 \quad [9]$$

Enfin, dans ce modèle sans contrainte financière, la valeur de l'entreprise est calculée en actualisant les revenus futurs au taux d'intérêt du marché financier, comme dans le cadre de l'encadré 1 :

$$E_t (\beta_{t+1}) = \frac{1}{1+r_t}$$

mulation présent, la productivité du capital, la masse des salaires rapportée au stock de capital et le coût du capital.

Cette équation possède une spécificité bien illustrée dans le cas où la concurrence serait parfaite ( $\mu = 1$  dans l'équation [9] de l'encadré 2). 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. L'équation [9] exprime que si la rentabilité de l'investissement est élevée, l'entreprise a intérêt à investir aujourd'hui et non plus tard.

### Une seconde situation avec coût de financement bancaire

Dans les situations examinées jusqu'à présent les entreprises pouvaient pour se financer, soit émettre des actions, soit s'endetter. 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, ce qui est 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. On se place dans le cas où l'entreprise ne pourrait faire appel à ses actionnaires pour financer son expansion et on introduit également des contraintes de financement auprès des établissements de crédits.

Plusieurs types de modélisations ont été examinés : existence d'un plafond exogène d'endettement (c'est-à-dire de la forme  $B_{it} \leq B^*$ ), coût de l'endettement croissant avec le montant emprunté ( $r_{it} = r_t(B_{it})$ ), 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 garantie. Seule sera examinée la situation dans laquelle le coût du financement bancaire dépend du montant de l'endettement et du stock de capital :  $r_{it} = r_t(B_{it}, P_t^I K_{it})$ .

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'entreprise égalise toujours la productivité marginale du capital à son coût (cf. l'équation [13] de l'encadré 3). Mais c'est l'expression du coût qui est modifiée. Elle comprend maintenant une nouvelle composante qui 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 (cf. l'équation [13] de l'encadré 3).

Les arbitrages effectués par l'entreprise entre investir aujourd'hui ou demain actualisent les coûts futurs à un taux différent de celui lié au rendement exigé par les actionnaires et incorporant l'effet des contraintes de liquidité de l'entreprise. En effet, le problème de l'entreprise réside alors 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 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 des liquidités est d'autant plus élevé que la dépendance des taux d'intérêt aux montants empruntés est importante (cf. l'équation [11] de l'encadré 3).

Dans le cas où l'entreprise pourrait s'endetter sans limites ni surcoûts, l'expression du taux

## Encadré 3

**L'ÉQUATION D'EULER DE PRODUCTIVITÉ DU CAPITAL  
DANS UN CADRE AVEC COÛT D'AJUSTEMENT ET CONTRAINTE DE FINANCEMENT**

Le cadre de référence est celui de l'encadré 2 avec coûts d'ajustement. Les contraintes de financement jouent un rôle dès lors qu'elles affectent simultanément le financement par emprunt et le financement par actions. On considère ici la situation dans laquelle l'entreprise ne peut se financer auprès de ses actionnaires (condition de dividendes positifs) et s'endette à un coût dépendant des montants empruntés et du stock de capital que l'entreprise peut apporter en garantie :

$$r_{it} = r_t(B_{it}, p_t^I K_t).$$

L'entreprise égalise toujours la productivité marginale de son capital à son coût, mais les expressions des composantes du coût du capital, et du coût d'ajustement ne sont plus les mêmes :

$$c_{K,t} = \frac{p_t^I}{p_t} \left( 1 - E_t \left( \tilde{\beta}_{t+1} (1-\delta) \frac{p_{t+1}^I}{p_t^I} \right) \right) \text{ et } c_{I,t} = G_{I,t} - E_t \left( \tilde{\beta}_{t+1} (1-\delta) \frac{p_{t+1}^I}{p_t^I} G_{I,t+1} \right) \quad [10]$$

où le terme  $\tilde{\beta}_{t+1}$  est le taux d'actualisation que doit désormais utiliser l'entreprise pour tenir compte des contraintes sur son financement. En particulier, on a désormais la condition d'équilibre liée aux contraintes de financement de l'entreprise qui donne :

$$E_t(\tilde{\beta}_{t+1}) = 1 / (1 + r_t + B_t \partial r_t / \partial B_t) \quad [11]$$

Se rajoute de plus dans l'équation d'égalité de la productivité marginale du capital à son coût, une nouvelle composante, négative,

$$d_{K,t} = B_t \partial r_t / \partial K_t E_t(\tilde{\beta}_{t+1}) \quad [12]$$

Si bien que l'équation de rentabilité du capital à l'équilibre à laquelle on aboutit s'écrit ainsi :

$$\frac{p_t Y_t}{p_t^I K_t} - \mu \frac{w_t L_t}{p_t^I K_t} = \mu \frac{p_t}{p_t^I} c_{K,t} + \frac{p_t}{p_t^I} c_{I,t} + \frac{p_t}{p_t^I} \left( G_{K,t} - \frac{G_t}{K_t} \right) + \mu \frac{d_{K,t}}{p_t^I} \quad [13]$$

Remarque : lorsque les conditions de financement ne dépendent pas du capital accumulé, c'est-à-dire  $\partial r_t / \partial K_t = 0$ , le terme en  $d_{K,t}$  disparaît dans [13].

En spécifiant la fonction de coût du financement bancaire comme,  $r_t = r_t^0 + a_t \frac{B_t}{q_t K_t}$ , on parvient à l'équation d'Euler suivante :

$$\begin{aligned} E \left[ \frac{p_t Y_t}{p_t^I K_t} - \mu \frac{w_t L_t}{p_t^I K_t} - b \frac{p_t}{p_t^I} \left[ \left( \frac{I}{K} \right)_t - \left( \frac{I}{K} \right)_t^2 \right] + b \frac{p_t}{p_t^I} \left[ \frac{(1-\delta) p_{t+1} / p_t}{(1+r_t^0)} \left( \frac{I}{K} \right)_{t+1} \right] \right. \\ \left. + 2ab \frac{p_t}{p_t^I} \left[ \frac{(1-\delta) p_{t+1} / p_t}{(1+r_t^0)^2} \frac{B_t}{p_t^I K_t} \left( \frac{I}{K} \right)_{t+1} \right] \right. \\ \left. + a\mu \left[ \frac{p_{t+1}^I}{p_t^I} \frac{B_t}{p_t^I K_t} \frac{(1-\delta)}{(1+r_t^0)^2} - \left( \frac{B_t}{p_t^I K_t} \right)^2 \frac{1}{(1+r_t^0)} \right] \right. \\ \left. + 2a^2 \mu \left( \frac{B_t}{p_t^I K_t} \right)^3 \frac{1}{(1+r_t^0)^2} - \mu \left( 1 - \frac{(1-\delta) p_{t+1}^I / p_t^I}{(1+r_t^0)} \right) \right] \Bigg| \Omega_t = 0 \quad [14] \end{aligned}$$

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.

Sous certaines hypothèses sur les fonctions de coûts, on obtient une équation d'Euler relativement complexe (cf. l'équation [14] de l'encadré 3). 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 particulier en compte dans sa politique d'endettement son impact sur le prix de sa liquidité. Ce résultat est compatible avec un comportement de désendettement des entreprises lorsque les conditions de financement se dégradent.

## L'estimation des choix d'investissement des entreprises

**S**avoir si les choix d'investissement des entreprises sont liés à leur endettement est directement examiné sur données individuelles. Un endettement plus élevé conduirait à des conditions de financement moins favorables et donc à une réduction de la capacité de production. On se place 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. On examine différentes spécifications et l'analyse débute par le cas standard dans lequel les entreprises ne rencontrent pas de contraintes de financement. Ensuite est examiné le cas où le coût du financement bancaire croît avec le ratio dette sur capital.

L'équation de base de cette analyse est celle de la partie précédente pour une spécification particulière des coûts d'ajustement et de la fonction de financement bancaire. On s'intéresse à l'estimation des ordres de grandeurs des phénomènes en jeu. Le modèle permet, en effet, de calculer l'ampleur de la prime de financement extérieur. On peut donc juger de l'importance des contraintes de financement en comparant la prime induite par les estimations avec le

niveau des taux d'intérêt ou le

2. Cf. Bernanke et Gertler (1995) et Bernanke, Gertler et Gilchrist (1996).

niveau de la rentabilité économique. La validation du modèle est aussi étudiée et la possibilité d'une telle validation est une des caractéristiques essentielles de la méthode utilisée : les équations d'Euler permettent de tester si l'ensemble des contraintes imposées par la modélisation aux données sont compatibles entre elles (cf. encadré 4).

Une importance particulière est portée à la stabilité de l'équation dans le temps : une des idées importantes présentes dans les études 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 (2). Dans cette perspective, l'équation précédente est estimée en laissant à tous les coefficients la possibilité de varier dans le temps et entre groupes d'entreprises (cf. encadré 5). En découle l'équation sur laquelle porte l'essentiel du travail empirique.

## Un échantillon de près de 2 900 entreprises

L'étude est basée sur les déclarations fiscales des entreprises. On part de l'échantillon d'entreprises de la division Marchés et stratégies d'entreprises de l'Insee pour les entreprises présentes de 1984 à 1986. Ces entreprises sont suivies soit jusqu'en 1994 si elles survivent, soit jusqu'à leur disparition. Les principales variables de l'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, on dispose d'un échantillon de 2 885 entreprises industrielles (cf. tableau 1).

De plus, plusieurs informations provenant des données de bilan des entreprises sont mobilisées. Outre la valeur ajoutée et la masse des salaires, on doit 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 disponibles de bilan, 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'in-



Encadré 4

### ESTIMATION D'UN MODÈLE SUR DONNÉES INDIVIDUELLES À PARTIR D'ÉQUATIONS D'EULER : LA MÉTHODE DES MOMENTS GÉNÉRALISÉS

L'équation dite d'Euler obtenue est une fonction des variables et des paramètres déduite des conditions du premier ordre dont l'espérance est nulle conditionnellement à l'ensemble d'information 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 :

$$E \left[ \frac{P_{i,t} Y_{i,t}}{P'_{i,t} K_{i,t}} - \mu \frac{w_{i,t} L_{i,t}}{P'_{i,t} K_{i,t}} - b \frac{P_{i,t}}{P'_{i,t}} \left[ \left( \frac{I}{K} \right)_{i,t} - \left( \frac{I}{K} \right)_{i,t}^2 \right] + b \frac{P_{i,t}}{P'_{i,t}} \left[ \frac{(1-\delta) P_{i,t+1}}{P_{i,t} (1+r_t^0)} \left( \frac{I}{K} \right)_{i,t+1} \right] - \mu \frac{P_{i,t}}{P'_{i,t}} c_{i,K,t} \middle| \Omega_{i,t} \right] = 0$$

Il existe ainsi une fonction des paramètres et des variables du modèle dont l'espérance est nulle conditionnellement à l'information dont dispose l'entreprise à la date t. Cette propriété 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 :  $y_{it} = x_{it} g(\theta) + u_i + u_{it}$

avec les restrictions :  $E(u_{it} | \Omega_{i,t-1}) = 0$

où  $\Omega_{it}$  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  $z_{it} \phi(\theta) = u_i + u_{it}$ , où  $z = (y, x)$  représente les variables du modèle et  $\phi(\theta)$  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 [8] pour laquelle la variable  $y$  serait la productivité du capital, ou sous la forme [9] 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, on n'observe 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. Cette opération s'effectue en différenciant le modèle. On a en effet :

$$E(\Delta u_{it} | \Omega_{i,t-2}) = 0$$

→

Encadré 4 (suite)

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  $z_{it}' = (y_t, x_{it}')$  et  $\underline{z}_{it}' = (z_{it}', z_{it-1}', \dots)$ , les relations :  $E(\Delta u_{it} | \underline{z}_{it-2}) = 0$  doivent être vérifiées. On obtient dès lors 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 :

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

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 :

$$\begin{aligned} Obj(\theta, W) &= (\overline{Z_i \Delta u_i})' W (\overline{Z_i \Delta u_i}) \\ &= (\overline{Z_i \Delta y_i} - \overline{Z_i \Delta x_i} g(\theta))' W (\overline{Z_i \Delta y_i} - \overline{Z_i \Delta x_i} g(\theta)) \end{aligned}$$

$$\text{où } \overline{Z_i \Delta u_i} = \frac{1}{N} \sum_i Z_i \Delta u_i$$

L'estimateur obtenu pour  $W = W^* = E(Z_i \Delta u_i \Delta u_i' Z_i')$  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  $E(Z_i \Delta u_i) = 0$ , la statistique :

$$NObj(\hat{\theta}^*, W^*) \xrightarrow{L} \chi^2(n_h - n_\theta) \text{ où } n_h \text{ représente le nombre de conditions d'orthogonalité et } n_\theta \text{ le nombre de paramètres.}$$

Toutefois, les résultats obtenus à partir de méthode de Monte Carlo conduisent à considérer les performances de l'estimateur optimal avec prudence. À distance finie, l'estimation de la matrice de variance des paramètres peut être biaisée (les écarts-types sont sous-estimés). Il est en général plus prudent de considérer certains estimateurs sous-optimaux et de n'avoir recours à l'estimateur optimal que pour la mise en œuvre du test de spécification.

Tableau 1  
Statistiques descriptives de l'échantillon d'entreprises de l'industrie

	Petites entreprises	Entreprises moyennes	Grandes entreprises	Ensemble de l'industrie
Productivité du capital	1,46 <i>1,21</i>	1,18 <i>0,99</i>	1,02 <i>0,96</i>	1,24 <i>1,08</i>
Salaires/capital	1,16 <i>1,06</i>	0,89 <i>0,84</i>	0,77 <i>0,83</i>	0,96 <i>0,94</i>
Dettes/capital	0,70 <i>0,78</i>	0,68 <i>0,71</i>	0,65 <i>0,66</i>	0,68 <i>0,72</i>
Taux d'investissement	0,10 <i>0,12</i>	0,10 <i>0,10</i>	0,10 <i>0,09</i>	0,10 <i>0,11</i>
Nombre d'entreprises	1 130	973	782	2 885

Lecture : les petites entreprises ont moins de 100 salariés, les moyennes de 100 à 500 et les grandes plus de 500. Les chiffres en italique représentent les écarts-types.

Champ : entreprises présentes de 1984 à 1986 dans l'échantillon d'entreprises de la division Marchés et stratégies d'entreprises de l'Insee, suivies jusqu'en 1994 si elles survivent ou jusqu'à leur disparition.

Source : déclarations fiscales des entreprises, Insee.

flation élevée. Il y a ainsi une erreur de mesure dans l'évaluation du capital, liée à l'âge du capital. Pour déterminer la productivité du capital et le taux d'investissement, une correction standard pour l'inflation est effectuée. Elle consiste à déflater le stock d'immobilisations corporelles par le niveau de l'indice des prix décalé d'un nombre de périodes 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. À l'inverse de ce

#### Encadré 5

### ÉQUATIONS 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. 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 :

$$y_{it} = x_{it} g(\theta_t) + u_t \phi_t + v_{it}$$

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, 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 :

$$y_{it} = \frac{\phi_t}{\phi_{t-1}} y_{it-1} + x_{it} g(\theta_t) - x_{it-1} \frac{\phi_t}{\phi_{t-1}} g(\theta_{t-1}) + v_{it} - \frac{\phi_t}{\phi_{t-1}} v_{it-1},$$

avec les conditions d'orthogonalité :

$$E \left[ \left( y_{it} - \left( \frac{\phi_t}{\phi_{t-1}} y_{it-1} + x_{it} g(\theta_t) - x_{it-1} \frac{\phi_t}{\phi_{t-1}} g(\theta_{t-1}) \right) \right) z_{it-2} \right] = 0$$

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  $\phi_t / \phi_{t-1}$  et  $\theta_t$ . Il peut être utile d'imposer plus de structure en contraignant certains coefficients à être constants dans le temps. Cette contrainte peut être appliquée 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.

La démarche est donc la suivante : dans un premier temps, on estime les paramètres non contraints. Dans un deuxième temps, on impose différentes restrictions : on examine d'abord si chacun des paramètres  $a$  (dette),  $b$  (coût d'ajustement),  $\mu$  (marge) peuvent être contraints individuellement à rester stables dans le temps, puis on étudie si ces paramètres peuvent être contraints deux à deux, puis si les paramètres  $b$ ,  $\mu$  et  $a$  peuvent être contraints simultanément et enfin on examine 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, on procède 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.

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 on n'a corrigé aucune des

deux mesures de capital et d'endettement. Cette démarche a semblé préférable à la situation alternative consistant à corriger le stock de capital mais pas celui d'endettement.

Tableau 2  
Estimation du modèle standard

**A - Équation avec paramètres constants sans variable d'endettement**

	Petites entreprises	Entreprises moyennes	Grandes entreprises	Ensemble de l'industrie
b	- 0,06 0,12	- 0,45 0,30	0,04 0,26	- 0,27 0,13
$\mu$	1,17 0,06	1,30 0,12	1,20 0,09	1,27 0,07
N	1 130	973	782	2 885
Test	97,2 94 0,39	103,8 94 0,23	153,9 94 0,00	135,6 94 0,00

**B - Équation avec paramètres constants avec variable d'endettement**

	Petites entreprises	Entreprises moyennes	Grandes entreprises	Ensemble de l'industrie
b	- 0,03 0,14	- 0,35 0,21	- 0,14 0,24	- 0,26 0,13
a	0,05 0,01	0,07 0,01	0,06 0,01	0,06 0,01
$\mu$	1,18 0,05	1,22 0,12	1,24 0,07	1,27 0,06
N	1 130	973	782	2 885
Test	128,6 125 0,39	148,9 125 0,07	183,5 125 0,00	184,7 125 0,00

Lecture : les estimateurs présentés sont ceux de la première étape des GMM (méthodes des moments généralisés). 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.

Dans le tableau 2-A, l'équation estimée est :  $y_{it} = \mu x_{it}^{wL} + b x_{it}^I + c_{S,t} d_{it}^S + u_t + u_{it}$ .  $d_{it}^S$  est une indicatrice sectorielle et temporelle. Le modèle est mis en différence première et pris en écart à la moyenne secteur (niveau 40) x temps. Il est instrumenté par les valeurs retardées de l'ordre 2 à 6 des variables  $y_{it}$ ,  $x_{it}^{wL}$  et  $x_{it}^I$ .

Dans le tableau 2-B, l'équation estimée est :  $y_{it} = \mu x_{it}^{wL} - b x_{it}^I + a b x_{it}^{I,B} + a \mu x_{it}^B + a^2 \mu x_{it}^{B,3} + c_{S,t} d_{it}^S + u_t + u_{it}$ . Le modèle est mis en différence première et pris en écart à la moyenne secteur (niveau 40) x temps. Il est instrumenté par les valeurs retardées de l'ordre 2 à 6 des variables  $y_{it}$ ,  $x_{it}^{wL}$ ,  $x_{it}^I$  et  $x_{it}^B$ , avec :

$$y_{it} = \frac{p_{it} Y_{it}}{p_{it}^I K_{it}}, \quad x_{it}^{wL} = \left( \frac{w_{it} L_{it}}{p_{it}^I K_{it}} \right), \quad x_{it}^I = \frac{p_{it}}{p_{it}^I} \left[ \left( \frac{I}{K} \right)_{i,t} - \left( \frac{I}{K} \right)_{i,t}^2 - \frac{(1-\delta) p_{i,t+1}}{p_{i,t} (1+r_t^0)} \left( \frac{I}{K} \right)_{i,t+1} \right],$$

$$x_{it}^B = \frac{p_{i,t+1}^I}{p_{i,t}^I} \left( \frac{B_{it}}{p_{i,t} K_{it}} \right) \frac{(1-\delta)}{(1+r_t^0)^2} - \left( \frac{B_{i,t}}{p_{i,t}^I K_{i,t}} \right)^2 \frac{1}{(1+r_t^0)}, \quad x_{it}^{B,3} = 2 \left( \frac{B_{i,t}}{p_{i,t}^I K_{i,t}} \right)^3 \frac{1}{(1+r_t^0)^2} \quad \text{et}$$

$$x_{it}^{B,I} = 2 \left[ \frac{p_{i,t+1} (1-\delta)}{p_{i,t}^I (1+r_t^0)^2} \left( \frac{B_{it}}{p_{i,t}^I K_{it}} \right) \left( \frac{I_{i,t+1}}{K_{i,t+1}} \right) \right]$$

Champ : cf. tableau 1.  
Source : déclarations fiscales des entreprises, Insee et calculs des auteurs.

Les déflateurs considérés sont ceux de la comptabilité nationale au niveau d'une quarantaine de branches (niveau 40 de la nomenclature). 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. On construit ainsi différentes variables (cf. lecture du tableau 2).

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

L'étude est menée pour différents types d'entreprises classées selon 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.

La productivité moyenne du capital ( $y_k$ ) varie de 1,0 à 1,5 et décroît fortement avec la taille de l'entreprise. Le ratio masse des salaires sur capital ( $x_t^{w/z}$ ) est assez proche de la productivité du capital. Le niveau moyen de la rentabilité économique, défini comme la différence des deux grandeurs précédentes, se situe ainsi autour de 0,3. Bien que supérieur pour les petites entreprises, il ne présente que peu de différences d'une catégorie d'entreprises à l'autre. Cette grandeur constitue une référence pour l'évaluation des primes de financement par endettement (cf. tableau 1).

Le ratio dette sur capital est relativement homogène entre types d'entreprises, se situant aux alentours de 0,7 dans l'industrie (cf. tableau 1). Les taux d'endettement au sein des catégories d'entreprises présentent, en revanche, une très forte dispersion : l'écart-type dépasse 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 termes de prime de financement extérieur.

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) traduit un net mouvement de baisse de la profitabilité sur la période consi-

dérée. Un mouvement de désendettement marqué de la part des entreprises apparaît aussi, quelle que 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. Les résultats obtenus 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, elles ne jouent un rôle important que pour les petites entreprises, uniquement en fin de période, en dépit du mouvement d'assainissement de la situation financière des entreprises. On 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 inexpiquée par le modèle.

### **Rôle important et cyclique de l'endettement dans les décisions d'investissement**

On retrouve dans l'estimation du modèle standard sans variable d'endettement (cf. tableau 2-A) 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 la marge  $\mu$  et le paramètre de la fonction de coût d'ajustement  $b$ . La marge est estimée aux alentours de 1,2, ce qui pourrait correspondre à une élasticité  $\eta = \mu / (\mu - 1)$  d'environ 6, ordre de grandeur raisonnable (Klette et Griliches, 1996 ; Crépon, Desplat 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. Écrite 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 la marge 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 Mulkey, 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 les résultats du modèle avec endettement (cf. tableau 2-B), 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. Le paramètre du coût d'ajustement reste négatif et le plus souvent non significatif. Comme précédemment, les tests de spécification conduisent à rejeter le modèle.

Contrairement aux résultats obtenus avec le modèle contraint, les hypothèses associées aux

tests de spécifications sont toujours très largement acceptées (mis à part l'estimation pour l'ensemble du secteur tertiaire) (cf. colonne 1 du tableau 3).

L'hypothèse de stabilité globale de l'ensemble des coefficients est systématiquement rejetée. Ce rejet est conforme aux résultats des estimations précédentes obtenues sur le modèle avec coefficients constants. Les tests de spécifications 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 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 (3).

Dans le cadre du modèle développé précédemment, ce résultat montre l'instabilité de la

3. On note toutefois une exception : les entreprises de taille moyenne du secteur manufacturier où la marge varie dans le temps, les paramètres associés à la variable de dette et aux coûts d'ajustement étant stables.

Tableau 3  
Tests de spécifications associés à différentes hypothèses sur la stabilité des coefficients

	GMM	Estimateur de première étape, paramètres contraints							
		a	b	$\mu$	a et b	a et $\mu$	b et $\mu$	b, $\mu$ et a	tous
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
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
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
Ensemble de l'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

Lecture : l'équation estimée est :  $y_{it} = \mu_t x_{it}^{wL} - b_t x_{it}^I + a_t b_t x_{it}^{I,B} + a_t \mu_t x_{it}^B + a_t^2 \mu_t x_{it}^{B,3} + c_{s,t} d_{it}^S + u_t \phi_t + u_{it}$ .

$d_{it}^S$  est une indicatrice sectorielle et temporelle. Le modèle est mis en quasi-différence et pris en écart à la moyenne secteur (niveau 40) x temps. Il est instrumenté par les valeurs retardées de l'ordre 2 à 6 des variables  $y_{it}$ ,  $x_{it}^{wL}$ ,  $x_{it}^I$  et  $x_{it}^B$ . 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.

Champ : cf. tableau 1.

Source : déclarations fiscales des entreprises, Insee et calculs des auteurs.

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 (4).

La prime de financement par endettement est aussi plus volatile pour les petites entreprises. On accepte la stabilité des coefficients de la variable d'endettement pour les entreprises de taille moyenne, alors qu'on la rejette fortement pour les entreprises de petites tailles. De fait, pour ces entreprises, les coefficients exhibent des variations de grande amplitude (cf. tableau 4) (5). Ainsi, à la fin des années 80, les coefficients de la dette dans le cas des petites entreprises 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, on n'observe pas de variations aussi importantes que pour les petites entreprises, et en particulier la progression spectaculaire du début des années 90.

4. 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'amoinrir.

5. 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 l'on reporte correspondent à l'estimateur de première étape. On ne présente pas les résultats obtenus avec l'estimateur optimal bien que ceux-ci soient très proches et que les conclusions en termes de significativité ne soient pas modifiées.

Tableau 4  
Paramètres des spécifications sélectionnées

	Petites entreprises	Entreprises moyennes	Grandes entreprises	Ensemble de l'industrie
b	0,02 0,14	- 0,18 0,21	- 0,01 0,23	0,07 0,13
a <sub>93</sub>	0,07 0,02	0,06 0,01	0,08 0,01	0,08 0,01
a <sub>92</sub>	0,11 0,01	0,06 0,01	0,07 0,01	0,08 0,01
a <sub>91</sub>	0,10 0,02	0,06 0,01	0,09 0,01	0,08 0,02
a <sub>90</sub>	0,08 0,03	0,06 0,01	0,06 0,02	0,07 0,02
a <sub>89</sub>	0,05 0,01	0,06 0,01	0,07 0,01	0,06 0,01
a <sub>88</sub>	0,03 0,06	0,06 0,01	0,09 0,02	0,05 0,02
a <sub>87</sub>	0,07 0,02	0,06 0,01	0,03 0,07	0,07 0,02
a <sub>86</sub>	0,07 0,01	0,06 0,01	0,07 0,01	0,07 0,01
μ	1,06 0,04	1,08 0,14	1,12 0,08	1,05 0,03
N	1 130	973	782	2 885
Test	101,0 111 0,74	107,6 111 0,57	115,8 111 0,36	121,3 111 0,23

Lecture : dans la spécification estimée, la marge pour les entreprises moyennes varie dans le temps pour deux sous-échantillons. Dans ce cas, on reporte la moyenne des coefficients estimés. L'équation estimée est :

$$y_{it} = \mu_t x_{it}^{wL} - b_t x_{it}^I + a_t b_t x_{it}^{I,B} + a_t \mu_t x_{it}^B + a_t^2 \mu_t x_{it}^{B,3} + c_{S_t} d_{it}^S + u_t \phi_t + u_{it}$$

On impose les contraintes issues des résultats des tests reportés dans le tableau 3. Le modèle est mis en quasi différences et pris en écart à la moyenne secteur (niveau 40) x temps. Il est instrumenté par les valeurs retardées de l'ordre 2 à 6 des variables :

$$y_{it}, x_{it}^{wL}, x_{it}^I \text{ et } x_{it}^B$$

Champ : cf. tableau 1.

Source : déclarations fiscales des entreprises, Insee et calculs des auteurs.

La marge est stable et la valeur à laquelle on parvient est beaucoup plus faible que dans le cas où les paramètres seraient contraints à être stables dans le temps. Elle se situait aux alentours de 1,2 dans la plupart des cas ; elle dépasse maintenant à peine l'unité et n'en est que peu souvent significativement différente. 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. Dans cette nouvelle spécification, ils sont en général plus proches de zéro.

### Des primes de financement estimées non négligeables pour les petites entreprises

Différentes tentatives ont été conduites pour estimer le modèle dans lequel la variable de dette intervient directement en niveau et non plus sous forme d'un polynôme de degré 3. Aucune de ces tentatives n'a conduit à des résultats satisfaisants. En effet, les paramètres estimés pour la dette sont très imprécis. Ils

sont d'ailleurs en général non significatifs et parfois même de signe négatif. L'équation estimée ne décrit plus rien : les paramètres des coûts d'ajustement et de la dette sont nuls et la marge est égale 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.

Afin d'examiner si la variabilité des coefficients de la dette pouvait être résumée par les taux d'intérêt et les effets d'apprentissage, la méthode des moindres carrés asymptotiques a été utilisée (Gouriéroux, Monfort et Trognon 1985). Les coefficients ont été régressés sur le taux d'intérêt et sur un trend. Les résultats confirment la présence d'un accélérateur financier pour les petites entreprises (cf. tableau 5). Pour ces entreprises, 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. Pour les entreprises de grande taille, lorsque les taux d'intérêt progressent, la prime se réduit, ce qui est aussi compatible avec le mouvement de *fuite vers la qualité*.

Les phénomènes mis en évidence sont d'une ampleur non négligeable. La prime correspondant aux estimations réalisées est beaucoup plus volatile dans les petites entreprises que dans les entreprises de plus grande taille. En particulier, la prime pour les entreprises de petite taille dans le secteur industriel progresse

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
Petites entreprises	0,060 0,005	0,029 0,006	- 0,008 0,003	10,1 5 0,07
Entreprises moyennes	0,057 0,01	-	-	-
Grandes entreprises	0,076 0,006	- 0,008 0,002	0,007 0,002	8,0 5 0,15
Ensemble de l'industrie	0,069 0,005	-	-	2,25 7 0,94

Lecture : le tableau donne le résultat de la régression des coefficients de la dette issue des estimations du tableau 4 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, une progression de 1 point des taux d'intérêt conduit à une élévation du coefficient de 0,029. La dernière colonne donne les informations relatives au test de suridentification associée à la méthode des moindres carrés asymptotiques. On donne successivement la statistique, le nombre de degrés de liberté et la probabilité résiduelle (qui doit être supérieure à 5 % pour accepter l'hypothèse).  
Champ : cf. tableau 1.

Source : déclarations fiscales des entreprises, Insee et calculs des auteurs.



fortement 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 le modèle au travers de l'élévation du coefficient de la dette, a conduit à une détérioration des conditions de financement des petites entreprises. 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 environ 6 points.

Pour expliciter les relations entre conditions de financement et décision d'investissement, on se place dans un cadre où le taux auquel une entreprise peut se financer dépend des garanties qu'elle apporte. Ce type d'imperfections agit sur les décisions d'investissement de l'entreprise, à la fois par l'addition d'un coût supplémentaire et via le taux auquel les bénéfices futurs sont actualisés. Ce problème conduit à dériver une équation d'Euler pour le comportement d'investissement dans laquelle interviennent les conditions de financement. Ce modèle est confronté avec des données d'entreprises industrielles, et la stabilité de cette relation au cours du temps et entre entreprises est examinée. La théorie du canal large du crédit prévoit, en effet, une hétérogénéité, entre individus et dans le temps, de l'impact des conditions de financement sur la décision d'investissement.

Les résultats empiriques obtenus semblent relativement en accord avec les prédictions des modèles théoriques précédemment développés. En particulier, les tests de spécification des équations d'Euler sont acceptés. Ce résultat tient non seulement au fait que l'équation d'Euler traditionnelle comprend des termes supplémentaires correspondant aux conditions de financement, mais aussi au fait que

cette relation est laissée libre de varier dans le temps. Les phénomènes mis en évidence ont un poids économique significatif. La prime de financement correspondante est en moyenne de 5 %. Elle est susceptible de s'élever considérablement dans certaines périodes, en particulier pour les petites entreprises. Ces résultats sont en accord avec les prédictions du canal du crédit. D'une part, le ratio endettement sur capital, mesurant l'importance des garanties potentielles dont disposent les entreprises, rend compte de différences significatives dans les comportements de choix de capacité de production. D'autre part, l'importance de ce phénomène n'est constante ni dans le temps, ni entre catégories d'entreprises.

Ce type d'étude pourrait être développé selon deux axes différents. Le premier concerne l'effet de ces comportements au niveau agrégé. Il s'agirait d'examiner l'impact macroéconomique de modifications des conditions monétaires sur l'investissement agrégé. Les effets du canal large du crédit sont les plus importants sur les petites entreprises mais celles-ci, bien que nombreuses, pèsent en général peu dans l'économie. Cependant, il est possible qu'elles puissent rendre compte d'une grande partie des fluctuations. Les résultats trouvés dans l'article de Duhautois laissent à penser que ce genre de phénomène est susceptible de se produire ; seul un travail traitant complètement les questions d'agrégation dans un modèle bouclé peut néanmoins valider le fait que le canal large du crédit ait une importance macroéconomique. Une deuxième direction consisterait à recueillir plus d'informations sur les conditions de financement des entreprises. Celles dont on dispose dans les enquêtes de conjoncture sur les taux auxquels sont accordés les crédits aux entreprises pourraient servir de base à ce type de développement. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Arrelano M. et 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.
- Bernanke B. et Gertler M. (1995)**, « Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission », *Journal of Economic Perspectives*, 9.
- Bernanke B., Gertler M. et Gilchrist S. (1996)**, « The Financial Accelerator Model and the Flight to Quality », *Review of Economics and Statistics*, n° 78-1.
- Bloch L. et Coeuré B. (1995)**, « Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique », *Économie et Prévision*, 120.
- Blundell R., Bond S. et Meghir C. (1997)**, « Econometric Models of Company Investment » in *The Econometrics of Panel Data*, Matyas and Sevestre eds., Kluwer.
- Bond S., Elston J., Mairesse J. et Mulkay B. (1997)**, « A Comparaison of Empirical Investment Equations using Company Panel Data for France, Germany, Belgium and the UK », *NBER working paper n° 5900*.
- Bond S. et Meghir C. (1994)**, « Dynamic Investment Models and the Firm's Financial Policy », *The Review of Economic Studies*, 61.
- Crépon B., Desplatz R. et Mairesse J. (1999)**, « A Simple Way to Estimate Simultaneously Price Cost Margins Return to Scale and Workers' Bargaining Power », Document de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques, Insee, n° 9917.
- Crépon B. et Rosenwald F. (2000)**, « Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle », Document de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques, Insee, G 2000/05.
- Duhautois R. (2001)**, « Le Ralentissement de l'investissement est plutôt le fait des petites entreprises tertiaires », *Économie et Statistique*, dans ce numéro.
- Gouriéroux C., Monfort A. et Trognon A. (1985)**, « Moindres Carrés Asymptotiques », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 58.
- Hansen L.P. (1982)**, « Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimator », *Econometrica*, n° 50.
- Herbet J.-B. (2001)**, « Peut-on expliquer l'investissement à partir de ses déterminants traditionnels au cours de la décennie 90 ? » *Économie et Statistique*, dans ce numéro.
- Holtz-Eakin D., Newey W. et Rosen H.S. (1988)**, « Estimating Vector Autoregressions with Panel Data », *Econometrica*, n° 56.
- Klette T. et Griliches Z. (1996)**, « The Inconsistency of Common Scale Estimators when Output Prices are Unobserved and Endogenous », *Journal of Applied Econometrics*, n° 11.
- Mairesse J., Hall B. et 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*, n° 55-56.
- Mulkay B. (1995)**, « A Dynamic Investment Model with Debt Constraints: An Application to French Firms », *mimeo*.
- Rosenwald F. (2001)**, « L'impact des conditions financières sur la décision d'investissement », *Économie et Statistique*, dans ce numéro.
-