

L'impact des conditions financières sur la décision d'investissement

Fabienne Rosenwald*

Depuis une dizaine d'années est apparu un regain d'intérêt pour l'étude des liens entre les décisions d'investissement et les décisions de financement des entreprises. Le fait que les conditions de financement d'une entreprise influencent son comportement réel est un thème déjà ancien. Il a connu un renouveau avec le développement de la nouvelle microéconomie et en particulier avec l'apparition du *paradigme des problèmes d'information*. Des travaux à la fois théoriques et empiriques ont examiné plus précisément les interactions entre les conditions financières et le comportement réel des agents économiques, que ce soit en termes de consommation, d'investissement, d'emploi, de fixation de prix ou de stockage.

Quelques modèles microéconomiques types, présentés dans cet article, donnent bien l'intuition de la façon dont les problèmes d'information peuvent interférer avec le comportement des entreprises. Ces modèles examinent les conséquences allocatives d'asymétrie d'information sur les marchés financiers. Ils fournissent ainsi des prédictions testables. Les modélisations économétriques de l'investissement dérivées de ces modèles théoriques sont alors passées en revue, puis les tests proposés pour en tester la validité.

L'aspect le plus délicat de ces approches est d'isoler les effets des variables financières provenant de l'existence d'une prime de financement de ceux dus à des changements dans les opportunités d'investissement de l'entreprise qu'elles peuvent également représenter parfois. Seuls sont étudiés des modèles sur données individuelles puisque dans les modèles d'imperfections financières, le degré d'accès au marché des capitaux et la situation patrimoniale des entreprises apparaissent comme des variables clefs. Or, ces informations ne peuvent être fournies qu'au niveau individuel.

* Fabienne Rosenwald est Directeur des études à l'Ensaë.
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

La littérature théorique s'appuie sur une idée de base : l'existence d'asymétrie d'information entre une entreprise recherchant un financement externe et son prêteur potentiel a des conséquences importantes sur les conditions de financement de l'entreprise, le type de contrat financier proposé, son coût et sa disponibilité, mais également sur les décisions réelles de l'entreprise en termes d'investissement, d'emploi, de fixation de prix ainsi que sur son comportement en termes de gestion des stocks. En effet, en présence de problèmes d'information, le coût du financement externe devient supérieur au coût du financement interne puisque apparaît un coût supplémentaire, appelé coût d'agence et résultant des problèmes d'information.

L'existence de cette prime de financement externe affecte les décisions des entreprises car elle intervient dans les calculs économiques que fait l'entreprise pour ses choix réels. Or, cette prime dépend de plusieurs facteurs, comme le niveau des taux d'intérêt, la richesse nette de l'entreprise, l'environnement conjoncturel, l'ampleur des problèmes d'information auxquels est confrontée l'entreprise mais également des conditions financières du prêteur.

Lorsqu'on compare ces comportements à une situation sans problèmes d'information, on aboutit ainsi à une activité plus faible et surtout à une plus forte sensibilité des décisions réelles des entreprises à différents chocs, que ce soit des modifications des taux d'intérêt, de la productivité, des prix des actifs ou des chocs de politique monétaire. Enfin et surtout, on obtient le résultat suivant : des variables financières, comme la position bilantaire des agents, leur niveau de richesse réelle ou leurs flux de trésorerie affectent l'obtention de financements, son coût, et par là les décisions de l'entreprise, créant ainsi un effet analogue à celui d'un modèle accélérateur-profit sur l'investissement.

Le fait d'introduire des imperfections sur le marché du crédit a donc pour conséquence essentielle de donner une justification à une tendance observée dans les études empiriques, à savoir que l'introduction de variables financières améliore en général le degré explicatif des équations d'investissement.

On peut insister sur les conséquences des caractéristiques des marchés financiers dans l'influence des politiques monétaires et souligner l'importance de la composition des portefeuilles des banques ainsi que les effets de

toutes les réglementations du secteur bancaire. Enfin, on peut expliquer le fait qu'il existe des effets différenciés de la politique monétaire sur les entreprises puisque ces dernières ne sont pas toutes confrontées aux mêmes problèmes d'information.

Le cadre théorique de l'entreprise confrontée à des problèmes d'information

D'après le théorème de Modigliani et Miller (1958) la valeur de marché d'une entreprise ne dépend pas de sa structure de capital : les financements externes et internes sont parfaitement substituables et les décisions d'investissement d'une firme, conséquences de la maximisation de sa valeur de marché ou de ses profits futurs, sont totalement indépendantes de ses décisions de financement et de facteurs financiers comme la liquidité interne, le niveau d'endettement ou la politique de dividendes. Cependant, différentes frictions, comme l'existence de problèmes d'information, peuvent entraîner une dépendance entre ces deux décisions. Ainsi, en présence d'imperfections informationnelles sur le marché du crédit, un rôle central dans les cycles conjoncturels est imparti aux conditions financières.

Toute cette littérature théorique repose sur le *paradigme de l'existence de problèmes d'information*. L'idée est de prendre en compte l'existence d'imperfections informationnelles dans les relations entre agents économiques, ce qui modifie les conclusions de la théorie micro-économique traditionnelle et permet d'expliquer de nombreux comportements. Les modèles les plus caractéristiques seront examinés ci-après. Le cadre utilisé est celui d'une entreprise qui désire investir dans un projet et doit pour cela emprunter une partie ou tout le montant nécessaire à l'investissement.

Il existe plusieurs façons d'introduire et de modéliser les asymétries d'information qui existent entre un emprunteur et un prêteur : soit le prêteur ne connaît pas l'entreprise et son risque (problème de sélection adverse *ex ante*), soit l'entreprise peut agir sur le risque de son projet et donc sur la rémunération du prêteur (problème d'aléa moral), soit la banque ne peut observer le résultat du projet et donc ne peut savoir si l'entreprise peut ou non rembourser sauf si elle l'audite, ce qui a un coût (problème de sélection adverse *ex post*).

L'introduction d'un coût d'audit

On se place dans un premier temps dans le cadre où les prêteurs ne peuvent acquérir sans coût des informations sur les résultats des projets des emprunteurs. Townsend (1979) décrit alors explicitement le meilleur contrat financier qui apparaît de façon endogène dans un tel cadre : c'est un contrat classique de dette bancaire avec remboursement fixe et audit si l'entreprise ne peut rembourser. Williamson (1987) a repris ce cadre et montre qu'on peut même aboutir, à l'équilibre, à une situation de rationnement.

L'existence de ce coût d'audit rend le financement externe plus onéreux que le financement interne puisque l'emprunteur doit compenser le prêteur pour l'existence de ce coût. La firme choisit alors son niveau d'investissement de manière à égaliser sa productivité marginale au coût marginal. Celui-ci est ici la somme de deux termes, le coût marginal d'un emprunt dans un cadre d'absence d'imperfections financières (le taux sans risque) et la prime de financement externe qui correspond au coût anticipé pour la banque, c'est-à-dire à la probabilité marginale de faillite de l'entreprise multipliée par le coût de l'audit. La prime est endogène et dépend du taux sans risque, du niveau du prêt, et du coût d'audit. Un choc sur le taux d'intérêt est ainsi amplifié via son impact sur les composantes de cette prime.

Rosenwald (1998) modélise dans un cadre analogue la manière dont s'établissent les taux sur les emprunts en fonction du taux de refinancement du prêteur et du montant emprunté. Empiriquement, lorsqu'on trace la courbe des taux emprunteurs en fonction des montants empruntés, l'écart entre les taux proposés aux montants les plus faibles et les taux proposés aux montants les plus élevés s'accroît en période de baisse des taux de refinancement et diminue en période de hausse des taux de refinancement.

Ce comportement peut être expliqué dans le cadre du modèle avec coût d'audit par un double effet : un changement à montant donné sur des types d'emprunteurs et une réaction des taux débiteurs à ces changements du fait de l'existence de la prime de financement externe. En particulier, lorsque le taux de refinancement diminue, des entreprises, jusque-là trop confrontées à des problèmes d'information pour emprunter, entrent sur le marché du crédit. Cet effet l'emporte sur la baisse

générale des taux, si bien que l'écart des taux débiteurs sur deux prêts de montants différents s'accroît en période de baisse du taux de refinancement.

Bernanke et Gertler (1989) généralisent ce modèle dans un cadre dynamique afin de décrire le mécanisme de propagation de l'accélérateur lors d'un cycle. Un choc exogène – comme une baisse de la productivité – réduit les flux de trésorerie présents, ce qui affecte la possibilité des entreprises de se financer de manière interne. Leur prime de financement externe augmente (le coût d'agence est, en effet, inversement corrélé avec la richesse nette de l'entrepreneur), leur niveau d'investissement est donc affecté, ce qui réduit l'activité de l'économie et les flux de trésorerie des périodes suivantes : le choc initial est ainsi propagé par un mécanisme d'accélérateur financier.

Deux phénomènes caractéristiques de ce genre de modèle apparaissent :

- *le phénomène de fuite vers la qualité*, lorsque les coûts d'agence de l'activité de prêteur augmentent, la quantité de crédit accordé aux firmes qui doivent être auditées diminue ;
- *le phénomène de non-linéarité*, plus l'entreprise a une richesse initiale faible, plus son comportement réel est affecté lors d'un choc sur ses revenus.

La prise en compte d'un plafond d'endettement

On peut également faire l'hypothèse que les prêteurs ne peuvent acquérir de l'information sur les caractéristiques ou les actions des emprunteurs, qu'il est également très coûteux pour le prêteur de saisir la production de l'entreprise emprunteuse en cas de faillite de cette dernière alors qu'on peut appliquer une clause par laquelle le prêteur devient propriétaire des facteurs fixes (du capital fixe) de l'entreprise en cas de faillite. Ainsi, le capital de l'entreprise peut servir de *collatéral*. Dans ce cadre, seul l'emprunt parfaitement sécurisé est possible.

Dans Bernanke, Gertler et Gilchrist (1996), la firme est soumise à une contrainte d'emprunt : elle ne peut emprunter plus que la valeur actualisée de ses collatéraux. *Si l'entreprise ne bute pas sur cette contrainte de collatéral, elle investit jusqu'au point où la productivité marginale est égale au taux d'intérêt* et une aug-

mentation du taux d'intérêt réduit l'investissement par un effet classique sur le coût du capital r en augmentant la productivité marginale exigée.

En revanche, si l'entreprise bute sur cette contrainte de financement, on aboutit à un écart entre la productivité marginale de l'investissement et le taux d'intérêt r , écart qui dépend en particulier de la valeur des collatéraux de l'entreprise. Une hausse du taux d'intérêt voit son impact sur le coût du capital amplifié par le fait qu'elle agit également sur cet écart puisqu'elle réduit la valeur actualisée de la richesse qui sert de collatéral.

Cette hausse élève le coût marginal du financement externe, augmente la productivité de l'investissement désirée et réduit donc les niveaux d'investissement décidés. C'est le mécanisme *d'accélérateur financier* : des fluctuations de la richesse nette des emprunteurs, via le taux d'intérêt ou via les flux de trésorerie ou via les prix des actifs, se transmettent ainsi à l'activité réelle et amplifient le choc initial.

Kiyotaki et Moore (1995) se placent dans le même contexte où le même actif, par exemple la terre, peut être utilisé à la fois comme facteur de production et comme collatéral. Ils examinent le mécanisme de transmission de chocs dans un cadre dynamique. Dans ce modèle, des fluctuations endogènes procycliques des prix des actifs génèrent ainsi des modifications de la valeur des collatéraux, réduisent les possibilités d'emprunt et par là les dépenses des agents de l'économie, ce qui diminue d'autant la valeur des actifs de l'entreprise et donc les possibilités de prêts des agents à la période suivante : le choc initial est transmis, amplifié et entretenu par l'existence de ces contraintes d'endettement.

Des niveaux d'investissement sensibles à différentes caractéristiques de l'entreprise

Tous ces modèles, bien qu'ils diffèrent dans les raisons d'existence des imperfections financières, contiennent l'ingrédient nécessaire pour générer un lien entre les conditions de financement et l'investissement décidé : tous les moyens de financement externes (crédits bancaires et autres) sont des substituts imparfaits au financement interne et le comportement de certains emprunteurs dépend de leur richesse nette, de leurs flux de trésorerie

et de la valeur de leurs garanties. Quelle que soit l'origine de l'imperfection financière, tous les modèles aboutissent à des prédictions similaires : l'existence de problèmes d'information éloigne l'allocation choisie de celle optimale et les choix de l'entreprise sont très sensibles aux chocs affectant leurs conditions de financement.

On aboutit ainsi à des phénomènes de *fuite vers la qualité*, c'est-à-dire à des mouvements sur la qualité des emprunteurs qui entrent ou quittent le marché du crédit selon le niveau de cette prime. Une hausse de cette prime induit des changements de comportements des prêteurs. Les emprunteurs de « moins bonne qualité » voient leurs crédits diminuer au profit des agents de « meilleure qualité ». Dans le cas limite, on peut aboutir à des situations de *rationnement* : le prêteur limite le niveau des fonds prêtés sinon son profit diminuerait parce que des entreprises trop risquées emprunteraient.

Dans toute cette littérature, un rôle très important est imparti à la valeur bilantaire des agents, que ces derniers soient les entreprises ou des banques. Une détérioration de la valeur de ces bilans augmente le coût de leurs financements externes et se répercute en s'amplifiant sur leur comportement réel (d'investissement pour les entreprises et d'offre de prêts pour les banques). La prime de financement externe dépend inversement de la richesse nette des agents qui devient ainsi une variable clef. En effet, l'utilisation de collatéraux dans les contrats de prêt permet d'atténuer les coûts de ces problèmes d'information. D'un côté, les pertes des prêteurs sont réduites en cas de faillite puisqu'ils peuvent récupérer ces collatéraux. D'un autre côté, les problèmes d'aléa moral sont atténués : plus un emprunteur investit de sa propre richesse dans le financement d'un projet, moins ses intérêts divergent de ceux de son prêteur, puisqu'il perdra beaucoup en cas de faillite.

En particulier, l'effet d'une hausse du taux d'intérêt sur les comportements d'un agent ne passe pas seulement par un effet classique du coût du capital (qui fait augmenter la productivité marginale exigée). Il passe aussi par l'impact négatif qu'il a sur la valeur des collatéraux et de la richesse nette de l'agent, ce qui amplifie ainsi les conséquences des problèmes d'information et réduit ses possibilités de financement (la productivité marginale exigée est augmentée de ce coût lié aux

frictions). Ses capacités d'emprunt sont alors affectées et son activité en pâtit. Cet enchaînement peut avoir des conséquences macroéconomiques sur la transmission et la propagation de chocs.

Des mécanismes de transmission et de propagation de chocs

Ainsi, tout un courant de la littérature économique a utilisé ce paradigme des problèmes d'information pour mieux cerner les mécanismes de transmission de chocs. À côté d'un canal traditionnel, appelé *canal monétaire* (liquidité-taux d'intérêt), certains économistes mettent en valeur des frictions sur le marché des capitaux comme élément fondamental de transmission et de propagation de chocs monétaires ou d'autres chocs. Ils s'appuient sur les comportements microéconomiques décrits plus hauts et proposent deux mécanismes supplémentaires de transmission de chocs :

- le *canal du crédit au sens large*, également appelé *accélérateur financier* ;
- le *canal du crédit au sens strict*, également appelé *canal bancaire*.

Pour le *canal large du crédit*, le mécanisme de base est lié au fait que dans le cadre des modèles précédents, la prime de financement externe dépend négativement du niveau de la richesse nette des agents. Tout choc qui affecte cette richesse (choc sur la valeur des garanties, sur les prix futurs du capital, sur la valeur de l'immobilier, par exemple) est alors propagé et amplifié. Comme la richesse des emprunteurs est en grande partie procyclique (les profits et les prix des actifs sont procycliques), la prime de financement externe sera contracyclique et donc amplifiera les chocs négatifs de l'économie sur l'investissement et l'activité. Les effets d'un choc varient donc selon l'exposition des emprunteurs aux imperfections financières.

Le *canal strict du crédit* distingue les crédits bancaires des autres moyens de financement. Il est plus particulièrement lié à la nature spéciale des banques par rapport aux autres intermédiaires financiers. Si les banques ne peuvent isoler leur activité de prêteur des chocs de la politique monétaire et si certains emprunteurs ne peuvent substituer à leurs emprunts bancaires d'autres financements, alors la politique monétaire, en agissant sur l'offre de fonds bancaires proposée à ces

agents, a un rôle, indépendant du mouvement de l'ensemble des taux d'intérêt, sur leurs décisions de dépenses. Il repose sur une imparfaite substitution entre les prêts bancaires et les autres actifs financiers des banques et des entreprises. La politique monétaire agit directement sur les prêts bancaires : après une contraction monétaire, les banques réajustent leur portefeuille en réduisant leur offre de prêts (elles ne peuvent pas compenser autrement à cause de l'imparfaite substitution). L'activité des agents fortement dépendants de ce type de financement est alors touchée (1).

Dans ce cadre, la politique monétaire peut affecter les décisions des entreprises ou de tout autre agent de l'économie de plusieurs façons. Une politique monétaire expansionniste a pour conséquence que les prix des actifs s'élèvent (puisque les taux baissent), ce qui fait augmenter la valeur des actifs financiers et immobiliers détenus et donc la richesse nette des entreprises. La prime de financement externe se réduit, entraînant ainsi une hausse de l'investissement.

Une politique monétaire expansionniste agit aussi, si les firmes sont endettées à court terme ou à taux variables, en augmentant les flux de trésorerie des entreprises via la baisse des taux d'intérêt nominaux à court terme, ce qui diminue les coûts d'agence. On n'a pas besoin ici, comme dans le cadre du canal monétaire, que la politique monétaire agisse sur le taux réel à long terme.

Des conséquences testables en termes de comportement empirique de l'investissement

Ces modèles aboutissent tous à des prédictions testables. En particulier, le niveau d'investissement d'une entreprise confrontée à des problèmes d'information pour se financer dépendra positivement de l'état de sa richesse. En effet, une entreprise qui dispose de plus de richesse peut en consacrer plus, soit pour financer directement ses projets, soit pour servir de collatéral pour ses prêts extérieurs.

Une autre prédiction liée à l'implémentation empirique de ces modèles est que les nouveaux emprunteurs devraient faire face à des

1. On pourra se reporter à Bernanke et Gertler (1995), Lavigne et Villieu (1996) ou Rosenwald (1995).

contraintes financières plus fortes puisqu'ils sont moins connus des prêteurs. De même, l'investissement d'une entreprise devrait être d'autant plus sensible, toutes choses égales par ailleurs, à son niveau de richesse que l'entreprise subit des coûts liés à des problèmes d'information.

Ainsi, la taille d'une entreprise est sans doute un bon *proxy* pour l'amplitude des problèmes d'information entre l'entreprise et ses investisseurs extérieurs. On peut aussi utiliser le fait que l'entreprise fasse ou non partie d'un groupe ou le fait que l'entreprise émette ou non des dividendes (cf. *infra*). Une autre conséquence des modèles théoriques est que les difficultés de financement des entreprises devraient se trouver aggravées en période de récession, et d'autant plus que l'entreprise est confrontée à des problèmes de financement externe.

On devrait ainsi pouvoir mettre en évidence une double dépendance de l'élasticité de l'investissement à la richesse de l'entreprise : une dépendance selon le type de l'entreprise, selon sa plus ou moins grande difficulté à se financer de façon externe, et une dépendance selon l'état de la conjoncture, puisqu'une récession devrait aggraver cette dépendance.

Le cadre empirique de l'impact des conditions de financement sur l'investissement

Les équations empiriques les plus utilisées de l'investissement sont celles déduites d'un cadre de marchés financiers parfaits. L'entreprise maximise la valeur actualisée de ses profits, ce qui est équivalent, dans un cadre de marchés financiers parfaits, à maximiser sa valeur de marché. On aboutit ainsi à un choix d'investissement qui relie le bénéfice anticipé de l'investissement à son coût anticipé, en prenant en compte la dynamique de l'investissement. Cependant, les variables financières de l'entreprise ne jouent aucun rôle.

Les problèmes d'adéquation empirique de ce modèle ont conduit les économètres à introduire de façon *ad hoc* des variables financières dans les équations, ce qui pose alors des problèmes d'identification. En effet, lorsqu'on ne dérive pas explicitement l'équation économétrique d'un modèle structurel, on ne peut conclure si une variable financière est signifi-

cative parce qu'elle représente les possibilités financières de l'entreprise ou parce qu'elle est un indicateur de profitabilité future.

Dans un cadre de marchés financiers parfaits, l'entreprise maximise la valeur actualisée de ses profits futurs. Le profit est défini par le revenu de son activité, montant de ses ventes net des coûts d'ajustements du capital, de la rémunération du travail et des achats de biens d'investissement.

À l'équilibre, l'entreprise égalise la productivité marginale de son capital à son coût, le tout actualisé au taux d'intérêt du marché et en tenant compte des coûts d'ajustement (cf. encadré 1).

Les modèles économétriques d'investissement sont fondés sur les équations présentées dans l'encadré 1. Les *Q-modèles* utilisent l'équation [4] et estiment le membre de gauche par le ratio de la valeur de marché de l'entreprise sur la valeur de remplacement de son capital. L'approche par l'équation d'Euler consiste à utiliser l'équation [5] pour obtenir une condition liant l'investissement de la période courante à celui de la période passée et au revenu marginal du capital de la période passée.

L'estimation d'un Q-modèle d'investissement est mal adaptée empiriquement

Sous certaines spécifications de la fonction de coût d'ajustement on obtient une relation qui relie le q marginal au taux d'investissement (cf. l'équation [6] de l'encadré 1). Dès que le q marginal est supérieur à 1, l'entreprise a intérêt à investir mais ce comportement est tempéré par l'existence de coût d'ajustement (plus le coefficient b est élevé, moins l'investissement répond).

Toutes les anticipations sur les revenus et coûts futurs dont a besoin l'entreprise pour décider de l'investissement à la date t sont résumées dans ce q marginal. Lorsqu'il n'y pas de coûts d'ajustement (2), on choisit un stock de capital qui égalise ce q marginal à 1, mais en présence de coûts d'ajustement le niveau d'investissement décidé est une fonction croissante de l'écart de ce q marginal à 1.

L'intérêt empirique des Q-modèles vient de ce que, sous des hypothèses de marchés des

2. Dans ce cas $b = 0$.

Encadré 1

SANS CONTRAINTES FINANCIÈRES L'ENTREPRISE INVESTIT POUR ÉGALISER SA PRODUCTIVITÉ MARGINALE AU COÛT DU CAPITAL

En appelant $\beta_{t,j}$ le facteur d'escompte (on a $\beta_t = 1$), la valeur de l'entreprise s'écrit comme la valeur actualisée V_t de ses profits futurs, $V_t = E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \beta_{t+j} \Pi_{t+j} \right]$ où l'opérateur d'espérance E_t est conditionnel à toute l'information disponible à t . Le programme peut donc s'écrire :

$$V_t(K_{t-1}) = \left\{ \text{Max} \Pi(K_t, L_t, I_t) + E_t [\beta_{t+1} V_{t+1}(K_t)] \right\}$$

Le profit s'écrit $\Pi_t = p_t F(K_t, L_t) - p_t G(I_t, K_t) - w_t L_t - p_t^I I_t$ où F représente la fonction de production de l'entreprise dépendant du travail L_t et du capital K_t et G la fonction de coûts d'ajustement convexe en l'investissement I_t , w_t le salaire, p_t^I le prix d'une unité de capital et p_t le prix de vente.

Le capital K_t évolue selon $K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t$. On obtient les conditions du premier ordre :

$$\left(\frac{\partial \Pi}{\partial I} \right)_t + \left(\frac{\partial \Pi}{\partial K} \right)_t + E_t \left[\beta_{t+1} \left(\frac{\partial V_{t+1}}{\partial K_t} \right) \right] = 0 \quad [1]$$

$$\left(\frac{\partial V_t}{\partial K_{t-1}} \right) = (1 - \delta) \left(\frac{\partial \Pi}{\partial K} \right)_t + (1 - \delta) E_t \left[\beta_{t+1} \left(\frac{\partial V_{t+1}}{\partial K_t} \right) \right] \quad [2]$$

$$\left(\frac{\partial \Pi}{\partial L} \right)_t = 0 \quad [3]$$

Des deux premières équations on peut déduire l'équation qui caractérise l'évolution de la valeur du capital : c'est l'équation de base des *Q-modèles*. Elle égalise le bénéfice marginal anticipé d'un investissement et son coût, somme de son coût d'achat et des coûts d'ajustement associés :

$$\left(\frac{\partial V_t}{\partial K_{t-1}} \right) = -(1 - \delta) \left(\frac{\partial \Pi}{\partial I} \right)_t \quad [4]$$

Des équations [1] et [4] on obtient une réécriture des conditions du premier ordre qui élimine cette valeur inobservable des revenus futurs anticipés. Cette réécriture correspond à l'équation d'Euler de l'investissement ; elle compare le bénéfice net d'investir aujourd'hui à celui d'investir demain :

$$(1 - \delta) E_t \left[\beta_{t+1} \left(\frac{\partial \Pi}{\partial I} \right)_{t+1} \right] = \left(\frac{\partial \Pi}{\partial I} \right)_t + \left(\frac{\partial \Pi}{\partial K} \right)_t \quad [5]$$

Deux approches sont alors possibles :

• *approche Q de Tobin* : on utilise l'équation [4] en spécifiant une fonction de coût d'ajustement convexe et on obtient la relation :

$$\left(\frac{I}{K} \right)_t = c + \frac{1}{b} \left[(q_t - 1) \frac{p_t^I}{p_t} \right] \quad [6] \quad \text{où } q_t = \frac{\left(\frac{\partial V_t}{\partial K_{t-1}} \right)}{(1 - \delta) p_t^I} \text{ est le } q \text{ marginal,}$$

ce qui donne l'équation empirique suivante :

$$\frac{I_{it}}{K_{it-1}} = \alpha + \beta Q_{it} + \varepsilon_{it} \quad [7]$$



capitaux parfaits, de concurrence parfaite et de fonctions de production et de coûts d'ajustement homogènes de degré 1, le q marginal peut être remplacé par le ratio de la valeur de marché de l'entreprise sur le coût de remplacement du capital. Ce ratio, appelé q moyen ou q de Tobin, est observable. On estime ainsi empiriquement l'équation [7] dérivée dans l'encadré 1.

Ce type d'équations explique mal l'investissement empiriquement. Ce modèle dérivé dans un cadre de marché financier parfait apparaît mal adapté.

L'ajout de façon *ad hoc* de variables financières

Les tests pour détecter la présence de contraintes financières ont consisté en général à ajouter des *proxies* de la valeur de la richesse interne dans une formulation classique d'un Q-modèle d'investissement (cf. l'équation [8] de l'encadré 1). On teste ensuite si ces nouvelles variables financières sont significatives pour un groupe de firmes identifiées *a priori* comme étant plus susceptibles de faire face à des problèmes d'imperfections financières.

Les estimations économétriques mettent en évidence que l'ajout dans une équation dérivée d'un Q-modèle d'une variable de *cash flow* améliore l'estimation au moins pour certaines catégories d'entreprises, caractérisées comme plus à même de faire face à des problèmes

de financement. Ainsi, Fazzari, Hubbard et Petersen (1988) utilisent un échantillon de 422 entreprises de l'industrie manufacturière de 1970 à 1984. Les estimations montrent que le coefficient du *cash flow* est significativement plus élevé pour les entreprises qui distribuent le moins de dividendes (3).

Hoshi, Kashyap et Scharfstein (1991) estiment un Q-modèle sur un échantillon de 145 entreprises entre 1977 et 1986 et montrent que les entreprises appartenant à un groupe (*keiretsu*) sont moins sensibles à des variations de *cash flow* que des entreprises indépendantes. Hayashi et Inoué (1991) estiment un Q-modèle d'investissement sur un panel de 687 entreprises de 1977 à 1986 et montrent que la variable de *cash flow*, qui était significative dans les premières années de l'échantillon, perd de son pouvoir explicatif depuis la libéralisation des marchés des capitaux japonais.

Deux explications non satisfaisantes

La difficulté des équations où l'on teste l'impact d'une variable liquidité sur une variable comme l'investissement est que plusieurs inter-

3. Cette conclusion est contestée par Kaplan et Zingales (1997) : ils montrent que les firmes les moins contraintes financièrement, d'après un classement qu'ils font en se basant sur les comptes-rendus d'activité de ces entreprises, ont la plus grande sensibilité à la variable de cash flow. Ils expliquent ce résultat par l'impossibilité de distinguer entre le contenu informationnel de la variable de cash flow et son effet sur le poids des contraintes financières.

Encadré 1 (suite)

Elle peut être modifiée pour tenir compte de l'impact de variables financières :

$$\frac{I_{it}}{K_{it-1}} = \alpha + \beta Q_{it} + \delta LIQ_{it} + \varepsilon_{it} \quad [8]$$

où LIQ_{it} est une variable de liquidité de l'entreprise.

• *approche d'Euler* : on estime l'équation [5] en évaluant le terme anticipé $E_t \left[\beta_{t+1} \left(\frac{\partial \Pi}{\partial I} \right)_{t+1} \right]$

sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles en le remplaçant par la valeur observée plus un terme d'erreur ε_{t+1} vérifiant $E(\varepsilon_{t+1}) = 0$. Ce terme d'erreur est non corrélé avec l'information connue à t et donc avec toutes les variables connues à la date t ou auparavant. L'équation [5] s'écrit :

$$(1 - \delta)\beta_{t+1} \left(\frac{\partial \Pi}{\partial I} \right)_{t+1} = \left(\frac{\partial \Pi}{\partial I} \right)_t + \left(\frac{\partial \Pi}{\partial K} \right)_t + (1 - \delta)\varepsilon_{t+1} \quad [9]$$

prétations sont possibles. On peut expliquer le fait que l'introduction dans un Q-modèle d'une variable de *cash flow* améliore l'estimation de deux façons. Dans le cadre de problèmes d'information, cette variable de liquidité est un *proxy* pour la richesse nette de l'entreprise et sa significativité s'explique par l'influence qu'elle a sur la contrainte financière des entreprises, comme on l'a vu dans les modèles exposés précédemment.

Mais il existe une autre explication. La variable de profitabilité du q marginal est en général approximée par le q moyen, ce qui peut entraîner des erreurs de mesure sur cette variable q . La significativité du *cash flow* peut simplement refléter le fait qu'elle contient de l'information sur la profitabilité future et qu'elle est ainsi un *proxy* pour toutes les opportunités d'investissement non capturées par q . Si bien que, même si l'investissement n'est pas vraiment affecté par le *cash flow*, il est corrélé avec lui.

Plusieurs solutions ont été proposées pour distinguer les deux possibilités mais aucune n'est tout à fait satisfaisante. Une solution pour détecter si les variations de *cash flow* représentent des variations dans les opportunités d'investissement ou des variations de liquidité a été proposée par Lamont (1997). Il analyse le comportement d'entreprises qui opèrent sur deux marchés, l'un qui est lié au marché du pétrole et l'autre qui n'a aucun rapport avec lui. Il peut ainsi identifier des chocs sur le *cash flow* qui ne sont pas corrélés avec la rentabilité d'un investissement. Sous une hypothèse de marché financier parfait, si les *cash flow* du secteur pétrolier d'une entreprise s'effondrent, alors il n'y a aucune raison que l'investissement du secteur non pétrolier en soit affecté si la profitabilité de l'investissement n'est pas touchée.

En revanche, dans un cadre de marchés financiers imparfaits, lorsque les contraintes financières se resserrent, les montants d'investissement de tous les secteurs de l'entreprise sont affectés puisque toutes les primes de financement augmentent. Sur un échantillon de 39 entreprises, actives sur plusieurs secteurs dont le secteur pétrolier, Lamont trouve que des variations de *cash flow* dans le département lié au pétrole ont des effets significatifs sur l'activité des autres départements. Ce résultat semble signifier que le *cash flow* joue un rôle au-delà d'un pourvoyeur d'information sur la profitabilité future.

Une autre façon de séparer le contenu en information sur la profitabilité du contenu sur l'état des liquidités d'une entreprise de la variable *cash flow* est la méthode utilisée par Gilchrist et Himmelberg (1995) : ils utilisent un modèle VAR pour construire un indicateur de la valeur présente des profits, qu'ils appellent *q fondamentale*. L'approche VAR permet ainsi de décomposer l'effet du *cash flow* sur l'investissement en deux composantes : l'une qui prévoit la profitabilité future et l'autre qui est attribuable à des frictions financières. Leurs estimations démontrent une significativité plus élevée du coefficient de la variable de *cash flow* pour les firmes les plus contraintes et, à l'inverse, une plus forte significativité de la variable de *q fondamentale* pour les entreprises les moins contraintes (avec des critères de taille, le fait qu'elles aient ou non des notations pour leurs obligations, leurs billets de trésorerie, etc.).

La critique principale de ces Q-modèles auxquels on rajoute une variable de *cash flow*, ou tout autre variable qui représente la richesse de l'entreprise, est qu'ils ne sont pas dérivés formellement d'un modèle structurel. Ils partent d'un Q-modèle d'investissement bien spécifié et rajoutent à l'équation économétrique des variables compatibles avec un cadre de marchés financiers incomplets (équation [8]). C'est-à-dire que le modèle alternatif sous cette hypothèse n'est pas spécifié, ni estimé. Il est donc difficile de conclure de façon tranchée et correcte sur la significativité de telle ou telle variable. La solution est d'estimer des modèles d'investissement bien spécifiés. En particulier, une alternative pour tester l'effet des contraintes de liquidité est d'estimer l'équation d'Euler en présence d'imperfections financières.

L'équation d'Euler de l'investissement est mal spécifiée

L'avantage de l'approche via l'équation d'Euler est qu'elle ne nécessite pas de mesure de la profitabilité et donc de la variable q . L'équation économétrique obtenue (cf. l'équation [9] de l'encadré 1) n'apparaît pas satisfaite par les observations pour certains types d'entreprises (petites entreprises, jeunes entreprises, etc.) plus à même de rencontrer des problèmes de financement. Ainsi, Bond et Meghir (1994) estiment un coefficient du *cash flow* positif dans cette équation d'Euler, c'est-à-dire que l'investissement courant est positi-

vement influencé par les variations passées du *cash flow*. Ce résultat semble indiquer que le *cash flow* ne représente pas la profitabilité marginale du capital (car il apparaîtrait alors en négatif), mais plutôt une contrainte de liquidité dans le sens où l'entreprise ne peut se procurer tout le financement externe qu'elle pourrait désirer à un coût donné.

Bond et Meghir (1994) refont alors leurs estimations séparément sur deux groupes d'entreprises et concluent que l'équation d'Euler classique est validée pour les firmes distribuant beaucoup de dividendes alors que les paramètres estimés pour les entreprises distribuant peu de dividendes sont plus compatibles avec une hypothèse de contrainte financière (la variable de *cash flow* est significative et positive).

L'équation d'Euler classique est donc rejetée pour les entreprises *a priori* contraintes financièrement. En utilisant la même spécification, Bond, Elston, Mairesse et Mulkay (1994) sur données françaises (1 365 entreprises), allemandes (226 entreprises), belges (36 entreprises) et britanniques (570 entreprises), portant sur la période 1978-1989, mettent en évidence que les variables de *cash flow* ou de profit jouent un rôle significatif et positif, surtout pour le Royaume-Uni. On doit donc réécrire le programme de l'entreprise lorsqu'elle se retrouve confrontée à des problèmes d'asymétrie d'information pour son financement externe.

La prise en compte de l'impact de contraintes de financement externes

Lorsqu'on ne fait plus l'hypothèse de marchés financiers parfaits, l'expression de l'équation d'Euler est modifiée. Tout d'abord, il faut définir le programme de l'entreprise puisque la maximisation de la production n'est pas équivalente à une maximisation de la valeur de l'entreprise pour les actionnaires. On définit le programme de l'entreprise comme la maximisation de sa valeur, c'est-à-dire de la somme actualisée de ses dividendes. Il faut également introduire une contrainte de positivité des dividendes sinon l'entreprise disposerait d'un moyen de financement complètement élastique. On introduit alors les dettes de l'entreprise.

L'introduction de contraintes financières sur le marché du crédit a essentiellement un effet

sur le taux d'actualisation de l'entreprise qui se met à dépendre des conditions financières de l'entreprise. Une entreprise butant sur des contraintes de financement verra son coût marginal d'opportunité d'investir aujourd'hui s'élever par rapport à celui d'attendre demain. L'expression des composantes du coût du capital et celle du coût d'ajustement ne sont plus les mêmes puisque l'entreprise actualise le futur à un taux incorporant l'effet des contraintes de liquidité de l'entreprise.

La difficulté empirique est qu'apparaît alors dans l'équation d'Euler le multiplicateur de Lagrange de la contrainte de financement qui est une variable inobservable, fonction des caractéristiques de l'entreprise. La conséquence essentielle est que les conditions d'orthogonalité de l'équation d'Euler (cf. équation [5] dans l'encadré 1) sous hypothèse de marchés financiers parfaits ne sont plus vérifiées puisqu'on introduit ce terme supplémentaire. L'entreprise maximise la valeur actualisée de ses dividendes sous contrainte de positivité des dividendes et sous la contrainte d'accumulation de capital (4). Deux types de modélisation inspirés de la littérature microéconomique se rencontrent alors : soit les auteurs introduisent une contrainte de plafond de dette exogène, soit les auteurs spécifient un coût marginal croissant de la dette.

L'introduction d'un plafond

La première approche (Whited, 1992 ; Hubbard, Kashyap et Whited, 1995) consiste à introduire un plafond d'endettement. À moins que le multiplicateur de Lagrange associé à cette contrainte ne soit introduit dans l'équation d'Euler, celle-ci est mal spécifiée (cf. encadré 2). De nombreux articles estiment donc l'équation d'Euler du modèle sans contrainte financière pour différents échantillons d'entreprises dont on pense que les degrés de contraintes financières sont différents et procèdent à des tests de spécifications. Cette méthode n'est guère satisfaisante car il existe de nombreuses raisons pour lesquelles un test de spécification peut rejeter un modèle. De plus, même si le modèle est rejeté en raison de contraintes financières, cette méthode ne dit rien sur leur importance.

4. Lorsqu'il n'y a pas de contraintes financières, la somme actualisée des dividendes est égale à la somme actualisée des profits.

Le fait de tenir compte de la contrainte de plafond d'endettement modifie le taux d'actualisation utilisé par l'entreprise de manière à tenir compte des contraintes financières. On introduit ainsi dans l'équation d'Euler des termes (cf. équation [12], encadré 2), liés aux multiplicateurs de Lagrange des contraintes, difficilement estimables tels quels, parce que fonctions compliquées de plusieurs paramètres de l'entreprise. *On choisit donc dans les études de l'exprimer comme une fonction ad hoc de variables financières de l'entreprise ou de facteurs économiques (écart de taux, etc.).*

L'équation [12] s'estime alors en spécifiant les fonctions de coût et d'ajustement, la paramétrisation des multiplicateurs de Lagrange et en évaluant le terme anticipé sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, c'est-à-dire en le substituant par la valeur observée plus un terme d'erreur non corrélé avec l'information connue à t et donc avec toutes les variables indicées à t ou moins. Cette méthode est donc complètement *ad hoc*. De plus, la contrainte de crédit est celle d'un plafond exogène sur le montant de dette. Or, on conçoit bien que le montant maximal de dette autorisée dépend des caractéristiques de l'entreprise.

Encadré 2

LA PRISE EN COMPTE DES CONTRAINTES FINANCIÈRES DANS LE PROGRAMME DE L'ENTREPRISE MODIFIE SON TAUX D'ACTUALISATION

Dans le cadre de la contrainte de plafond d'endettement, le programme s'écrit :

$$\text{Max} V_t = E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \beta_{t+j} D_{t+j} \right] \text{ avec } K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t \text{ et } D_t \geq 0$$

Les dividendes s'écrivent : $D_t = \Pi_t + B_t - (1+r_{t-1})B_{t-1}$ où B_t représente la dette et r_{t-1} le taux d'intérêt.

Le revenu s'écrit :

$$\Pi_t = p_t F(K_t, L_t) - p_t G(I_t, K_t) - w_t L_t - p_t' I_t$$

On rajoute la contrainte $B_t \leq B^*$ et on appelle λ_{t+1}^D le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte de non négativité des dividendes et λ_t^B celui associé à la contrainte de plafond d'endettement.

En utilisant les conditions du premier ordre, comme dans l'encadré 1, on obtient l'équation d'Euler suivante :

$$(1-\delta)E_t \left[\beta_{t+1} \Lambda_{t+1} \left(\frac{\partial \Pi}{\partial I} \right)_{t+1} \right] = \left(\frac{\partial \Pi}{\partial I} \right)_t + \left(\frac{\partial \Pi}{\partial K} \right)_t \quad [10]$$

où $\Lambda_{t+1} = \frac{1 + \lambda_{t+1}^D}{1 + \lambda_t^D}$ est la valeur des fonds de la période suivante sur la période courante et vérifie :

$$E_t [\beta_{t+1} \Lambda_{t+1}] = \left(1 + \frac{\lambda_t^B}{(1 + \lambda_t^D)} \right) \frac{1}{(1 + r_t)} \quad [11]$$

Dans un cadre de marchés financiers parfaits $\lambda_{t+1}^D = \lambda_t^D = \lambda_t^B = 0$ et on a obligatoirement :

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

Ici, on a donc modifié le taux d'actualisation pour tenir compte du prix de la liquidité externe. *On fait dans la littérature économique, l'hypothèse selon laquelle la covariance de Λ_{t+1} avec les autres variables à t + 1 est constante.*

D'où, en utilisant cette hypothèse et [11], l'équation d'Euler [10] s'écrit :

$$(1-\delta)E_t \left[\left(\frac{\partial \Pi}{\partial I} \right)_{t+1} \right] \left(1 + \frac{\lambda_t^B}{(1 + \lambda_t^D)} \right) \frac{1}{(1 + r_t)} = \left(\frac{\partial \Pi}{\partial I} \right)_t + \left(\frac{\partial \Pi}{\partial K} \right)_t \quad [12]$$

Ainsi, Whited (1992) utilise un échantillon de 325 entreprises américaines pour la période 1972 à 1986 et estime l'équation d'Euler en paramétrant le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte de plafond de dette par le ratio de la valeur de marché de l'endettement de l'entreprise sur la valeur de marché de ses actifs et le ratio des intérêts de la dette sur la somme de ces intérêts et du *cash flow*. L'estimation révèle que les coefficients des deux ratios sont significatifs et améliorent fortement l'estimation par rapport au cadre sans contrainte financière. Pour le groupe d'entreprises choisies comme contraintes financièrement (en fonction de leurs ratios dettes sur actifs et intérêts sur la somme des intérêts et du *cash flow*), l'équation d'Euler non augmentée d'une contrainte de financement est fortement rejetée alors qu'elle est acceptée pour l'autre groupe.

Hubbard, Kashyap et Whited (1995) utilisent un échantillon de 428 firmes américaines de 1976 à 1987. Ils trouvent que l'équation

d'Euler dérivée sans contrainte financière est fortement rejetée pour les entreprises classées comme financièrement contraintes (par un critère de ratio de dividendes distribués l'année précédant le début de l'échantillon étudié), alors qu'elle est acceptée pour les entreprises dont le ratio de distribution est plus élevé. Les auteurs proposent alors une spécification *ad hoc* du multiplicateur de la contrainte financière en le faisant dépendre du ratio des *cash flow* sur le capital pondéré par l'écart du taux sur les billets de trésorerie et les bons du Trésor à 6 mois. Ce ratio apparaît significatif et améliore l'estimation économétrique pour les firmes identifiées comme contraintes.

D'autres auteurs prennent une approche différente en spécifiant la fonction de coût du crédit comme dépendant de variables de l'entreprise comme le ratio dette sur capital. Johansen (1994) dérive explicitement les conditions du premier ordre. Comme le montre la dernière équation [15] de l'encadré 3,

Encadré 3

LA PRISE EN COMPTE DE L'IMPACT DES DÉCISIONS D'INVESTISSEMENT SUR LES POSSIBILITÉS DE FINANCEMENT FUTUR

Dans le cadre où la fonction de coût du crédit dépend de variables de l'entreprise, le taux sur les prêts est spécifié comme une fonction croissante du ratio dette sur capital :

$$r_{t-1} = r_{t-1} \left(\frac{B_{t-1}}{q_{t-1} K_{t-1}} \right)$$

L'équation d'Euler tient compte, dans ce cadre, de l'impact sur le taux de refinancement futur du fait d'augmenter son capital et donc son collatéral aujourd'hui :

$$(1-\delta)E_t \left[\beta_{t+1} \Lambda_{t+1} \left(\frac{\partial \Pi}{\partial I} \right)_{t+1} \right] + E_t \left[\beta_{t+1} \Lambda_{t+1} \left(\frac{\partial r}{\partial K_t} \right) B_t \right] = \left(\frac{\partial \Pi}{\partial I} \right)_t + \left(\frac{\partial \Pi}{\partial K} \right)_t \quad [13]$$

où $\Lambda_{t+1} = \frac{1 + \lambda_{t+1}^D}{1 + \lambda_t^D}$

Mais cette fois-ci le taux d'actualisation modifié vérifie :

$$E_t [\beta_{t+1} \Lambda_{t+1}] = \frac{1}{1 + r_t + B_t \frac{\partial r_t}{\partial B_t}} \quad [14]$$

On fait l'hypothèse selon laquelle la covariance de Λ_{t+1} avec les autres variables à t+1 est constante. D'où :

$$(1-\delta)E_t \left[\left(\frac{\partial \Pi}{\partial I} \right)_{t+1} \right] \frac{1}{1 + r_t + B_t \frac{\partial r_t}{\partial B_t}} + \left(\frac{\partial r}{\partial K_t} \right) B_t \frac{1}{1 + r_t + B_t \frac{\partial r_t}{\partial B_t}} = \left(\frac{\partial \Pi}{\partial I} \right)_t + \left(\frac{\partial \Pi}{\partial K} \right)_t \quad [15]$$

Cette équation s'estime en évaluant le terme anticipé sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, c'est-à-dire en le substituant par la valeur observée plus un terme d'erreur non corrélé avec l'information connue à t et donc avec toutes les variables indicées à t ou moins, et en spécifiant les fonctions de coût, d'ajustement et de financement.

les contraintes de financement jouent sur le comportement de l'entreprise à la fois via une modification du taux d'actualisation utilisé et via l'ajout d'un coût supplémentaire qui prend en compte l'impact d'un capital supplémentaire sur le taux du crédit. Mais, pour aboutir à une équation estimable, Johansen fait des hypothèses sur les corrélations entre les multiplicateurs de Lagrange et les variables de la période suivante, comme c'était déjà le cas avec un plafond d'endettement (cf. encadré 3).

Des difficultés pour identifier les entreprises confrontées à des problèmes d'information

La caractéristique de tous ces tests empiriques est qu'ils reposent sur l'identification d'un sous-ensemble de firmes pour lesquelles les contraintes financières sont les plus susceptibles d'être importantes. Le critère de séparation des deux types d'entreprises est en général fixé dès le début ; les firmes ne peuvent pas bouger tout au long de la période étudiée (Fazzari, Hubbard et Petersen, 1988) alors que l'intensité des contraintes financières varie au cours du temps pour une entreprise donnée. D'autres auteurs, comme le font Whited (1992) et Hubbard, Kashyap et Whited (1995), permettent à l'entreprise de changer de régime au cours du temps selon leur situation.

D'autres encore utilisent la situation de l'entreprise un an avant le début de l'étude. De plus, ce critère est endogène et il existe donc un risque de corrélation avec le terme d'erreur dans les équations. En effet, les critères utilisés pour identifier les firmes sont :

- *le taux de rétention des dividendes* ; or, la politique de distribution des dividendes est sûrement endogène et, en particulier, peut être

5. Les petites entreprises sont peut-être plus dans des secteurs difficiles et peuvent être des fournisseurs marginaux, donc très sensibles à une baisse de la demande. Pour se protéger de cela, il faut regarder les mouvements de différentes variables (ventes, investissements, etc.).

fortement corrélée aux opportunités d'investissement non observables ;

- *l'affiliation à des groupes bancaires ou industriels*, l'idée étant que des liens solides entre une entreprise et une banque permettent de réduire les coûts d'information ;

- *la taille et l'âge*, avec l'idée que ces deux critères sont fortement corrélés avec les facteurs qui déterminent la probabilité d'être contraint financièrement (mais la variable taille – et âge – peut être corrélée avec des caractéristiques non financières (5)) ;

- *la présence de notation sur les obligations émises, le degré de concentration des actionnaires*, etc.

La littérature empirique sur l'impact des problèmes de financement sur l'investissement s'oriente ainsi vers des équations dérivées d'un programme explicite de choix d'investissement en présence de contraintes financières. Les principales études sont anglo-saxonnes. Dans le cas français ou européen, la plupart des études qui existent utilisent des données agrégées et très peu portent sur données micro-économiques. Cependant, de plus en plus d'études examinent l'impact de la prise en compte de ces problèmes d'information asymétrique dans le cadre du marché européen. En effet, la transmission de chocs dans de tels modèles varie en fonction du type des emprunteurs mais également de l'environnement financier et institutionnel des emprunteurs.

Des réponses différentes selon les pays et les entreprises concernés peuvent donc être envisagées. Une estimation économétrique de tels impacts ne peut qu'intéresser des économistes. En particulier, la politique monétaire dans le cadre de l'Europe se doit de prendre en compte de tels phénomènes et d'évaluer dans chaque pays leur importance. C'est, par exemple, ce qu'ont entrepris Beaudu et Heckel (2001) sur données semi-agrégées européennes. Ces études sont compliquées par le fait que les données entre pays différents ne sont guère homogènes, tant du point de vue des règles comptables que des échantillons. □

BIBLIOGRAPHIE

- Beaudu A. et Heckel T. (2001)**, « Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? », document de travail Insee, G 2001/04.
- Bernanke B. et Gertler M. (1995)**, « Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission », *Journal of Economic Perspectives*, 109(4), pp. 27-48.
- Bernanke B., Gertler M. et Gilchrist S. (1996)**, « The Financial Accelerator and the Flight to Quality », *The Review of Economics and Statistics*, LXXVIII (1).
- Bond S. et Meghir C. (1994)**, « Dynamic Investment Models and the Firm's Financial Policy », *The Review of Economic Studies*, 61.
- Bond S., Elston J., Mairesse J. et Mulkay B. (1994)**, « A Comparison of Empirical Investment Equations using Company Panel Data », *mimeo*.
- Fazzari F., Hubbard R. et Petersen B. (1988)**, « Financing Constraints and Corporate Investment », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1.
- Gilchrist S. et Himmelberg C. (1995)**, « Evidence of the Role of Cash Flow for Investment », *Journal of Monetary Economics*, 36.
- Hayashi F. et Inoué T. (1991)**, « The Relation between the Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms », *Econometrica*, 59(3).
- Hoshi T., Kashyap A. et Scharfstein D. (1991)**, « Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups », *The Quarterly Journal of Economics*, February.
- Hubbard R., Kashyap A. et Whited T. (1995)**, « Internal Finance and the Firm Investment », *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27(3).
- Johansen F. (1994)**, « Investment and Financial Constraints », *discussion paper*, Research dpt, Statistics Norway.
- Kaplan S. et Zingales L. (1997)**, « Do Financing Constraints Explain why Investment is Correlated with Cash Flow ? », *Quarterly Journal of Economics*, 112(1).
- Kiotaki N. et Moore J. (1995)**, « Credit Cycles », *working paper NBER*, 5083.
- Lamont O. (1997)**, « Cash Flow and Investment: Evidence from Internal Capital Markets », *Journal of Finance*, 52(1).
- Lavigne A. et Villieu P. (1996)**, « La politique monétaire, nouveaux enjeux, nouveaux débats ? », *Revue d'Économie Politique*, n° 106(4), pp. 491-570.
- Modigliani F. et Miller M. (1958)**, « The Cost of Capital, Corporate Finance, and the Theory of Investment », *American Economic Review*, 48(3).
- Rosenwald F. (1995)**, « L'influence de la sphère financière sur la sphère réelle : les canaux du crédit », *Bulletin trimestriel de la Banque de France supplément Études*, 1^{er} trimestre.
- Rosenwald F. (1998)**, « Coût du crédit et montant des prêts : une interprétation en terme de canal large du crédit », *Revue Économique*, pp. 1103-1127.
- Townsend R. (1979)**, « Optimal Contracts and Competitive Markets with Costly State Verification », *Journal of Economic Theory*, 21(2).
- Whited T. (1992)**, « Debt, Liquidity Constraints, and the Corporate Investment: Evidence from Panel Data », *The Journal of Finance*, XLVII(4).
- Williamson S. (1987)**, « Costly Monitoring, Loan Contracts, and Equilibrium Credit Rationing », *Quarterly Journal of Economics*, February.
-