

# CAHIER DE ReCHERCHE

OCTOBRE 2001



N° 161

ARTICLES DE RECHERCHE :

## LE MÉTIER DE BANQUIER DES ENTREPRISES

**Philippe MOATI**  
(*CRÉDOC-Université Paris 7*)

## LE RÔLE DU CRÉDIT-BAIL

**Jean-Christophe TEURLAI**  
(*CRÉDOC*)

Département "Dynamique des marchés"

**CRÉDOC**

L'ENTREPRISE DE RECHERCHE

→ 19 mars 2002

# CRÉDOC

## ARTICLES DE RECHERCHE :

### LE MÉTIER DE BANQUIER DES ENTREPRISES

Philippe MOATI  
(CRÉDOC – Université Paris 7)

### LE RÔLE DU CRÉDIT-BAIL

Jean-Christophe TEURLAI  
(CRÉDOC)

N° 161

Octobre 2001

## SOMMAIRE GÉNÉRAL

<b>LA REDÉFINITION DU MÉTIER DE BANQUIER DES ENTREPRISES DANS UNE ÉCONOMIE FONDÉE SUR LA CONNAISSANCE .....</b>	<b>1</b>
INTRODUCTION .....	1
1. APPRENDRE À FINANCER LES ACTIFS IMMATÉRIELS .....	3
2. LES MÉTHODES D'ÉVALUATION DU SECTEUR BANCAIRE MISES EN DIFFICULTÉ .....	4
2.1 L'analyse financière ne rend pas compte du capital immatériel .....	5
2.2 La perte de pertinence de la dimension sectorielle .....	7
2.3 La fragilité des évaluations subjectives par les chargés d'affaires .....	9
3. LE BESOIN DE METTRE EN ŒUVRE UNE NOUVELLE RELATION AVEC LA CLIENTÈLE .....	10
CONCLUSION .....	13
BIBLIOGRAPHIE .....	16

<b>INVESTISSEMENT CORPOREL ET COÛT DU FINANCEMENT EXTERNE :</b>	
<b>IDENTIFICATION DE DIFFÉRENTS RÉGIMES ET RÔLE DU CRÉDIT-BAIL.....</b>	<b>17</b>
INTRODUCTION .....	17
1. UN MODÈLE D'INVESTISSEMENT DANS LE CAS DE MARCHÉS IMPARFAITS .....	19
1.1 Le modèle .....	19
1.2 La spécification du modèle .....	26
2. DONNÉES UTILISÉES, STATISTIQUES DESCRIPTIVES ET MÉTHODE D'ESTIMATION.....	30
2.1 Les données .....	30
2.2 Statistiques descriptives : les entreprises qui recourent au crédit-bail sont-elles différentes des autres ? .....	31
2.3 La méthode d'estimation.....	34
2.4 Le choix des instruments .....	34
3. TESTS DE L'HYPOTHÈSE DE COMPLÉMENTARITÉ DU CRÉDIT-BAIL ET DU RATIONNEMENT DU CRÉDIT .....	35
3.1 Test de l'hypothèse de complémentarité du crédit-bail en l'absence de rationnement du crédit.....	36
3.2 Test de l'hypothèse de rationnement du crédit .....	38
3.3 Discrimination entre les firmes potentiellement rationnées et celles faisant face à un coût d'agence .....	41
CONCLUSION.....	45
BIBLIOGRAPHIE.....	46
ANNEXES .....	48

# LA REDÉFINITION DU MÉTIER DE BANQUIER DES ENTREPRISES DANS UNE ÉCONOMIE FONDÉE SUR LA CONNAISSANCE<sup>1</sup>

Philippe MOATI  
(CRÉDOC – Université Paris 7)

## INTRODUCTION

---

Les banques sont victimes du mouvement de "désintermédiation" du financement des entreprises. Selon les données de la Banque de France, en 20 ans, le taux d'intermédiation (i.e., la part des encours de crédits dans le total des financements des sociétés) a chuté de près de 25 points, pour se situer autour de 45 %. Les firmes tendent ainsi à se détourner du crédit bancaire et recourent davantage aux marchés financiers (marché monétaire, marché obligataire, marché des actions) pour financer leur activité.

L'explication la plus couramment donnée à ce mouvement est la vague de dérèglementations des marchés financiers des années 80 et l'ensemble des innovations – en termes de marchés et de produits – qui l'a accompagnée, qui auraient tout à la fois facilité l'accès des entreprises aux marchés financiers et amélioré la compétitivité des formes de financement alternatives au crédit. Cette explication, qui paraît difficilement contestable, semble cependant insuffisante. Nous défendons dans cet article l'idée que le mouvement de désintermédiation est également à relier à la transformation de la nature du besoin de financement des entreprises. Cette transformation est elle-même associée à l'entrée progressive des pays industrialisés dans une économie fondée sur la connaissance. Pour être en mesure de ne pas subir le mouvement de désintermédiation, les banques ont à réviser le contenu de leur métier afin d'adapter la nature de leurs prestations aux nouveaux besoins de financement des entreprises.

---

<sup>1</sup> A paraître in B. Guilhon et J.L. Levet (eds), *Intelligence économique et économie de la connaissance*, Economica, Coll. "L'intelligence économique".

La mutation du système économique vers un nouveau régime de croissance s'accompagne d'une recomposition du tissu d'entreprises. L'une des manifestations les plus remarquables de cette recomposition réside dans la baisse du poids relatif des grandes entreprises dans l'emploi. Entre 1985 et 1997, la part des firmes de 500 salariés et plus dans l'emploi total est tombée de 41 % à 33 % , au profit des PME et des TPE. Or, le financement des TPE et des PME pose des problèmes spécifiques, notamment en termes de coût de collecte de l'information sur les emprunteurs en regard du montant des engagements. La difficulté se renforce lorsqu'il s'agit de petites entreprises innovantes dont l'activité, particulièrement risquée, pose de redoutables difficultés d'évaluation. Mais plus généralement encore, la montée d'une économie fondée sur la connaissance s'accompagne d'une transformation de la structure des investissements des entreprises au profit des actifs immatériels. On touche ici au principal défi que doivent affronter les banques : réussir à basculer du financement des actifs corporels à celui des actifs immatériels, avec toutes les conséquences que cela entraîne en matière d'évaluation et de gestion du risque de crédit.

Le rôle accru de l'innovation dans les stratégies d'entreprise constitue l'un des fondements de l'économie fondée sur la connaissance. La compétitivité des entreprises repose de moins en moins sur leur capacité à exploiter les effets de dimension ou à acquérir des facteurs de production génériques au meilleur coût. Elle dépend au contraire de plus en plus de leur promptitude à se mouvoir dans un environnement incertain, de leur capacité à dégager des avantages concurrentiels durables de l'exploitation de ressources stratégiques telles que des compétences exclusives, une capacité d'apprentissage supérieure à celle des concurrents, la qualité des interfaces avec les clients et les fournisseurs, une forte image de marque... c'est-à-dire, fondamentalement, un ensemble complexe d'actifs immatériels qui forment le "capital immatériel" de l'entreprise. Ceci se traduit par l'alourdissement du poids des investissements immatériels dans l'effort d'investissement des firmes. Désormais, le montant de leurs investissements immatériels excède significativement celui de leurs investissements matériels. Dans l'industrie manufacturière française, ils se sont élevés à 207 milliards de francs en 1998, soit 40 % de plus que le montant des investissements matériels. Ce déséquilibre à l'avantage de l'immatériel est très certainement plus marqué encore dans les activités de services.

La première difficulté que doivent affronter les banques soumises à ce développement de l'investissement immatériel concerne la gestion du risque. Comment se prémunir du risque de non-remboursement lorsque l'actif financé n'offre *a priori* aucune garantie tangible ? La justification du rôle économique des banques est, entre autres, qu'il s'agit d'un intermédiaire qui réduit le coût d'information

dans un contexte d'asymétrie informationnelle entre les emprunteurs et les investisseurs<sup>2</sup>. Ceci suppose que les banques bénéficient d'une expertise leur permettant d'appréhender la solvabilité des emprunteurs et la pertinence de leurs projets d'investissements. Or, et ceci constitue la seconde difficulté à laquelle les banques sont confrontées, les transformations en cours font perdre une grande part de leur pertinence aux procédures d'acquisition de l'information et d'évaluation du risque traditionnellement utilisées dans le secteur bancaire. Mal équipées sur le plan méthodologique pour évaluer les entreprises exerçant des activités intensives en connaissance, elles resserrent leur champ d'action sur un marché peu dynamique et très disputé. S'opposer au mouvement de désintermédiation passe sans doute pour les banques par le développement d'une véritable capacité d'évaluation des ressorts immatériels de la compétitivité des entreprises, pouvant servir de base à l'enrichissement de la palette de services offerts à leurs clients.

## 1. APPRENDRE À FINANCER LES ACTIFS IMMATÉRIELS

---

La montée de l'importance des actifs immatériels dans la vie des entreprises mène à un changement dans la nature même du risque endossé par les banques.

Le financement d'actifs corporels présente l'avantage d'offrir en général une garantie qui réside dans sa valeur de liquidation. Les actifs immatériels ne bénéficient pas de cette propriété. Produits d'un faisceau complexe d'éléments en interaction, ils sont rarement séparables de l'activité d'ensemble de la firme et transférables au moyen d'une transaction marchande. Il existe certes des exceptions, comme les marques ou les compétences cristallisées dans des titres de propriété négociables. Toutefois, même alors, la valeur de ces actifs est difficile à évaluer *ex ante*, car il n'existe pas un "marché d'occasion" des marques ou des brevets comme il en existe pour les machines-outils ou les matériels de transport.

En outre, on observe généralement un délai important entre le moment où les ressources sont engagées dans la constitution de l'actif immatériel (et donc où s'exprime le besoin de financement) et celui où cet actif est effectivement constitué et acquiert – le cas échéant – une valeur économique. Enfin, si l'engagement du financement suffit à l'acquisition de l'actif corporel, il n'est jamais certain que

---

<sup>2</sup> Chevallier-Farat [1992].

l'engagement de ressources dans la constitution d'un actif immatériel soit couronné de succès (caractère incertain de l'activité d'innovation, des opérations de communication...).

Autrement dit, l'investissement dans les actifs immatériels constitue un investissement irrécupérable, à temps de gestation long et à rendement incertain. Devant le risque encouru, la tentation est grande alors pour les banques de refuser purement et simplement le financement de ce type d'actifs et d'en faire le domaine naturel du financement sur fonds propres (Williamson [1988]). Si l'on retient l'hypothèse d'une poursuite de l'alourdissement de la part de l'immatériel dans l'investissement des entreprises, la généralisation de cette attitude conduirait inmanquablement à la "débanclarisation" du financement à moyen et long terme des entreprises.

De manière moins radicale, les banques peuvent aussi choisir de se cantonner au financement des entreprises les plus solides qui, présentant les ratios de liquidité et solvabilité les plus rassurants, offrent des garanties générales (des "collatéraux") venant suppléer le caractère non gageable des actifs financés. Les banques ne financeraient plus alors que les "valeurs sûres", ce qui pourrait comporter des conséquences macroéconomiques dommageables (risque d'un soutien insuffisant aux "vagues de destructions créatrices") mais, surtout, mettrait les banques à l'écart du développement des entreprises leaders de demain, laissant le champ libre à d'autres catégories de financeurs.

Afin d'éviter cela, et parallèlement à la recherche d'innovations en *back office* dans les techniques de couverture du risque de crédit, les banques doivent s'efforcer de limiter le risque *ex ante* par l'application de procédures d'évaluation des entreprises adaptées.

## **2. LES MÉTHODES D'ÉVALUATION DU SECTEUR BANCAIRE MISES EN DIFFICULTÉ**

---

La rentabilité de l'activité bancaire repose pour une large part sur la capacité à appréhender le plus justement possible le risque de non-remboursement des fonds prêtés. Un "bon" client, dès lors, est un client dont on a de bonnes raisons de penser qu'il enregistrera un niveau de performance économique suffisant pendant la durée du prêt afin d'être en mesure d'honorer ses engagements de remboursement. A cette fin, les banquiers ont depuis longtemps mis en place un certain nombre de méthodes d'évaluation servant de guide à leur politique d'engagement. Ces méthodes accordent traditionnellement une place importante à l'analyse de la situation financière de l'entreprise. Elles

portent également sur la prise en compte de l'environnement sectoriel dans lequel celle-ci évolue. Enfin, la perception subjective que le chargé d'affaires se forge de la situation de l'entreprise, de la qualité de l'équipe de direction, de la pertinence de ses choix stratégiques... pèse très souvent de manière significative dans les décisions d'engagement.

Or, il s'avère que ces différentes méthodes d'évaluation du risque de crédit se révèlent peu adaptées à la spécificité du financement de moyen et long terme des entreprises dans une économie fondée sur la connaissance. Les banques sont ainsi conduites à engager une réflexion en profondeur sur leurs critères d'évaluation des entreprises.

## **2.1 L'analyse financière ne rend pas compte du capital immatériel**

L'analyse de la solvabilité de l'entreprise sollicitant un crédit à partir de l'examen de ses documents comptables est sans doute la méthode d'évaluation la plus courante. L'étude de Cieply et Grondin [1999] auprès d'une quarantaine de chargés d'affaires révèle que l'analyse financière des documents comptables, pratiquée par 97 % des personnes interrogées, est la technique d'appréciation des risques la plus répandue.

L'utilisation des données comptables d'une entreprise pour évaluer le risque de crédit présuppose, bien sûr, qu'il soit possible de réunir ces données. Dans le cas des très jeunes entreprises, l'information comptable peut se révéler inexistante ou tout simplement dépourvue de toute valeur informationnelle sur la viabilité de l'entreprise. Les jeunes entreprises, en particulier dans les secteurs technologiques, qui sont en phase de constitution de leur capital immatériel, ne sont généralement pas en mesure de présenter des ratios financiers répondant aux critères des banquiers (qu'il suffise de penser à certaines valeurs phares de la "nouvelle économie" qui ont enregistré des pertes abyssales durant les premières années de leur existence mais ont réussi à se constituer des positions de force sur leur marché). On connaît la réticence des banques à financer les créations d'entreprises et les entreprises en phase de démarrage.

L'utilisation des données comptables pour évaluer une entreprise repose en outre sur le postulat selon lequel les données comptables fournissent une information fiable sur le risque. Passons sur la prétendue "objectivité" des données comptables, mise à mal par la latitude laissée à chaque entreprise

dans l'usage des règles comptables<sup>3</sup>. Les ratios d'analyse financière peuvent révéler une position délicate de l'entreprise sur le plan de la liquidité ou de la solvabilité. Il s'agit d'ailleurs généralement d'une image rétrospective étant donné les délais inévitables pour l'élaboration et la diffusion des documents de synthèse comptables obligatoires. Ces ratios peuvent, dans une certaine mesure, révéler des signes avant-coureurs de déséquilibres financiers susceptibles de conduire l'entreprise à la faillite. C'est sur cette base que sont construites la plupart des méthodes de *scoring*<sup>4</sup>.

La principale limite de l'analyse financière pour appréhender le risque bancaire réside dans le fait qu'elle révèle bien peu d'informations sur les "fondamentaux" qui sont à l'origine des résultats de l'entreprise et de leur évolution. Le risque que représente une entreprise dépend fondamentalement de sa capacité à tirer son épingle du jeu concurrentiel. Or, les fondements de l'avantage concurrentiel se laissent très difficilement appréhender au travers des données comptables, et ce d'autant moins qu'ils consistent en actifs immatériels : compétences, capacité d'apprentissage, créativité, image et réputation auprès des clients, qualité de l'organisation... sont décisifs pour la pérennité des entreprises, mais très largement invisibles dans leurs comptes<sup>5</sup>. Les comptes ne font que révéler *ex post* la qualité de ces actifs immatériels. Et encore, fort imparfaitement.

En premier lieu, l'incapacité des instruments comptables hérités du passé à rendre compte de la réalité des entreprises d'aujourd'hui fausse le calcul des indicateurs de performances. Par exemple, Nakamura [1999] montre comment le fait que la majeure partie des dépenses consacrées à la constitution d'actifs immatériels soit comptabilisée comme des charges et non comme des investissements conduit à une surévaluation de la rentabilité des entreprises disposant d'un important capital immatériel. En second lieu, l'aptitude des données comptables à révéler la valeur des actifs immatériels est mise en cause du fait du délai de gestation nécessaire à la constitution de la plupart de ces actifs, délai durant lequel les ressources stratégiques qui assureront la compétitivité de long terme de l'entreprise se forment mais ne s'expriment pas dans les résultats (ou à la rigueur, en négatif). Enfin, la difficulté est aggravée dans le contexte d'incertitude généralisée caractéristique du fonctionnement des marchés contemporains ; les règles du jeu concurrentiel sont en évolution permanente et la place que tient désormais l'innovation

---

<sup>3</sup> Orléan [1999, p. 41 et 42] évoque les résultats d'une étude montrant les écarts considérables de détermination des bénéfices d'une entreprise auxquels on peut parvenir en jouant sur la souplesse des règles comptables.

<sup>4</sup> "Les méthodes de scores progressent, mais se trouvent limitées dans le domaine du financement des entreprises. Si elles distinguent assez facilement les très bons et les très mauvais risques (les clientèles extrêmes), elles restent d'un assez faible soutien pour les entreprises "moyennes"" (Mathieu [1995, p. 176]).

<sup>5</sup> Pour une discussion des difficultés qu'éprouve la comptabilité privée à rendre compte des actifs immatériels, voir par exemple Vickery [2000].

dans les stratégies de compétitivité fait que les positions concurrentielles sont susceptibles de se faire et de se défaire rapidement. Au total, le passé éclaire mal sur l'avenir, et les résultats présents d'une entreprise ne renseignent que très imparfaitement sur ses résultats futurs.

Les chargés d'affaires sont généralement conscients des limites de l'analyse financière. Pour 74 % des chargés d'affaires interrogés par Cieply et Grondin [1999], si l'analyse financière est nécessaire, elle n'est pas suffisante. Ils sont quasiment unanimes à déclarer essayer de se procurer des informations complémentaires, comme les conclusions des rapports d'audit établis par les donneurs d'ordres de leurs clients ; ils sont également sensibles à la certification ISO des entreprises qui les sollicitent... Ils sont nombreux à prendre en considération l'environnement sectoriel dans lequel évolue l'entreprise. Cependant, sur ce dernier point également, l'entrée dans une économie fondée sur la connaissance vient questionner la pertinence des habitudes de travail des banquiers.

## **2.2 La perte de pertinence de la dimension sectorielle**

La prise en compte par les banques du secteur d'activité de leurs clients permet en premier lieu d'affiner l'analyse financière : la structure des comptes d'une entreprise se trouve souvent influencée par les spécificités technico-économiques de son secteur d'activité, ainsi que par les usages comptables qui y sont en vigueur. Au diagnostic dans l'absolu, la prise en compte de la dimension sectorielle permet donc de substituer une évaluation relative de la situation financière de l'entreprise sur la base des "normes" de son secteur d'appartenance (normes généralement déduites de ratios moyens ou médians calculés sur un échantillon d'entreprises du secteur).

En second lieu, considérer le secteur d'une entreprise candidate au crédit revient à porter un jugement sur le caractère plus ou moins porteur de son environnement. Toutes choses égales par ailleurs, les banques préfèrent s'engager auprès d'entreprises issues de secteurs prospères que de secteurs en crise, de secteurs stables plutôt que de secteurs présentant un niveau élevé de risque. Si cette démarche est économe en rationalité et permet de limiter la recherche d'information<sup>6</sup> – ce qui fait qu'elle est surtout empruntée sur le marché des TPE et PME –, elle comporte bien sûr l'inconvénient majeur de considérer implicitement que les performances globales d'un secteur, et leurs perspectives d'évolution, constituent un bon indicateur de la situation de chaque entreprise qui le compose. Or, on observe dans

---

<sup>6</sup> Dans la plupart des grands réseaux bancaires, les chargés d'affaires disposent d'une information économique et financière synthétique sur un grand nombre de secteurs d'activité définis à un niveau fin.

la plupart des secteurs une importante dispersion des performances individuelles autour des normes sectorielles, dispersion qui traduit pour une large part l'inégale capacité des firmes à répondre efficacement aux exigences de la concurrence dans leur secteur, notamment du fait de la composition de leur capital immatériel<sup>7</sup>.

Enfin, dans l'idéal, la prise en compte de la dimension sectorielle dans l'évaluation du risque de crédit doit permettre d'identifier les conditions de succès imposées aux entreprises par le régime de concurrence sectoriel et de permettre au chargé d'affaires d'évaluer la pertinence des options stratégiques retenues par l'entreprise, sa capacité à réunir les "facteurs clés de succès"... La prise en compte de la dimension sectorielle dans le diagnostic de risque permet ainsi d'ajouter des éléments d'évaluation *ex ante* de la viabilité de l'entreprise aux éléments d'évaluation *ex post* fournis par l'analyse financière.

L'entrée dans une économie fondée sur la connaissance vient cependant jeter des doutes sur la pertinence de l'approche sectorielle du risque. Le rythme élevé des innovations a d'abord pour effet de provoquer des restructurations accélérées du système productif, menant à la création de nouveaux secteurs, et à la redéfinition, voire à la disparition, de secteurs existants. L'approche sectorielle, qui est nécessairement dépendante des nomenclatures en usage, est donc figée dans une représentation du système productif héritée du passé. Mais, plus grave encore, on peut se demander si la notion même de secteur n'a pas perdu une bonne part de sa pertinence dans le contexte d'une économie fondée sur la connaissance. Afin d'améliorer leur capacité d'apprentissage et d'innovation, les entreprises sont de plus en plus amenées à redéfinir leur activité par rapport à des "blocs de savoirs", à des ensembles cohérents de compétences, plutôt que sur la base de produits ou de techniques de production<sup>8</sup>. La diffusion de ce principe de spécialisation cognitive conduit à la constitution de portefeuilles d'activités, cohérents sur le plan des savoirs mobilisés, mais qui sont souvent transversaux dans l'espace des produits et des techniques de production, espace dans lequel sont construites les nomenclatures sectorielles.

Simultanément, la préoccupation de "satisfaction globale du client" conduit un nombre croissant d'entreprises à étendre leur offre (mais pas nécessairement leur production propre) à un ensemble de biens et services complémentaires eu égard aux besoins des clients. Dès lors, continuer à raisonner dans un cadre sectoriel revient à adopter une représentation de l'environnement dans lequel les

---

<sup>7</sup> Pour une discussion de la nature des relations reliant les performances globales d'un secteur aux performances des firmes qui le composent, voir Moati [2000].

<sup>8</sup> Moati et Mouhoud [1994].

entreprises exercent leur activité qui est de moins en moins en phase avec leurs propres perceptions de leur environnement pertinent et qui peut se révéler inadapté pour établir un diagnostic de la compétitivité de l'entreprise.

### **2.3 La fragilité des évaluations subjectives par les chargés d'affaires**

Enfin, la décision d'accorder un crédit à une entreprise repose souvent pour beaucoup sur l'opinion subjective que le chargé d'affaires s'est forgé de l'entreprise et de ses projets d'investissement au cours de ses contacts avec l'équipe de direction, lors de visites de sites... Lorsque l'entreprise est déjà cliente de la banque, l'historique de la relation (monitoring des crédits passés, analyse des mouvements sur les comptes courants, repérage d'éventuels incidents de paiement...) compte pour beaucoup dans la perception du risque par le chargé d'affaires.

Ce mode d'évaluation, qui s'établit dans la relation, fait intervenir un ensemble d'informations tacites qui se révèlent bien souvent beaucoup plus pertinentes que l'analyse des données comptables pour anticiper la situation de l'entreprise dans l'avenir. Néanmoins, une fois de plus, l'entrée dans une économie fondée sur la connaissance vient relativiser la portée de cette démarche. Ce qui est ici en cause est la capacité du chargé d'affaires à effectuer un diagnostic satisfaisant de l'entreprise et de ses projets d'investissement. La pérennité à long terme de l'entreprise réside fondamentalement dans la pertinence de ses représentations de son environnement commercial, concurrentiel, technologique, dans sa capacité à réagir rapidement aux menaces et aux opportunités, voire à se montrer proactive, à faire évoluer rapidement ses compétences afin de se forger des avantages concurrentiels durables face à ses concurrents...

Cet ensemble de capacités se laisse très difficilement appréhender, même dans le cadre d'une relation interpersonnelle entre le banquier et son client. En particulier, l'évaluation des compétences de l'entreprise, de la pertinence de ses choix commerciaux et de ses priorités en matière d'apprentissage et d'innovation... réclame de la part du chargé d'affaires des capacités d'expertise qui vont bien au-delà du simple bon sens et de l'intuition. Ce qui est posé ainsi, c'est la question de la qualification du chargé d'affaires et des moyens qu'il lui sera permis d'engager dans une procédure – nécessairement longue et complexe – d'évaluation des ressources stratégiques, fondamentalement immatérielles, sur lesquelles repose la viabilité de l'entreprise. Indépendamment de la question de la capacité à mobiliser les compétences nécessaires, on retrouve ici la difficulté associée au coût que génèrent ces modalités d'évaluation, qui n'en rend l'usage envisageable que pour des engagements importants.

Au total, le fait que, dans une économie fondée sur la connaissance, la viabilité des entreprises repose fondamentalement sur des ressources immatérielles (en particulier cognitives) et que leur demande de financement porte de plus en plus sur des actifs immatériels, rend de plus en plus approximatives les méthodologies d'évaluation du risque de crédit traditionnelles en usage dans les banques. Face à une évaluation qui se révèle difficile et coûteuse, la tentation est grande de recourir à des procédures simples : méthodes de *scoring* alimentées par des données financières, typologies élémentaires de clientèles fondées sur des critères de taille ou d'appartenance sectorielle..., et de privilégier l'exigence de garanties à l'évaluation des projets. Cette tentation est d'autant plus forte que le renforcement de la concurrence au sein du secteur bancaire, consécutif au double mouvement de déréglementation et de mondialisation, exerce une pression à la baisse des marges d'intermédiation qui force les banques à la prudence et au repli sur les emprunteurs les plus sûrs. Les efforts commerciaux des banques convergent ainsi vers les mêmes entreprises, provoquant, ici, l'exacerbation de la concurrence et, là, des situations de rationnement du crédit. La question de fond est de savoir si la généralisation de ce type de comportements ne risque pas de mener à la marginalisation progressive du rôle des banques dans le financement de l'investissement des entreprises.

### **3. LE BESOIN DE METTRE EN ŒUVRE UNE NOUVELLE RELATION AVEC LA CLIENTÈLE**

---

Comment les banques peuvent-elles tenter de relever le défi du financement des entreprises dans une économie fondée sur la connaissance ? Tout d'abord, en tirant avantage de la relation directe qu'elles nouent avec les entreprises afin d'être en mesure de les évaluer dans toute leur complexité. Autrement dit, revenir rapidement sur *"la tendance à la substitution d'une relation "à l'acte" à la relation traditionnelle "à l'engagement" (CNCT, [1999b], p. 16) encouragée par l'exacerbation de la concurrence, pour valoriser l'avantage comparatif informationnel dont disposent potentiellement les opérateurs bancaires<sup>9</sup>.*

---

<sup>9</sup> *"Outre le raccourcissement de "l'espérance de vie" des relations commerciales entre une entreprise et son banquier, les chefs d'entreprise regrettent fréquemment la "dépersonnalisation" de la relation de crédit qu'entraîneraient selon eux l'automatisation des procédures d'attribution, la centralisation des décisions, ainsi que la rotation – trop rapide à leurs yeux – des chargés de clientèle qui nuirait à la continuité, non seulement du contact personnel, mais également de l'information de la banque sur l'entreprise".*

Cependant, nous avons déjà souligné les limites des évaluations subjectives que sont capables d'effectuer les chargés d'affaires. Pour que la relation directe, interpersonnelle, qui s'installe dans la durée entre l'entreprise et la banque puisse favoriser la capacité du banquier à évaluer correctement, non seulement la solvabilité de l'entreprise, mais aussi la valeur de ses ressources stratégiques, sa capacité à prospérer, la pertinence de ses choix stratégiques..., il convient que celui-ci se dote de nouvelles compétences en matière d'expertise. Ceci peut conduire à des révisions profondes des principes organisationnels sur lesquels sont fondées les firmes bancaires. Les banques doivent imaginer des modes d'organisation permettant de constituer et de mobiliser de manière efficiente une large palette de compétences relatives à "l'expertise des compétences" sur les différents blocs de savoirs mobilisés dans l'activité économique.

Dans l'organisation actuelle des réseaux bancaires, il est difficilement imaginable que cette fonction puisse incomber directement aux chargés d'affaires. Le réseau des chargés d'affaires est généralement organisé sur une base territoriale (tout au moins pour ce qui concerne les TPE et les PME). Chaque chargé d'affaires traite donc une zone géographique sans que, en général, puisse s'établir une spécialisation sectorielle suffisamment fine. Lorsque la mobilité professionnelle des chargés d'affaires n'est pas excessive, chacun finit par constituer un capital d'informations et de relations avec les entreprises clientes qui relèvent de sa responsabilité. Mais ceci ne met pas nécessairement le chargé d'affaires en position d'être capable d'évaluer la qualité des ressources stratégiques de ses clients, ni de porter un jugement fondé sur la pertinence de projets d'investissements immatériels.

L'expérience des chargés d'affaires doit donc pouvoir être relayée par des experts, spécialisés sur une base non pas géographique mais cognitive, maîtrisant les développements technologiques dans les différents champs du savoir, suivant les tendances des marchés... Par nature, ces experts sont rattachés aux niveaux centraux des réseaux bancaires. Certaines banques présentent déjà des structures proches de ce modèle. Toutefois, les experts ne sont souvent mobilisés que pour l'étude des dossiers d'engagement les plus lourds. Le défi réside donc dans l'élaboration de formes organisationnelles permettant de constituer une base d'expertise de bon niveau, mais à un coût raisonnable, et de mettre en place des mécanismes de mobilisation souples de cette expertise afin d'alimenter le travail d'analyse des chargés d'affaires sur le terrain.

Devant la complexité de la tâche, des politiques originales de "*knowledge management*" (codification des connaissances tacites, mise en œuvre de mécanismes de coordination entre experts, de diffusion de l'information...) s'imposent, ainsi qu'une réflexion approfondie concernant le partage des tâches entre les échelons centraux et décentralisés de l'organisation (le bon niveau de "délégation") et la

localisation des expertises. L'acquisition et l'entretien de la capacité d'expertise constituent un coût fixe, ce qui pourrait donner l'avantage aux réseaux bancaires les plus importants. Mais simultanément, l'introduction d'une logique cognitive dans l'organisation de la firme bancaire peut favoriser le retour vers une certaine spécialisation sur des segments de clientèle relativement homogènes dans l'espace des compétences. Enfin, il ne va pas de soi que cette expertise doive nécessairement être internalisée dans la firme bancaire. L'établissement de liens solides mais flexibles entre la banque et un réseau d'experts indépendants peut assurer l'accès à la compétence à un meilleur coût. Reste alors à gérer l'intégration de cette expertise dans un processus de décision interne, les problèmes de confidentialité, de confiance... et d'évaluation des experts.

En tout état de cause, pour que la constitution d'une capacité d'expertise puisse déboucher sur une amélioration sensible de la capacité d'évaluation du risque par la banque, il faut que celle-ci entretienne avec les entreprises clientes des relations suffisamment intimes pour être en mesure d'accéder à l'ensemble des informations (souvent mal codifiées) devant permettre aux experts de nourrir leur évaluation.

Au total, le poids croissant de l'immatériel dans l'investissement des entreprises doit inciter les banques à fonder davantage leur activité sur la maîtrise de compétences en matière d'évaluation. Des initiatives significatives dans cette direction ont été prises au cours des dernières années<sup>10</sup>, mais la réussite en la matière impose des révisions organisationnelles profondes et un important processus de requalification du personnel.

Pour autant, la révision des critères d'allocation des crédits en faveur d'une méthodologie fondée sur la relation et l'expertise ne peut suffire à faire disparaître les handicaps dont souffre le crédit dans le financement du capital immatériel. Face à l'incertitude qui accompagne la formation du capital immatériel, le financement par le crédit souffre d'une limite évidente, tant du point de vue de la banque que de celui de l'entreprise : il s'agit d'une ressource financière dont le coût est fixe et indépendant des résultats de l'entreprise. Ainsi, en cas de faillite, la banque perd tout ou partie de son engagement, alors que, contrairement à l'apporteur de fonds propres qui voit la valeur de son investissement s'accroître avec le développement de l'entreprise, la rémunération de la banque se limite à l'intérêt prévu

---

<sup>10</sup> "Les banques travaillent également à l'amélioration de leur système d'information risques et au développement de systèmes experts, ou, plus exactement, de logiciels d'aide à l'analyse sur les entreprises. Ces logiciels, qui doivent permettre d'homogénéiser les approches analytiques des exploitants bancaires et la détection préventive des risques en fonction d'indicateurs paramétrés, sont promis à un avenir certain. Ils ont pour but, en effet, dans la structure d'information de la banque, de synthétiser des informations d'origines diverses aujourd'hui trop éclatées et difficiles d'accès en temps réel." (Mathieu [1995, p 176]).

contractuellement, quelle que soit la réussite de son client. La banque est donc en situation asymétrique face au destin de l'entreprise : elle partage ses échecs mais ne profite pas de ses succès. De même pour l'entreprise, le crédit est une charge fixe qui peut constituer une menace pour son équilibre financier si ses performances effectives se trouvent en deçà de ses plans de développement.

Dans ces conditions, et eu égard à la spécificité de l'investissement dans les actifs immatériels, il n'est pas étonnant que les entreprises les plus engagées dans l'économie fondée sur la connaissance tendent à privilégier des formes de financement se traduisant par des engagements en capital (capital-risque, capital-développement, cotation en bourse, prise de participation minoritaire ou majoritaire par un groupe...). Le mouvement de désintermédiation ne serait ainsi pas uniquement imputable au besoin de réviser les procédures d'allocation des crédits en vigueur dans les banques, mais également, plus gravement, à l'inadaptation du crédit au financement du capital immatériel.

Cette interprétation est soutenue par le constat d'une offre de crédit globalement excédentaire depuis la fin des années 90 (CNCT, [1999a]). Ainsi, il semble essentiel que les banques élargissent la palette des modes de financement proposés aux entreprises (ce qui est déjà en cours), en particulier en faveur de formes diverses d'entrée dans le capital de leurs clients. La participation au capital donne de surcroît à la banque un accès privilégié à l'information sur l'entreprise et constitue par là même un poste d'observation privilégié pour l'évaluation de ses ressources stratégiques. Cette perspective renforce l'argument selon lequel le métier de banquier des entreprises reposera de plus en plus sur la combinaison de la gestion d'une relation "à l'engagement" avec les entreprises clientes, et d'une capacité d'expertise des ressorts immatériels qui fondent la compétitivité des firmes à long terme. S'appuyant sur ces deux piliers, l'activité du banquier pourra alors s'inscrire dans une logique de "bouquet de services" ou d'offre de "solutions globales" dans l'ingénierie du financement du développement de l'entreprise.

## **CONCLUSION**

---

L'économie fondée sur la connaissance, en ce qu'elle tend à "dématérialiser" les ressources productives des entreprises, appelle une transformation des formes de financement et des modalités de rencontre de l'offre et de la demande en la matière. Les banques, en tant qu'offres de crédit à moyen

et à long terme, se trouvent particulièrement affectées et sont engagées à redéfinir le contenu de leur métier afin de faire face au mouvement de désintermédiation.

Nous avons suggéré dans cet article que la redéfinition du métier de banquier des entreprises pourrait passer, d'une part, par la réaffirmation d'une logique de banque à l'engagement et, d'autre part, par la constitution d'une capacité d'expertise en matière d'actifs immatériels. Sur cette base, les banques pourraient adopter des méthodologies d'évaluation des entreprises et des critères d'engagement devenus en partie inadaptés au financement des entreprises dans une économie fondée sur la connaissance. Ce double fondement du renouveau du métier de banquier pourrait également autoriser l'élargissement – non par juxtaposition (notamment dans le cadre de filiales différentes) mais par intégration – de la palette des modes de financement proposés aux entreprises clientes, allant jusqu'à la prise de participation.

Outre que cette voie d'adaptation améliorerait la capacité de résistance des banques à la désintermédiation, elle pourrait comporter des conséquences favorables pour l'ensemble de l'économie. L'économie fondée sur la connaissance introduit la problématique de l'évaluation au cœur de nombreux aspects de la vie économique : investissement, fusions-acquisitions, relations clients-fournisseurs, formation de réseaux d'entreprises "partenaires" disposant de compétences complémentaires... La demande d'informations et d'expertises relatives aux actifs immatériels des entreprises (et en particulier les compétences) se fait de plus en plus explicitement sentir.

A défaut d'évaluations fiables fondées sur des expertises reconnues, l'allocation du capital peut se révéler sous-optimale. Le fonctionnement du marché boursier, en particulier sur les valeurs technologiques, est révélateur d'un système insuffisamment approvisionné en information pertinente. On observe une déconnexion croissante entre les performances boursières des entreprises et les fondamentaux appréhendés de manière traditionnelle par des indicateurs tels que les profits ou la valeur d'actif (Vickery [2000]). Les évaluations privées tendent à se focaliser sur des "conventions" insuffisamment fondées et donc régulièrement remises en cause, provoquant une très forte volatilité des cours alimentée par la généralisation des comportements mimétiques (Orléan [1999]). Cette volatilité comporte évidemment des conséquences micro et macro qui peuvent se révéler fort dommageables.

Le financement d'une économie fondée sur la connaissance appelle de nouvelles formes institutionnelles capables de répondre à ce besoin d'information et d'évaluation. Des initiatives sont prises aux niveaux national et international afin d'améliorer l'information sur le capital immatériel des entreprises, notamment en engageant celles-ci (tout au moins celles qui se présentent sur les marchés

financiers) à fournir, d'une façon normalisée, des données sur leurs dépenses de R&D, de communication, de formation... Ces informations ne renseignent cependant que sur les ressources engagées dans la constitution d'actifs immatériels et non sur la valeur économique de ces actifs. Cette situation de pénurie d'information pertinente peut fournir l'occasion pour les banques de réaffirmer leur position dans le système de financement, par la mise en avant d'une capacité d'évaluation s'appuyant sur l'intimité de leurs relations avec les entreprises et sur leurs compétences propres en matière d'expertise.

Cette perspective quant à l'évolution du rôle des banques appelle cependant au moins deux réserves. En premier lieu, on peut légitimement s'interroger sur l'opportunité, sur le plan de l'intérêt collectif, de laisser les banques acquérir un monopole sur une information aussi stratégique<sup>11</sup> qui pourrait leur permettre de tirer une rente sous la forme d'un coût du capital plus élevé. En second lieu, il n'est pas certain que les banques soient nécessairement le mieux placées pour capter cette fonction d'évaluation. Plusieurs autres catégories d'acteurs économiques se trouvent également incités à développer leur capacité d'expertise : les analystes financiers, les cabinets d'audit et de conseil, les entreprises d'assurance-crédit (les "*factors*" comme la SFAC, la COFACE), les sociétés spécialisées dans la fourniture de renseignements commerciaux (Dun & Bradstreet, Piguet...), les grands investisseurs<sup>12</sup>...

Le marché de l'expertise sera probablement très concurrentiel. Il n'est pas dit que les banques sauront y tenir une place dominante et elles pourraient être amenées à devenir des clients importants d'un secteur spécifique de l'expertise. On peut aussi imaginer que la profession bancaire puisse s'organiser de manière à mutualiser la production d'une ressource très coûteuse et d'intérêt collectif (par exemple, un système dans lequel un organisme au service de la profession puisse développer une capacité d'expertise lui permettant de "labelliser" les entreprises par l'octroi d'une garantie). Si les formes concrètes que pourrait prendre le système d'information associé au fonctionnement du marché financier et la place que pourraient y occuper les banques sont encore incertaines, il semble acquis que l'expertise en matière d'évaluation des immatériels devrait constituer une pièce centrale d'un système de financement des entreprises dans l'économie fondée sur la connaissance.

---

<sup>11</sup> L'expertise relative à une entreprise étant un coût fixe, elle tend à conduire spontanément à une situation de monopole naturel (Diamond [1984]).

<sup>12</sup> Les grands investisseurs et les analystes de marchés ont d'ores et déjà appris à enrichir leurs sources d'évaluation au profit d'informations non financières fondées sur des relations directes et interpersonnelles avec les entreprises (Vickery [2000]).

## BIBLIOGRAPHIE

---

- CHEVALLIER-FARAT Th. [1992], "Pourquoi des banques ?", *Revue d'Economie Politique*, vol. 102, n°5, pp. 633-686.
- CIEPLY S., GRONDIN M. [1999], "Expertise et contrôle des risques-PME par le chargé de clientèle entreprises : une alternative au rationnement", *Revue d'Economie Financière*, n°54, pp. 59-78.
- Commission Permanente de Concertation pour l'Industrie [2000], *L'état de l'industrie française*, rapport 2000, Ministère de l'Economie, des Finances et de l'Industrie, Paris.
- Conseil National du Crédit et du Titre [1999a], *Rapport annuel 1998*, Secrétariat Général du Conseil National du Crédit et du Titre, Paris.
- Conseil National du Crédit et du Titre [1999b], *Le financement de l'entreprise*, Secrétariat Général du Conseil National du Crédit et du Titre, Paris.
- DIAMOND [1984], "Financial Intermediation and Delegated Monitoring", *Review of Economic Studies*.
- MATHIEU M. [1995], "L'exploitant bancaire et le risque crédit. Mieux le cerner pour mieux le maîtriser", *La Revue Banque Editeur*, Paris.
- MOATI Ph. [2000], *Evaluer les performances d'un secteur d'activité*, Cahier de Recherche CRÉDOC, n°148, novembre.
- MOATI Ph., LOIRE S., MAINCENT E., POUQUET L. [2000], *Vision prospective de l'évolution de l'entreprenariat sur le territoire français dans les 10 ou 20 ans*, Rapport CRÉDOC pour la Datar.
- MOATI Ph., MOUHOUD E.M. [1994], "Information et organisation de la production. Vers une division cognitive du travail", *Economie Appliquée*, tome XLVI, n°1, pp.47-73.
- NAKAMURA L. [1999], "Intangibles : What Put the New in the New Economy ?", *Business Review*, July-Aug., repris dans *Problèmes économiques*, n°2642, 1<sup>er</sup> décembre, pp. 21-25.
- VICKERY G. [2000], "Identifier et mesurer l'immatériel pour mieux gérer", *Revue Française de Gestion*, n°130, sept.-oct. pp. 101-110.
- WILLIAMSON O. E. [1988], "Corporate Finance and Corporate Governance", *Journal of Finance*, vol. 43, n°3, pp. 567-591.

# INVESTISSEMENT CORPOREL ET COÛT DU FINANCEMENT EXTERNE : IDENTIFICATION DE DIFFÉRENTS RÉGIMES ET RÔLE DU CRÉDIT-BAIL<sup>1</sup>

Jean-Christophe TEURLAI<sup>2</sup>

## INTRODUCTION

---

Les facteurs financiers peuvent-ils limiter les investissements corporels des entreprises ? Du côté de la théorie économique, les arguments plaçant en faveur d'une réponse positive ne manquent pas. De façon très générale, ce serait l'existence d'asymétrie d'information entre les prêteurs et les emprunteurs qui serait à l'origine de la formation d'une prime au financement externe (Jensen et Meckling [1976] ; Myers et Majluf [1984]) et/ou d'un rationnement du crédit (Stiglitz et Weiss [1981]). D'un point de vue empirique, la réponse est plus ambiguë. En effet, les résultats obtenus à partir de l'estimation du modèle néoclassique d'investissement en  $q$  Tobin ou de l'équation d'Euler, aujourd'hui privilégiée, sont dans l'ensemble assez décevants<sup>3</sup>. A cela, il existe probablement plusieurs raisons. Tout d'abord, la paramétrisation usuelle de la fonction de coûts d'ajustement par une forme quadratique est sûrement trop restrictive. Du reste, Whited [1998] a récemment montré que l'approximation de la fonction de coûts d'ajustement par un développement en série entière était préférable à la forme quadratique. Par ailleurs, une autre difficulté est liée au fait que les entreprises sont susceptibles de faire face à

---

<sup>1</sup> Ce travail a été réalisé pour partie au Centre de recherche de la Banque de France. Il s'appuie sur des données issues de l'Observatoire des entreprises de la Banque de France. Il pourrait prochainement faire l'objet d'une publication dans la revue *Economie et Prévision*.

<sup>2</sup> CRÉDOC.

<sup>3</sup> Depuis près de vingt ans, les travaux empiriques se sont essentiellement attachés à réhabiliter le modèle néoclassique d'investissement afin de trouver une alternative au modèle accélérateur-profit dont la robustesse des résultats a été mise à mal vers la fin des années 1980 (Morin, Norotte et Venet [1987]). D'abord testées dans le modèle en  $q$  de Tobin, les contraintes financières ont ensuite été intégrées de façon plus structurelle dans l'équation d'Euler au cours des années 1990 (Mairesse, Haull et Mulkey [1999], pour un examen critique de ce que les progrès de la modélisation et des méthodes économétriques nous ont appris, au cours des vingt dernières années, sur le comportement d'investissement des entreprises).

différentes formes de contraintes financières, ce qui rend le choix d'un modèle théorique délicat. A ce titre, la littérature a le plus souvent pris le parti de privilégier une forme de contrainte financière à une autre. Ainsi, une approche souvent adoptée consiste à introduire dans le modèle une contrainte de rationnement du crédit sous la forme d'un plafond d'endettement *fixé de manière exogène* (Whited [1992] ; Hubbard, Kashap et Whited [1995] ; Barran et Peeters [1998] ; Bloch et Cœuré [1995] sur données macroéconomiques ). Le multiplicateur associé à cette contrainte est ensuite paramétré de façon *ad hoc* par un ensemble de variables financières censées mesurer l'intensité de la contrainte. La critique majeure adressée à ce type de formalisation réside dans le fait qu'elle s'écarte d'une forme structurelle (Chirinko [1993] ; Whited [1998]) : il est *a priori* peu évident que les variables retenues pour paramétrer le multiplicateur soient effectivement celles que le modèle théorique suggère. Une autre stratégie s'inscrit dans le cadre des problèmes de sélection adverse à l'origine de l'existence de coûts d'agence. Elle consiste à supposer que le coût du financement externe des entreprises est une fonction croissante de leur niveau d'endettement (Bond et Meghir [1994] ; Estrada et Vallès [1995] ; Bond et alii [1997] ; Crépon et Rosenwald [1999]). Pour finir, Whited [1998] a proposé de détecter la présence de contraintes de financement en testant l'omission de variables financières dans la spécification du modèle néoclassique d'investissement. Cette méthode consiste à rajouter à la liste des instruments valides (*i.e.* non corrélés avec le terme d'erreur) un ensemble de variables financières potentiellement omises (*i.e.* corrélées avec le terme d'erreur), et de tester leur exogénéité.

L'objet de ce travail de recherche est, d'une certaine manière, de réconcilier ces différentes approches en discriminant entre les deux principales formes de contraintes financières utilisées dans la littérature : le rationnement du crédit et les coûts d'agence. Une autre originalité importante de ce travail réside dans le fait qu'il intègre le crédit-bail dans la modélisation du comportement d'investissement des entreprises<sup>4</sup>. Ce dernier est en effet considéré comme un moyen de financement *complémentaire* au crédit bancaire "classique" (De Bodt et alii [1996] ; Sharp et Nguyen [1995]). Il permet notamment aux entreprises qui y recourent de réaliser des économies de fonds propres (il finance 100% de l'investissement) et de réduire leurs coûts de financement sur fonds externes (*i.e.* la *prime d'agence*). A cet égard, l'avantage comparatif du crédit-bail tient essentiellement au fait que ce dernier est une forme de contrat permettant au prêteur de surmonter une gamme assez large d'asymétrie d'information (notamment sur la qualité des projets d'investissement et les actions des emprunteurs).

---

<sup>4</sup> Le crédit-bail, institutionnalisé en France depuis 1966, est une opération de location de biens – mobiliers ou immobiliers – qui donne la faculté au locataire d'en acquérir tout ou partie moyennant une prime convenue à l'avance tenant compte, pour partie au moins, des versements effectués à titre de loyers.

La structure de ce travail de recherche est la suivante : la section 1 est consacrée à la présentation du modèle d'investissement dérivé sous l'hypothèse de rationnement de crédit et l'existence de coûts d'agence. Les données et la méthode économétrique utilisées sont décrites dans la section 2. Les différents résultats obtenus sont analysés dans la section 3.

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

---

### **1.1 Le modèle**

Dans le modèle néoclassique standard, les dirigeants d'une entreprise sont supposés agir dans l'intérêt des actionnaires en maximisant leur richesse ou, de façon équivalente, la valeur de marché de la firme. La détermination de cette dernière constitue donc le point de départ de l'analyse du comportement d'investissement. Elle résulte d'une condition d'arbitrage sur le marché des capitaux, qui porte sur la comparaison entre le rendement après impôt de l'action de la firme et d'un investissement alternatif. Le rendement d'une action dépend des éventuelles plus-values en capital et des dividendes versés par la firme. Dans le modèle néoclassique, les actionnaires – comme les dirigeants de l'entreprise – sont supposés neutres vis-à-vis du risque. A l'équilibre, si les actionnaires de la firme se contentent de détenir leurs parts, le rendement d'une action doit être égal à  $(1 - m_t)r_t$ , c'est-à-dire au taux de rendement nominal des obligations sans risque ( $r_t$ ) entre la date  $t$  et  $t+1$ , diminué d'un prélèvement fiscal d'un montant  $m_t r_t$  (où  $m_t$  est le taux d'imposition sur les dividendes à la date  $t$ )<sup>5</sup> :

$$\frac{(1 - c_t)(E_t[V_{i,t+1}] - V_{it}) + (1 - m_t)\theta_t E_t[D_{i,t+1}]}{V_{it}} = (1 - m_t)r_t \quad [1.1]$$

$V_{it}$  est la valeur de marché de la firme  $i$  l'année  $t$ , et  $c_t$  le taux d'imposition des gains en capital en vigueur l'année  $t$ .  $\theta_t$  représente la part des dividendes reçus par les actionnaires à la date  $t$  quand la firme distribue une unité de profit après impôt. Enfin,  $E_t D_{i,t+1}$  représente l'anticipation formée par la firme  $i$ , à la date  $t$ , de la valeur du dividende  $D$  à la date  $t+1$ .

---

<sup>5</sup> L'intégration de la fiscalité est dérivée des travaux de Poterba et Summers [1985].

En l'absence de bulles rationnelles, la résolution de la condition d'arbitrage vers le futur donne la valeur de marché (à la date initiale 0) que doit maximiser la firme :

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

où  $\beta_t$  est le facteur d'actualisation entre deux périodes, soit :

$$\beta_t = \frac{1}{1 + \left( \frac{1 - m_t}{1 - c_t} \right) r_t}$$

et  $\psi_t = (1 - m_t)\theta_t / (1 - c_t)$  est le "coin fiscal" qui mesure l'avantage relatif que le système fiscal procure aux dividendes par rapport aux gains en capital (et *vice versa*).

L'entrepreneur de la firme  $i$  fixe le niveau de dividende, d'emploi, d'investissement, ainsi que le prix de l'output maximisant la valeur présente des dividendes à la date  $t$ . Cette maximisation est réalisée sous les contraintes suivantes :

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

$$\begin{aligned} D_{it} + P_{st}^I I_{it} &= (1 - \tau) \Pi_{it} + B_{it} - B_{i,t-1} \\ \Pi_{it} &= P_{it} [F(K_{i,t-1}, L_{it}) - G(K_{i,t-1}, I_{it})] - w_t L_{it} - i_{i,t-1} B_{i,t-1} \end{aligned} \quad [1.3]$$

avec :

- $\Pi_{it}$  = le profit net de la firme  $i$  à la période  $t$ ,
- $L_{it}$  = les effectifs employés par la firme  $i$  à la date  $t$ ,
- $w_t$  = le taux de salaire nominal,
- $P_{st}^I$  = le prix sectoriel du bien d'équipement,
- $P_{it}$  = le prix de la production de l'entreprise  $i$  l'année  $t$ ,
- $\tau$  = le taux d'imposition des profits,
- $i_{it}$  = le taux d'intérêt nominal de la dette facturé à l'entreprise  $i$  l'année  $t$ ,
- $B_{i,t-1}$  = le stock de dette totale ( $B_{i,t-1}^{NCB} + B_{i,t-1}^{CB}$ ) de la firme  $i$  en début de période,

- $B_{i,t-1}^{NCB}$  = le stock de dette *hors crédit-bail* de la firme  $i$  en début de période,  
 $B_{i,t-1}^{CB}$  = le stock de dette *en crédit-bail* de la firme  $i$  en début de période,  
 $I_{it}$  = l'investissement corporel total ( $I_{it}^{NCB} + I_{it}^{CB}$ ) de la firme  $i$  à la date  $t$ ,  
 $I_{it}^{NCB}$  = l'investissement corporel *hors crédit-bail* de la firme  $i$  à la date  $t$ ,  
 $I_{it}^{CB}$  = l'investissement corporel *en crédit-bail* de la firme  $i$  à la date  $t$ ,  
 $K_{it}$  = le stock de capital total ( $K_{it}^{NCB} + B_{it}^{CB}$ ) de la firme  $i$  en fin de période  $t$ ,  
 $K_{it}^{NCB}$  = le stock de capital *hors crédit-bail* de la firme  $i$  en fin de période  $t$ ,  
 $K_{it}^{CB}$  = le stock de capital *en crédit-bail* de la firme  $i$  en fin de période  $t$ ,  
 $F(.)$  = la fonction de production ( $F_K > 0, F_{KK} < 0$ ),  
 $G(.)$  = la fonction de coûts d'ajustement.

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

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

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

$$p_{it}/p_{st} = \varphi^{-1}\left(F(K_{i,t-1}, N_{it}) - G(K_{i,t-1}, I_{it})\right) \quad [1.5]$$

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

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

- La firme ne peut s'endetter indéfiniment :

$$\lim_{T \rightarrow +\infty} \left( \prod_{s=0}^{s=T-1} \beta_t \right) B_{iT} = 0, \forall t \quad [1.6]$$

- Chaque firme est supposée confrontée à une courbe d'offre de crédit élastique, connue par elle (Barran et Peeters [1998], pour une approche similaire)<sup>6</sup>. Le taux d'intérêt nominal de la dette ( $i_{it}$ ) incorpore une prime d'agence, notée  $\Omega_{it}$ , payée au-dessus du taux sans risque ( $r_t$ ). Celle-ci résulte de problèmes de sélection adverse, et reflète le risque du projet évalué *ex ante* par le prêteur. Elle dépend positivement de l'endettement total d'une entreprise, et négativement de son stock de capital hors crédit-bail (utilisé en garantie). Par ailleurs, la prime d'agence est supposée différente selon que l'entreprise utilise ou non du crédit-bail pour financer ses investissements :

$$i_{it} = r_t + \Gamma_{it}^{CB} \Omega^{CB} (B_{it}, p_{st}^I (K_{it} - K_{it}^{CB})) + (1 - \Gamma_{it}^{CB}) \Omega^{NCB} (B_{it}, p_{st}^I (K_{it} - K_{it}^{CB})) \quad [1.7]$$

où  $\Gamma_{it}^{CB} = 1$  si l'entreprise  $i$  recourt au crédit-bail l'année  $t$  pour financer une partie de ses investissements et 0 sinon.

Le crédit-bail est en effet considéré comme un moyen de financement complémentaire au crédit bancaire "classique". Plutôt privilégié par les entreprises fortement endettées et/ou présentant peu ou pas de garanties, le crédit-bail permet de compléter des programmes d'investissement qu'il serait plus coûteux de financer par du crédit "classique" (De Bodt et alii [1996] ; Sharp et Nguyen [1995]). Cette hypothèse est principalement justifiée par la spécificité juridique du crédit-bail. En effet, le bailleur ayant la propriété juridique du bien loué, le crédit-bail est moins risqué qu'un contrat de prêt sans sûreté lorsque la firme contractante fait défaut. En conséquence, les coûts de faillite attendus par le bailleur sont inférieurs à ceux attendus par le banquier "classique", ce qui réduit les coûts d'agence. En outre, dans un contrat de crédit-bail, les fonds engagés par l'intermédiaire financier sont directement alloués à l'achat de l'immobilisation dont le choix incombe à l'entreprise. Cette forme spécifique de contrat permet ainsi de mieux maîtriser le risque *ex ante*, mais aussi *ex post* du projet financé. En particulier, elle force les gestionnaires de l'entreprise à révéler la nature exacte de leurs projets d'investissement (ce qui limite les problèmes de sélection adverse) et évite également d'éventuels détournements de fonds au profit de projets plus risqués mais plus rentables (phénomène d'aléa moral).

- L'apparition de tels comportements opportunistes peut en effet être observée sur le marché du crédit "classique" si le taux d'intérêt de la dette ne permet pas une discrimination optimale entre les risques. Ainsi, une augmentation des taux d'intérêt sur les prêts diminue les profits des emprunteurs, de telle

---

<sup>6</sup> Voir également Estrada et Vallès [1995] et Jaramillo, Schantarelli et Weiss [1996].

sorte que les bons risques préfèrent quitter le marché du crédit, alors que les mauvais risques sont incités à investir dans des projets plus hasardeux dont le rendement est plus élevé. Ce type de comportement a pour conséquence la dégradation du portefeuille et la diminution du profit du prêteur. Celui-ci choisira donc de rationner son offre de crédit, plutôt que d'augmenter indéfiniment le coût du crédit (Stiglitz et Weiss [1981]). Pareil enchaînement n'est évidemment pas répliquable au marché du crédit-bail, puisque qu'un contrat de crédit-bail permet au bailleur non seulement de s'assurer que le projet d'investissement est bien compatible avec ses intérêts, mais également de récupérer le bien loué en cas de défaillance de l'entreprise. Pour autant, le marché du crédit-bail n'échappe pas au phénomène du rationnement. A cet égard, le début des années 1990 marque pour la France un véritable tournant. En effet, la mauvaise conjoncture de cette époque a favorisé la faillite d'entreprises adeptes du crédit-bail et posé de ce fait un certain nombre de difficultés aux institutions financières en charge de la diffusion du produit. Ces dernières ont eu de plus en plus de mal à recouvrer leurs créances et à faire valoir leur droit de propriété juridique. En outre, les biens récupérés à la suite d'une liquidation judiciaire avaient souvent subi une dépréciation sévère. Face à ces difficultés, les établissements de crédit-bail ont resserré leurs critères d'évaluation des risques clients et rationné la production du crédit-bail.

Finalement, afin de tenir compte du phénomène de rationnement sur le marché du crédit au sens large (*i.e.* y compris le marché du crédit-bail), nous supposons l'existence d'un plafond d'endettement  $B_{it}^*$ , fixé de manière exogène (Whited [1992]), qui limite la possibilité de financement par emprunt<sup>7</sup> :

$$B_{it} \leq B_{it}^* \quad [1.8]$$

- La firme ne peut pas verser de dividendes négatifs :

$$D_{it} \geq 0 \quad [1.9]$$

Notons que l'entreprise peut également se signaler au marché par un montant minimal non nul de dividendes distribués, noté  $D_{\min}$ , avec  $0 < D_{\min} < D_{it}$ . Cette contrainte ne modifie en rien les conclusions du modèle.

---

<sup>7</sup> L'exogénéité du plafond d'endettement ne signifie pas qu'il soit indépendant des caractéristiques de la firme, mais que celle-ci le considère comme donné. En d'autres termes, le prêteur fixe à chaque période le montant maximal de fonds qu'il peut octroyer à l'entreprise après avoir évalué sa capacité de remboursement.

La trajectoire optimale d'investissement de la firme est ensuite déduite des conditions du premier ordre sur le capital  $K_{it}$  et la dette  $B_{it}$  (voir encadré ci-dessous) :

$$E_t \left[ \beta_{it}^c \left( \mu p_{i,t+1} \left( \frac{\partial F_{i,t+1}}{\partial K_{it}} - \frac{\partial G_{i,t+1}}{\partial K_{it}} \right) - \frac{\partial i_{it}}{\partial K_{it}} B_{it} + (1-\delta) \mu p_{i,t+1} \left( \frac{\partial G_{i,t+1}}{\partial I_{i,t+1}} + \frac{p_{s,t+1}^I}{\mu p_{i,t+1} (1-\tau)} \right) \right) \right] \\ = \mu p_{it} \frac{\partial G_{it}}{\partial I_{it}} + \frac{p_{st}^I}{(1-\tau)} \quad [1.10]$$

avec  $\beta_{it}^c$  qui représente le taux d'actualisation corrigé .

Cette équation d'Euler exprime la condition d'arbitrage intertemporelle d'une entreprise qui investit. En tout point de sa trajectoire optimale d'investissement, une firme est indifférente entre investir aujourd'hui ou demain, puisque le coût marginal d'une unité supplémentaire de capital en  $t$  doit être égal à celui de la période  $t+1$ .

**Encadré : Les conditions du premier ordre**

En notant  $\lambda_t^z$  les multiplicateurs de Lagrange associés à chacune des contraintes  $z$ , on peut écrire le lagrangien du programme d'optimisation dynamique dans le cas d'un plafond d'endettement exogène :

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

Les conditions d'optimalité par rapport à l'emploi  $L_{it}$ , au capital  $K_{it}$  (équation d'Euler) et à la dette  $B_{it}$  s'écrivent :

$$\frac{\partial F_{it}}{\partial L_{it}} = \frac{w_t}{\mu p_{it}} \quad [2]$$

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

$$E_t \left[ \beta_t \left( \frac{\psi_{t+1} + \lambda_{i,t+1}^D}{\psi_t + \lambda_{it}^D} \right) \left( \mu p_{i,t+1} \left( \frac{\partial F_{i,t+1}}{\partial K_{it}} - \frac{\partial G_{i,t+1}}{\partial K_{it}} \right) - \frac{\partial i_{it}}{\partial K_{it}} B_{it} + (1-\delta) \mu p_{i,t+1} \left( \frac{\partial G_{i,t+1}}{\partial I_{i,t+1}} + \frac{p_{s,t+1}^I}{\mu p_{i,t+1} (1-\tau)} \right) \right) \right] \\ = \mu p_{it} \frac{\partial G_{it}}{\partial I_{it}} + \frac{p_{st}^I}{(1-\tau)} \quad [3]$$

La condition marginale sur la dette permet de calculer un terme d'actualisation pondéré par les multiplicateurs de Lagrange sur les dividendes (et le coin fiscal). Nous l'appellerons "taux d'actualisation corrigé", noté  $\beta_{it}^c$ , et défini par :

$$\beta_{it}^c = \beta_t \frac{E_t [\psi_{t+1} + \lambda_{i,t+1}^D]}{\psi_t + \lambda_{it}^D} = \frac{1 - \frac{\lambda_{it}^B}{\psi_t + \lambda_{it}^D}}{1 + (1-\tau) \left( i_{it} + \frac{\partial i_{it}}{\partial B_{it}} B_{it} \right)} \quad [4]$$

Cette équation indique que le coût marginal de la dette doit être égal au coût d'opportunité d'un financement par fonds propres. En l'absence d'imperfections financières, l'entreprise ne subit pas de coût d'agence ( $\partial i_{it} / \partial B_{it} B_{it} = 0$ ), ni de rationnement du crédit ( $\lambda_{it}^B = 0$ ), et distribue des dividendes en  $t$  et  $t+1$  ( $\lambda_{it}^D = \lambda_{i,t+1}^D = 0$ ). On retrouve alors le cas néoclassique standard, où l'entreprise est indifférente entre un financement par fonds propres et un financement par endettement. En présence d'imperfections financières, il est possible de distinguer plusieurs cas selon les valeurs prises par les différents multiplicateurs. Si l'on suppose que la fiscalité évolue peu entre deux périodes ( $\psi_t \approx \psi_{t+1}$ ), une entreprise qui anticipe un relâchement de sa contrainte sur les dividendes ( $\psi_t + \lambda_{it}^D > E_t [\psi_{t+1} + \lambda_{i,t+1}^D]$ ) va percevoir une augmentation du coût d'opportunité d'un financement par les fonds propres et accroître son recours à l'endettement jusqu'au point où les coûts marginaux s'égalisent. Lorsque la contrainte de rationnement est saturée ( $\lambda_{it}^B > 0$ ), l'entreprise ne peut alors s'endetter que dans la limite de son plafond d'endettement, et le terme  $\lambda_{it}^B$ , qui mesure l'intensité de la contrainte, correspond à l'augmentation de la valeur présente de la firme si la contrainte pouvait être relâchée d'une unité. A l'inverse, si l'entreprise s'attend à un durcissement de sa contrainte sur les dividendes ( $\psi_t + \lambda_{it}^D < E_t [\psi_{t+1} + \lambda_{i,t+1}^D]$ ), elle va réduire son recours à l'endettement, afin d'éviter d'avoir à rembourser des emprunts à la période suivante, lorsque sa situation financière se sera dégradée. Dans ce cas, la contrainte d'endettement ne peut être saturée et  $\lambda_{it}^B$  vaut zéro.

## 1.2 La spécification du modèle

### 1.2.1 En l'absence de rationnement du crédit

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

$$\frac{\partial F}{\partial K_{it}} = \frac{F(K_{it}, L_{i,t+1}) - \frac{1}{\mu} \frac{w_{t+1}}{p_{i,t+1}} L_{i,t+1}}{K_{it}} \quad [1.11]$$

Il est également nécessaire de spécifier la fonction de coûts d'ajustement  $G$ . Pour cela, nous avons retenu, à l'instar de Whited [1998], une forme polynomiale peu restrictive, qui présente les mêmes propriétés d'homogénéité que la forme quadratique usuelle<sup>8</sup> :

$$G(K_{i,t-1}, I_{it}) = \left[ \alpha_0 + \sum_{m=2}^M \frac{1}{m} \alpha_m \left( \frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} \right)^m \right] K_{i,t-1} \quad [1.12]$$

Nous avons ensuite paramétré la fonction de coût d'agence correspondant à un régime d'investissement avec crédit-bail ( $\Gamma_{it}^{CB} \Omega_{it}^{CB} B_{it}$ ) et sans crédit-bail ( $(1 - \Gamma_{it}^{CB}) \Omega_{it}^{NCB} B_{it}$ ). Dans le premier cas, la prime d'agence  $\Gamma_{it}^{CB} \Omega_{it}^{CB}$  qui vient s'ajouter au taux d'intérêt sans risque est définie de la façon suivante :

$$\Gamma_{it}^{CB} \Omega_{it}^{CB} (B_{it}, p_{st}^I (K_{it} - K_{it}^{CB})) = \Gamma_{it}^{CB} \left[ \phi_1 \frac{(B_{it} - B_{it}^{CB})^2}{p_{st}^I (K_{it} - K_{it}^{CB})} \frac{1}{B_{it}} + \phi_{CB} \frac{(B_{it} - B_{it}^{NCB})^2}{p_{st}^I (K_{it} - K_{it}^{CB})} \frac{1}{B_{it}} \right] \quad [1.13]$$

où  $\phi_1 > 0$  et  $\phi_{CB} \geq 0$  sont des paramètres à estimer.

<sup>8</sup> Traditionnellement, la fonction de coûts d'ajustement est paramétrée par une fonction quadratique homogène de degré un en ses deux arguments,  $\alpha/2 \left( I_{it}/K_{i,t-1} - v \right)^2 K_{i,t-1}$ . Le paramètre  $v$  peut être interprété comme le taux normal d'investissement lorsque les coûts d'ajustement sont nuls (il peut être égal au taux de dépréciation  $\delta$ ).

Dans le deuxième cas, la prime d'agence  $(1 - \Gamma_{it}^{CB})\Omega_{it}^{NCB}$  est supposée de la forme :

$$(1 - \Gamma_{it}^{CB})\Omega_{it}^{NCB}(B_{it}, p_{st}^I(K_{it} - K_{it}^{CB})) = (1 - \Gamma_{it}^{CB}) \left[ \phi_0 \frac{(B_{it} - B_{it}^{CB})^2}{p_{st}^I(K_{it} - K_{it}^{CB})} \frac{1}{B_{it}} \right] \quad [1.14]$$

avec  $\phi_0 > 0$ .

Ainsi, lorsque la contrainte d'endettement n'est pas saturée ( $\lambda_{it}^B = 0$ ), le taux d'actualisation corrigé (qui exprime la condition marginale sur la dette, voir encadré 1) s'écrit<sup>9</sup> :

$$\begin{aligned} \beta_{it}^c &= \frac{1}{1 + (1 - \tau) \left( r_t + \Gamma_{it}^{CB} \left( 2\phi_1 \frac{B_{it}^{NCB}}{p_{st}^I K_{it}^{NCB}} + 2\phi_{CB} \frac{B_{it}^{CB}}{p_{st}^I K_{it}^{NCB}} \right) + (1 - \Gamma_{it}^{CB}) \left( 2\phi_0 \frac{B_{it}^{NCB}}{p_{st}^I K_{it}^{NCB}} \right) \right)} \\ &= \Gamma_{it}^{CB} \beta_{it}^{CB} + (1 - \Gamma_{it}^{CB}) \beta_{it}^{NCB} \end{aligned} \quad [1.15]$$

En principe, si l'hypothèse de complémentarité du crédit-bail est bien vérifiée, on devrait avoir une hiérarchie dans les primes d'agence, telle que :

$$\phi_1 \frac{B_{it}^{NCB}}{p_{st}^I K_{it}^{NCB}} > \phi_{CB} \frac{B_{it}^{CB}}{p_{st}^I K_{it}^{NCB}} \quad \text{et} \quad \phi_1 \frac{B_{it}^{NCB}}{p_{st}^I K_{it}^{NCB}} + \phi_{CB} \frac{B_{it}^{CB}}{p_{st}^I K_{it}^{NCB}} > \phi_0 \frac{B_{it}^{NCB}}{p_{st}^I K_{it}^{NCB}}$$

avec  $\phi_0 > 0$ ,  $\phi_1 > 0$  et  $\phi_{CB} \geq 0$

En effet, dans le régime avec crédit-bail, les entreprises commencent par prendre de la dette "classique", puis complètent leur financement par du crédit-bail dès lors que les primes marginales

vérifient la relation suivante :  $\phi_1 \frac{B_{it}^{NCB}}{p_{st}^I K_{it}^{NCB}} > \phi_{CB} \frac{B_{it}^{CB}}{p_{st}^I K_{it}^{NCB}}$ .

<sup>9</sup> Le détail des calculs du taux d'actualisation corrigé est donné en annexe A4.

Dans le régime sans crédit-bail, les entreprises ne sont pas incitées à financer leur investissement par du crédit-bail puisque la prime marginale associée à la dette "classique" est inférieure à celle du régime

$$\text{alternatif : } \phi_1 \frac{B_{it}^{\text{NCB}}}{p_{st}^I K_{it}^{\text{NCB}}} > \phi_0 \frac{B_{it}^{\text{NCB}}}{p_{st}^I K_{it}^{\text{NCB}}} .$$

Notons qu'une illustration graphique des différents régimes d'investissement est fournie en annexe A5.

Finalement, si l'on suppose une covariance constante entre le terme  $E_t[\psi_{t+1} + \lambda_{i,t+1}^D]$  et les autres variables datées  $t+1$ , l'équation testée est obtenue en remplaçant  $\partial F/\partial K_{it}$ ,  $\partial G/\partial K_{it}$ ,  $\partial G/\partial I_{it}$ ,  $\partial i/\partial K_{it}$  et  $\beta_{it}^c$  par leur expression dans l'équation d'Euler du capital ([1.10]). Si l'on suppose en outre que les anticipations des dirigeants sont rationnelles, l'observation  $X_{i,t+1}$  peut être substituée à son anticipation inobservable  $E_t[X_{i,t+1}]$ . Ainsi, le modèle peut être écrit sous une forme estimable qui tient compte de l'erreur d'anticipation des agents :

$$\begin{aligned} & \beta_{it}^c \frac{p_{i,t+1}}{p_{it}} \left[ \frac{F(K_{it}, L_{i,t+1}) - \frac{w_{t+1}}{p_{i,t+1}} L_{i,t+1}}{K_{it}} - (1-\mu) \frac{F(K_{it}, L_{i,t+1})}{K_{it}} \right] \\ & + \beta_{it}^c \frac{p_{i,t+1}}{p_{it}} \left[ \frac{(1-\delta) p_{s,t+1}^I}{(1-\tau_{t+1}) p_{i,t+1}} \right] - \frac{1}{1-\tau_{it}} \frac{p_{st}^I}{p_{it}} \\ & + \beta_{it}^c \frac{p_{i,t+1}}{p_{it}} \frac{p_{st}^I}{p_{i,t+1}} \left[ \Gamma_{it}^{\text{CB}} \left( \phi_1 \left( \frac{B_{it}^{\text{NCB}}}{p_{st}^I (K_{it} - K_{it}^{\text{CB}})} \right)^2 + \phi_{\text{CB}} \left( \frac{B_{it}^{\text{CB}}}{p_{st}^I (K_{it} - K_{it}^{\text{CB}})} \right)^2 \right) + (1-\Gamma_{it}^{\text{CB}}) \phi_0 \left( \frac{B_{it}^{\text{NCB}}}{p_{st}^I (K_{it} - K_{it}^{\text{CB}})} \right)^2 \right] \\ & - \beta_{it}^c \frac{p_{i,t+1}}{p_{it}} \alpha_0 \mu \\ & + \sum_{m=2}^M \alpha_m \mu \left( \beta_{it}^c \frac{p_{i,t+1}}{p_{it}} \left[ \frac{m-1}{m} \left( \frac{I_{i,t+1}}{K_{it}} \right)^m + (1-\delta) \left( \frac{I_{i,t+1}}{K_{it}} \right)^{m-1} \right] - \left( \frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} \right)^{m-1} \right) \\ & = \varepsilon_{i,t+1} - f_i - d_t \end{aligned} \tag{1.16}$$

Par hypothèse d'anticipations rationnelles, l'erreur  $\varepsilon_{i,t+1}$  est supposée orthogonale à l'ensemble informationnel connu à la date  $t$ . Par ailleurs, nous avons introduit un effet fixe individuel spécifique à chaque firme  $f_i$  et un effet spécifique temporel  $d_t$ .

### 1.2.2 En présence de rationnement du crédit

En présence de rationnement du crédit, le multiplicateur  $\lambda_{it}^B$  est strictement positif. Ainsi, le taux d'actualisation corrigé (qui exprime la condition marginale sur la dette, voir encadré) s'écrit :

$$\beta_{it}^c = \frac{1 - \Lambda_{it}}{1 + (1 - \tau) \left( r_t + \Gamma_{it}^{CB} \left( 2\phi_1 \frac{B_{it}^{NCB}}{p_{st}^I K_{it}^{NCB}} + 2\phi_{CB} \frac{B_{it}^{CB}}{p_{st}^I K_{it}^{NCB}} \right) + (1 - \Gamma_{it}^{CB}) \left( 2\phi_0 \frac{B_{it}^{NCB}}{p_{st}^I K_{it}^{NCB}} \right) \right)} \quad [1.17]$$

$$\text{avec } \Lambda_{it} = \frac{\lambda_{it}^B}{\psi_t + \lambda_{it}^D}$$

Le taux d'actualisation corrigé  $\beta_{it}^c$  ne peut être mesuré directement, car il dépend d'une variable inobservable  $\Lambda_{it}$  qui correspond à la prime du rationnement du crédit. Pour estimer l'équation [1.16], une solution proposée par Whited [1992], et développée par la suite dans de nombreux travaux empiriques (Hubbard, Kashyap et Whited [1995] ; Barran et Peeters [1998]), consiste à paramétrer la prime de façon *ad hoc* par une fonction qui dépend de variables observables, comme les cash-flows et les charges d'intérêt.

La critique majeure adressée à ce type de formalisation réside dans le fait qu'elle s'écarte d'une forme structurelle (Chirinko [1993] ; Whited [1998]) : il est *a priori* peu évident que les variables retenues pour paramétrer la prime soient effectivement celles que le modèle théorique suggère. Sur ce point, Chatelain [1998] a levé une partie de la critique, en montrant que la forme théorique de la prime  $\Lambda_{it}$  confirmait l'intuition de Whited quant au choix des variables. Plus précisément, Chatelain [1998] a montré que la prime  $\Lambda_{it}$  est une fonction, notamment, des charges d'intérêt rapportées au stock de capital  $[iB]_{it} / P_{s,t-1}^I K_{i,t-1}$  et du taux de profit  $CF_{it} / K_{i,t-1}$ . Malheureusement, le test de l'équation d'Euler avec la forme théorique de  $\Lambda_{it}$  est difficile à mettre en œuvre, car la prime est une fonction dont les paramètres à estimer sont une combinaison non linéaire des paramètres structurels du modèle.

Une solution possible pour contourner ces difficultés est de tester de façon "indirecte" l'hypothèse nulle d'absence de rationnement du crédit par la méthode suggérée par Whited [1998]. Pour cela, il suffit d'estimer l'équation [1.16] sous l'hypothèse  $\Lambda_{it} = 0$  et de tester l'éventuelle omission des variables financières fonction de la prime  $\Lambda_{it}$  (soit le taux de profit et les charges d'intérêt). Des précisions sur le test sont données dans la section 3.

## **2. DONNÉES UTILISÉES, STATISTIQUES DESCRIPTIVES ET MÉTHODE D'ESTIMATION**

---

### **2.1 Les données**

Les données utilisées proviennent des bilans annuels d'entreprises industrielles (soumises à l'impôt sur les sociétés) adhérant à la Centrale de Bilans de la Banque de France. Elles comprennent l'ensemble des informations contenues dans les feuillets fiscaux, ainsi que des données complémentaires concernant des domaines divers tels que le crédit-bail, les opérations de restructuration, etc. L'utilisation du crédit-bail et son retraitement constituent une originalité importante de nos données. En effet, dans la plupart des études empiriques réalisées à partir de données individuelles d'entreprises, le crédit-bail est ignoré (souvent faute d'information le concernant). Or, il représente un mode de financement privilégié de l'investissement des PMI (Teurlai [1999]). La prise en compte du crédit-bail a nécessité le retraitement de l'information comptable traditionnelle. En particulier, nous avons considéré le crédit-bail comme un actif quelconque, financé par emprunt. Nous l'avons donc intégré dans la mesure du capital productif, de l'investissement, des cash-flows et de la dette. En revanche, le crédit-bail n'a pu être incorporé dans la mesure des charges d'intérêt, en raison de l'insuffisance de l'information disponible. Après avoir construit les différentes variables nécessaires à cette étude, nous avons éliminé les observations extrêmes ou douteuses et cylindré l'échantillon. Le panel ainsi obtenu est constitué de 4 025 entreprises continûment présentes entre 1988 et 1996<sup>10</sup>. La présentation détaillée des différentes étapes de la constitution de l'échantillon et de la construction des variables utilisées est donnée en annexes A1 et A2.

---

<sup>10</sup> Le programme informatique que nous avons utilisé pour nos estimations n'étant pas adapté à la gestion des panels non cylindrés, l'échantillon a dû être restreint à la population des entreprises ayant régulièrement fourni leurs bilans à la Centrale de Bilans de la Banque de France sur la période 1988-1996. Ce programme, qui permet d'estimer des modèles *dynamiques et non linéaires* par la méthode des moments généralisés, a été écrit à partir du module IML de SAS, par P. Blanchard, G. Bresson, P. Sevestre et J.C. Teurlai.

## 2.2 Statistiques descriptives : les entreprises qui recourent au crédit-bail sont-elles différentes des autres ?

Une des hypothèses centrales de notre modèle est que les entreprises recourent au crédit-bail afin de compléter des programmes d'investissement qu'il serait plus coûteux de financer par du crédit "classique". Préalablement à tout test économétrique, une analyse descriptive simple devrait déjà nous donner quelques indications sur la pertinence de cette hypothèse. En effet, si cette dernière devait effectivement être privilégiée, les entreprises ayant recours au crédit-bail devraient être plus endettées que celles qui n'y ont pas recours, toutes choses égales par ailleurs. Le ratio d'endettement moyen (ou médian) des premières devrait être plus élevé que celui des secondes, et ce, que les dettes de location-financement soient ou non incluses dans les dettes financières. Par ailleurs, les entreprises adeptes du crédit-bail devraient être plus risquées et avoir une politique d'investissement active dont la rentabilité économique justifie le recours à cette forme de financement.

Pour comparer les deux profils d'entreprises, nous avons tenu compte du fait que notre modèle doit être estimé en différence première (cf. la méthode d'estimation). Plus précisément, nous avons supposé que l'indicatrice  $\Gamma^{CB}$  vaut 1 lorsque les entreprises recourent deux années consécutives au crédit-bail, et 0 sinon.

Comme l'indique le tableau 1, les entreprises adeptes du crédit-bail durant deux années consécutives représentent, chaque année, au moins 13.4% de la population totale<sup>11</sup>. Par ailleurs, plus de 32% de ces entreprises sont restées fidèles à ce mode de financement sur la période 1992-1996. *A contrario*, sur cette même période, plus de la moitié des entreprises de l'échantillon n'ont jamais fait appel au crédit-bail pour financer leur investissement.

---

<sup>11</sup> Chaque variable a fait l'objet d'une analyse de la variance afin de s'assurer que les différences de moyennes observées pour les deux profils d'entreprises sont significatives au seuil de 5%. Par souci de lisibilité du tableau, nous avons ombré les moyennes non significativement différentes.

Tableau 1 : Statistiques descriptives sur la période 1993-1996

	1993		1994		1995		1996		Total	
	Moy	Med								
<b>Firmes utilisatrices de CB en t-1 et t</b>										
Nombre d'entreprises	673	-	546	-	540	-	563	-	580	-
Capital hors crédit-bail	124.9	11.16	124.8	12.40	127.0	10.89	105.6	10.43	120.7	11.27
Capital en crédit-bail	12.98	1.85	13.50	2.04	12.13	1.8	7.33	1.8	11.53	1.89
Capital total	137.9	14.33	138.4	16.18	139.1	13.65	112.9	13.08	132.3	14.18
Effectif	386	84	377	91	370	76	293	73	358	82
Capital total / Effectif	0.217	0.178	<b>0.223</b>	0.185	0.217	0.181	0.218	0.185	0.218	0.181
Valeur ajoutée (t) / Capital total(t-1)	<b>0.989</b>	0.785	<b>1.063</b>	0.840	<b>1.048</b>	0.818	<b>1.028</b>	0.790	<b>1.030</b>	0.808
Cash-flows (t) / Capital total (t-1)	0.230	0.177	0.247	0.190	0.236	0.193	0.219	0.165	0.232	0.182
Investissement total (t) / Capital total(t-1)	0.123	0.087	0.132	0.098	0.141	0.113	0.135	0.097	0.133	0.098
Investissement en CB (t) / Invest. total (t)	0.343	0.294	0.352	0.325	0.360	0.323	0.356	0.315	0.352	0.315
Dette hors CB (t) / Ps(t-1) Capital hors CB(t-1)	0.624	0.482	0.601	0.479	0.620	0.442	0.634	0.455	0.620	0.467
Dette total (t) / Ps(t-1) Capital hors CB(t-1)	0.774	0.612	0.751	0.609	0.776	0.603	0.777	0.599	0.767	0.606
Charges d'int. h. CB (t) / Ps(t-1) K h. CB (t-1)	0.072	0.054	0.059	0.045	0.060	0.044	0.053	0.036	0.062	0.045
Charges d'intérêt h. CB (t) / Dette hors CB(t)	0.119	0.110	<b>0.101</b>	0.091	<b>0.099</b>	0.089	<b>0.093</b>	0.080	0.104	0.093
<b>Firmes non utilisatrices de CB en t-1 et t</b>										
Nombre d'entreprises	3552	-	3479	-	3485	-	3462	-	3445	-
Capital hors crédit-bail	75.01	8.82	76.65	8.75	77.14	9.15	81.29	9.35	77.54	8.99
Capital en crédit-bail	2.06	0.120	2.18	0.101	2.40	0.057	2.34	0.011	2.25	0.074
Capital total	77.08	9.78	78.83	9.67	79.56	9.96	83.64	10.02	79.80	9.85
Effectif	228	54	225	54	221	57	231	56	226	55
Capital total / Effectif	0.238	0.176	<b>0.239</b>	0.175	0.242	0.170	0.245	0.174	0.241	0.174
Valeur ajoutée (t) / Capital total(t-1)	<b>0.986</b>	0.750	<b>1.034</b>	0.803	<b>1.058</b>	0.821	<b>1.056</b>	0.809	<b>1.034</b>	0.796
Cash-flows (t) / Capital total (t-1)	0.190	0.145	0.209	0.158	0.211	0.163	0.197	0.147	0.202	0.154
Investissement total (t) / Capital total(t-1)	0.078	0.051	0.080	0.053	0.090	0.061	0.090	0.062	0.085	0.057
Investissement en CB (t) / Invest. total (t)	0.052	0.00	0.061	0.00	0.055	0.00	0.053	0.00	0.055	0.00
Dette hors CB (t) / Ps(t-1) Capital hors CB(t-1)	0.568	0.372	0.546	0.351	0.561	0.363	0.537	0.344	0.553	0.358
Dette total (t) / Ps(t-1) Capital hors CB(t-1)	0.615	0.409	0.589	0.391	0.599	0.397	0.572	0.383	0.593	0.395
Charges d'int. h. CB (t) / Ps(t-1) K h. CB (t-1)	0.058	0.037	0.049	0.031	0.048	0.030	0.042	0.026	0.049	0.031
Charges d'intérêt h. CB (t) / Dette hors CB(t)	0.113	0.103	<b>0.100</b>	0.090	<b>0.097</b>	0.085	<b>0.091</b>	0.075	0.100	0.088

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

Chaque variable a fait l'objet d'une analyse de la variance afin de s'assurer que les différences de moyennes observées pour les deux profils d'entreprises sont significatives au seuil de 5%. Par souci de lisibilité du tableau, nous avons ombré les moyennes non significativement différentes.

La taille moyenne (et médiane) des entreprises qui recourent au crédit-bail deux années consécutives est sensiblement supérieure à celle du reste de la population. A première vue, ce résultat peut sembler surprenant puisqu'un grand nombre d'études empiriques ont montré que ce type de financement était

largement privilégié par les TPI (moins de 20 salariés) et les PMI (20-499 salariés)<sup>12</sup>. Néanmoins, s'il est vrai que le crédit-bail pèse fortement dans l'investissement global de ces entreprises, il reste que leurs fréquences d'intervention sur le marché s'avèrent nettement inférieures à celles des grandes entreprises (Teurlai [1999]). Ce résultat peut donc expliquer la forte représentation des grandes entreprises dans le régime d'investissement avec crédit-bail. En outre, comme le remarque Lobez [1987], *"dans les grandes entreprises, les programmes d'investissement correspondent souvent à une enveloppe budgétaire pluriannuelle permettant d'assurer l'équilibre financier à long terme de la firme. Le crédit-bail peut alors apparaître comme un moyen de financement complémentaire permettant de financer des projets d'investissement non budgétés mais dont la réalisation s'avère nécessaire ex-post (remplacement de matériels par exemple)"*. Si l'on excepte l'année 1994, les entreprises adeptes du crédit-bail sont en moyenne moins capitalistiques que leurs homologues non (ou faiblement) utilisatrices, alors que la productivité moyenne du capital est sensiblement la même pour les deux profils d'entreprises (moyennes ombrées).

Pour les autres ratios, les résultats plaident globalement en faveur de l'hypothèse de complémentarité. En effet, les entreprises qui recourent au crédit-bail deux années consécutives investissent au total bien plus que celles n'employant pas ou peu ce mode de financement : le taux d'investissement total est, en moyenne sur la période, de 13.3% pour les premières (9.8% en médiane) contre 8.5% pour les secondes (6.2% en médiane). Par ailleurs, si l'on analyse la part de l'investissement en crédit-bail dans l'investissement total, on observe que le crédit-bail assure chaque année environ 35% de l'investissement total des entreprises qui y recourent. En terme de rentabilité, le taux de profit est en moyenne annuelle de quatre points supérieur pour les entreprises adeptes du crédit-bail<sup>13</sup>.

Enfin, l'usage du crédit-bail trahit probablement une certaine fragilité financière, comme en témoigne le ratio d'endettement mesuré hors crédit-bail ainsi que la part des charges d'intérêt dans le stock de capital. En effet, les entreprises faisant usage du crédit-bail deux années consécutives sont plus fortement endettées que les autres : le ratio d'endettement des firmes utilisatrices s'élève à environ 62% en moyenne annuelle contre 55% pour l'autre groupe. Si l'on tient compte du crédit-bail dans la mesure du ratio (*i.e.* si l'on intègre l'endettement caché), l'écart entre les deux profils d'entreprises se creuse encore d'avantage ; il passe, en moyenne sur la période, de 7% à plus de 17%. Par ailleurs, cette

---

<sup>12</sup> Voir, par exemple, Julia [1994], Paulin et Reignier [1999], ou encore Teurlai [1999].

<sup>13</sup> Notons que dans le cas de la concurrence pure et parfaite et de rendement d'échelle constant dans la technologie, la productivité marginale du capital est égale au taux profit brut réel moyen :

$$\partial F / \partial K = (F - \partial F / \partial L) / K = (F - w/p L) / K = CF / K .$$

politique d'endettement active a pour contrepartie d'alourdir les charges d'intérêt. Ainsi, les entreprises classées dans le régime de crédit-bail doivent s'acquitter de lourdes charges d'intérêt (mesurées hors crédit-bail et en part du capital), en moyenne 30% supérieures à celles de l'autre groupe (40% en médiane), et sont de ce fait susceptibles de connaître des problèmes de solvabilité.

### **2.3 La méthode d'estimation**

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

Cette méthode d'estimation comporte deux étapes. A la première étape, on estime de façon convergente les paramètres du modèle écrit en différence première (pour traiter le problème 1), en instrumentant les variables potentiellement corrélées avec le terme d'erreur (pour traiter le problème 2). Ce n'est que lors de la deuxième étape que les problèmes d'hétéroscédasticité sont pris en compte, par la pondération des estimations par un estimateur asymptotiquement convergent de la matrice de variance-covariance des perturbations. Cette estimateur est calculé à partir des résidus estimés à la première étape (cf. annexe A3 pour une présentation plus formelle du problème).

### **2.4 Le choix des instruments**

Le problème du choix des instruments, habituellement délicat à résoudre, est facilité dans le cas de l'équation d'Euler par l'hypothèse d'anticipations rationnelles. En effet, si le modèle est écrit en différence première  $(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1} = y_t - y_{t-1} - (x_t - x_{t-1})\beta - (d_t - d_{t-1}))$  et que l'erreur d'anticipation  $(\varepsilon_t)$  est un bruit blanc, toutes les variables en niveau retardées d'au moins deux périodes sont, en principe, des instruments valides, puisque  $\varepsilon_t$  est par hypothèse orthogonale à l'ensemble

informationnel disponible en  $t-1$  (Arellano et Bond [1991]). En d'autres termes, en l'absence d'autocorrélation des erreurs,  $\Delta\varepsilon_t$  est orthogonale aux valeurs passées des variables  $y$  et  $x$  (supérieur à un retard), soit  $y_{t-2}, y_{t-3}, \dots, x_{t-2}, x_{t-3}, \dots$

Dans l'hypothèse où  $\varepsilon_t$  suit un processus de moyennes mobiles  $MA(q)$  avec  $q \geq 1$ , le choix des instruments valides est alors restreint au champ des variables datées  $t - s$  pour  $s \geq 2 + q$ .

En pratique, le choix des retards admissibles peut être testé de façon séquentielle. Cette méthode consiste à supposer dans un premier temps que seuls les retards d'ordre 3 sont admissibles (on suppose un  $MA(1)$ ), puis à ajouter des retards plus récents jusqu'à ce que les conditions d'orthogonalité additionnelles soient rejetées par le test correspondant du Chi-deux. Plus précisément, nous avons utilisé le test proposé par Eichenbaum, Hansen et Singleton [1988], basé sur la différence de Sargan. Ce teste consiste à s'assurer qu'un sous-ensemble de conditions d'orthogonalité est vérifié (hypothèse nulle). La différence de Sargan entre le modèle comportant tous les instruments (*i.e.*  $y$  compris les instruments potentiellement endogènes) et celui restreint au sous-ensemble correspondant à des hypothèses faibles sur les conditions d'orthogonalité, suit un Chi-deux avec pour degré de liberté le nombre de contraintes imposées (soit la différence des degrés de liberté des deux modèles).

### **3. TESTS DE L'HYPOTHÈSE DE COMPLÉMENTARITÉ DU CRÉDIT-BAIL ET DU RATIONNEMENT DU CRÉDIT**

---

La présentation des résultats s'effectue en trois temps. Premièrement, on teste l'hypothèse de complémentarité du crédit-bail au crédit "classique" à partir de l'estimation d'une équation d'Euler de l'investissement incorporant une prime d'agence, mesurée pour des entreprises faisant usage du crédit-bail deux années consécutives et pour celles n'en faisant pas usage. Deuxièmement, on teste l'hypothèse nulle d'absence de rationnement du crédit en testant l'omission de certaines variables financières reliées au multiplicateur inobservable du rationnement. Troisièmement, on teste l'hypothèse de complémentarité du crédit-bail sur deux sous-échantillons segmentés selon le critère

d'autofinancement. Ce critère permet de discriminer entre les firmes potentiellement rationnées<sup>14</sup> sur le marché du crédit et celles faisant face à un coût d'agence.

### 3.1 Test de l'hypothèse de complémentarité du crédit-bail en l'absence de rationnement du crédit

Afin de tester l'hypothèse selon laquelle le crédit-bail est un moyen de financement des investissements complémentaires au crédit "classique", nous avons estimé, par la méthode des moments généralisés, une équation d'investissement où  $\lambda_{it}^B$  est supposé nul pour toutes les entreprises (absence de rationnement du crédit). Par ailleurs, pour compléter la spécification, nous avons fixé à 4 la valeur "optimale" du paramètre de troncation M de la fonction de coût d'ajustement<sup>15</sup>, et supposé que l'indicatrice  $\Gamma^{CB}$  vaut 1 lorsque les entreprises recourent deux années consécutives au crédit-bail, et 0 sinon (pour tenir compte du fait que le modèle est écrit en différence première).

Le tableau 2 donne les estimations obtenues pour les différents paramètres structurels du modèle. Il s'agit de l'inverse du taux de marge  $\mu$ , des paramètres associés aux primes d'agence des deux régimes d'investissement ( $\phi_0, \phi_1, \phi_{CB}$ ) et ceux relatifs à la fonction de coûts d'ajustement. Nous avons en outre pris en compte l'existence d'un effet fixe temporel en introduisant dans les régressions des dummies années (dont les estimations ne sont pas rapportées dans le tableau). Ces régressions sont effectuées en utilisant comme instrument les niveaux retardés sur une et deux périodes de trois variables réelles : la productivité apparente du capital  $Y_{i,t-1}/K_{i,t-2}$ , le taux d'investissement

---

<sup>14</sup> Ou de firmes non rationnées, mais ayant un accès au marché du crédit limité par une forme de contrainte financière (alternative aux régimes avec coûts d'agence tels que nous les avons spécifiés) mettant en jeu le taux de profit et les charges d'intérêt.

<sup>15</sup> Le choix du paramètre de troncation M "optimal" a été déterminé selon une démarche identique à celle de Whited [1998]. Plus précisément, nous avons commencé par choisir une valeur "élevée" pour M (M=5) et estimé le modèle correspondant. Dans un second temps, en utilisant la même matrice optimale de poids (i.e. la même matrice de variance-covariance empirique), nous avons réalisé plusieurs estimations successives en réduisant progressivement la valeur de M, et donc le nombre de paramètres  $\alpha_m$  à estimer. Intuitivement, la valeur optimale de M devrait être celle pour laquelle l'exclusion du paramètre  $\alpha_m$  correspondant augmente de façon significative le Sargan. Plus formellement, le choix du paramètre de troncation repose sur un test de restriction de la forme :  $H_0 : \alpha_{M_{j+1}} = 0$ , pour  $j = 0, \dots, k$ . La différence de Sargan entre le modèle contraint (i.e. dont le/les paramètre(s)  $\alpha_{M_{j+1}}$  est (sont) contraint(s) à 0) et non contraint, suit un Chi-deux avec pour degré de liberté le nombre de contraintes imposées. L'hypothèse nulle est rejetée lorsque la statistique ainsi calculée est supérieure à la valeur critique de la loi du Chi-deux au seuil de 5%.

$I_{i,t-2}/K_{i,t-3}$  et son carré  $(I_{i,t-1}/K_{i,t-2})^2$ , et une variable financière qui correspond au taux d'endettement  $(B_{t-2} - B_{t-2}^{CB})/p_{s,t-2}^1 (K_{t-2} - K_{t-2}^{CB})$  (jeu d'instruments noté -a-).

**Tableau 2 : Estimation par les MMG du modèle d'investissement avec imperfection des marchés**  
**Echantillon total (4 025 firmes), Période d'estimation : 1993-1996**

Paramètres	$\beta_{it}^C = \Gamma^{CB} \beta_{it}^{CB} + (1 - \Gamma^{CB}) \beta_{it}$			
	Instruments : lag(1) et lag(2)		lag(1)	lag(2)
	M = 4 -a-	M = 4 -a-	M = 4 -a1-	M = 4 -a2-
$\mu$	0.68 (19.00)	0.68 (19.24)	0.67 (14.98)	0.66 (11.67)
$\phi_0$	0.00 (0.00)	-	-	-
$\phi_1$	0.020 (0.69)	-	-	-
$\phi_{cb}$	-0.057 (-0.25)	-	-	-
$\alpha_0$	-0.45 (-2.74)	-0.52 (-3.44)	-0.58 (-2.00)	-0.99 (-1.91)
$\alpha_2$	1.10 (1.69)	1.21 (1.92)	0.79 (0.86)	2,78 (1.52)
$\alpha_3$	-4.12 (-1.77)	-4.51 (-2.00)	-3.09 (-0.95)	-11.77 (-1.67)
$\alpha_4$	3.85 (1.83)	4.20 (2.04)	3.00 (1.03)	11.10 (1.55)
<b>Test de sur-identification</b>				
Statistique de Sargan	27.64	28.30	10.81	4.67
Degrés de liberté	24	27	11	11
Probabilité critique	0.27	0.39	0.46	0.95
<b>Test d'exogénéité pour le choix des retards des instruments</b>				
Statistique de Sargan	-	-	17.49	23.63
Degrés de liberté	-	-	16	16
Probabilité critique	-	-	0.35	0.10
<b>Coûts marginaux d'ajustement en t</b>				
Moyenne	0.048418	0.05344	-	-
Médiane	0.037411	0.04126	-	-

Note : les valeurs entre parenthèses sont les T de Student. Les estimations des indicatrices années ne sont pas reportées dans le tableau. Pour le test de sur-identification, le degré de liberté de la statistique de Sargan correspond à  $T.k - p$  où T est le nombre de périodes, k le nombre de variables instrumentales et p le nombre de paramètres. Le jeu d'instruments (a) est composé de variables indicatrices correspondant aux années et des variables suivantes :

$$Y_{t-2}/K_{t-3}, Y_{t-3}/K_{t-4}, I_{t-3}/K_{t-4}, I_{t-4}/K_{t-5}, (I_{t-2}/K_{t-3})^2, (I_{t-3}/K_{t-4})^2, (B_{t-3} - B_{t-3}^{CB})/p_{s,t-3}^1 (K_{t-3} - K_{t-3}^{CB}) \text{ et } (B_{t-4} - B_{t-4}^{CB})/p_{s,t-4}^1 (K_{t-4} - K_{t-4}^{CB}).$$

Le jeu d'instruments -a1- est restreint aux lag(1) des variables, soit :  $Y_{t-2}/K_{t-3}, I_{t-3}/K_{t-4} \dots$

Le jeu d'instruments -a2- est restreint aux lag(2) des variables, soit :  $Y_{t-3}/K_{t-4}, I_{t-4}/K_{t-5} \dots$

Si l'on en juge par le test de sur-identification, la qualité globale des régressions est plutôt satisfaisante. Les conditions d'orthogonalité associées au jeu d'instruments -a- sont acceptées au seuil de 27%. L'exogénéité des instruments additionnels retardés d'une (respectivement de deux) période(s) est acceptée aux seuils de 10% (colonne 4) (respectivement 35%, colonne 3). Ce résultat va plutôt dans le sens du rejet de l'hypothèse que les perturbations  $\varepsilon_t$  suivent un processus MA(q) avec  $q \geq 1$ . Pour améliorer la précision des estimations, nous avons donc retenu l'ensemble d'instruments le plus large, *i.e.* celui qui inclut les variables instrumentales retardées d'une et de deux périodes (colonnes 2 et 3). Comme dans l'étude de Whited [1998], l'approximation de la fonction de coûts d'ajustement par un polynôme conduit à une évaluation des coûts d'ajustement marginaux (en  $t-1$ ) au point médian de l'échantillon (ils représentent environ 50% de la médiane du taux d'investissement) qui contraste avec les très faibles valeurs (dans certains cas négatives) généralement obtenues avec la forme quadratique usuelle (*i.e.* dans le cas où  $M=2$ ). Par ailleurs, l'hypothèse de concurrence monopolistique ne peut être rejetée, l'estimation assez précise du paramètre structurel  $\mu$  donnant un taux de marge élevé de 1.46 (*i.e.* une élasticité de la demande égale à 3.1). En revanche, la complémentarité du crédit-bail ou plus généralement l'influence des contraintes financières (sous l'hypothèse  $\lambda_{it}^B = 0$ ) semble peu évidente. En effet, les paramètres associés aux primes d'agence des deux régimes d'investissement sont non significativement différents de zéro (colonne 1). De plus, l'estimation du modèle sous l'hypothèse d'absence de contraintes financières (colonne 2) donne des résultats très proches de ceux obtenus avec l'autre modèle.

### 3.2 Test de l'hypothèse de rationnement du crédit

Le résultat que nous venons d'établir ne permet pas de mettre en évidence l'effet de contraintes de financement pesant sur l'investissement des entreprises. En particulier, nous ne pouvons conclure en faveur de l'hypothèse de complémentarité du crédit-bail, alors que cette dernière semblait pourtant accréditée par les statistiques descriptives. Néanmoins, les estimations ont été réalisées sous l'hypothèse d'absence de rationnement du crédit pour toute les entreprises (*i.e.*, d'après l'équation [1.17],  $\Lambda_{it} = 0$ ). Or, un problème de spécification, susceptible de modifier les conclusions des tests économétriques, peut se poser si cette hypothèse a été imposée à tort. En effet, comme nous l'avons déjà évoqué, Chatelain [1998] a montré que la prime liée au rationnement du crédit  $\Lambda_{it}$  est une

fonction assez compliquée des charges d'intérêt (rapportées au stock de capital) et du taux de profit. Ainsi, l'investissement des entreprises ayant atteint leur plafond d'endettement dépend de ces deux variables financières *via* la prime  $\Lambda_{it}$ . Comme le test explicite de l'équation d'Euler avec la forme théorique de la prime  $\Lambda_{it}$  est compliqué, nous avons opté pour une solution plus simple. Plus précisément, nous avons retenu la solution de Whited [1998]<sup>16</sup> en testant de façon indirecte l'hypothèse de rationnement du crédit, ou d'une forme de contrainte financière alternative au régime avec coûts d'agence (tel que nous les avons spécifiés). Le principe de la méthode est assez simple ; il suffit en effet de rajouter à la liste des instruments valides (*i.e.* non corrélés avec le terme d'erreur) les variables financières potentiellement omises dans le cas du rationnement du crédit (*i.e.* potentiellement corrélées avec le terme d'erreur), et de tester leur exogénéité.

Pour construire ce test, nous avons défini deux nouveaux ensembles d'instruments. Le premier, noté -b-, est composé des variables précédentes (jeu -a-) ainsi que du taux de profit  $CF_{i,t-2}/K_{i,t-3}$  et son retard. Le deuxième, noté -c-, reprend les instrument du jeu -b- et intègre le ratio (mesuré hors crédit-bail) rapportant les charges d'intérêt au stock de capital  $[iB]_{i,t-2}/p_{s,t-3}^I K_{i,t-3}$  et son retard.

En principe, si le modèle néoclassique d'investissement (*i.e.* le modèle défini sous l'hypothèse de marché des capitaux parfait, soit :  $\lambda^B = \phi_0 = \phi_1 = \phi_{CB} = 0$ ) est le "vrai" modèle, le sous-ensemble de conditions d'orthogonalité associées aux variables financières additionnelles doit être vérifié par le test correspondant du Chi-deux. En pratique, les résultats reportés dans le tableau 3 ci-dessous montrent clairement que le modèle néoclassique d'investissement est probablement inapproprié pour expliquer le comportement d'investissement des entreprises.

---

<sup>16</sup> Voir également Chatelain et Teurlai [2001].

**Tableau 3 : Estimation par les MMG du modèle néoclassique d'investissement**  
**Echantillon total (4 025 firmes), Période d'estimation : 1993-1996**

Paramètres	Instruments : lag(1) et lag(2)		
	M = 4 -a-	M = 4 -b-	M = 4 -c-
$\mu$	0.68 (19.24)	0.57 (20.78)	0.49 (19.68)
$\phi_0$	-	-	-
$\phi_1$	-	-	-
$\phi_{cb}$	-	-	-
$\alpha_0$	-0.52 (-3.44)	-0.29 (-2.05)	0.43 (3.29)
$\alpha_2$	1.21 (1.92)	-0.08 (-0.12)	-2.47 (-3.53)
$\alpha_3$	-4.51 (-2.00)	-0.21 (-0.09)	8.41 (3.35)
$\alpha_4$	4.20 (2.04)	0.57 (0.28)	-7.23 (-3.17)
<b>Test de sur-identification</b>			
Statistique de Sargan	28.30	77.35	119.89
Degrés de liberté	27	35	43
Probabilité critique	0.39	$4.9 \times 10^{-5}$	$3.5 \times 10^{-9}$
<b>Test d'exogénéité des instruments financiers additionnels</b>			
Différence de Sargan ( $\chi^2$ )	-	49.05	91.59
Degrés de liberté	-	8	16
Probabilité critique	-	$6.2 \times 10^{-9}$	$1.2 \times 10^{-12}$
<b>Coûts marginaux d'ajustement en t</b>			
Moyenne	0.0534	-0.005	0.0534
Médiane	0.0412	-0.003	0.0412

Note : les valeurs entre parenthèses sont les T de Student. Les estimations des indicatrices années ne sont pas reportées dans le tableau. Pour le test de sur-identification, le degré de liberté de la statistique de Sargan correspond à  $T \cdot k - p$  où T est le nombre de périodes, k, le nombre de variables instrumentales et p le nombre de paramètres. Dans le cas (a), l'ensemble d'instruments est composé des variables indicatrices correspondant aux années et des variables suivantes :

$$Y_{t-2}/K_{t-3}, Y_{t-3}/K_{t-4}, I_{t-3}/K_{t-4}, I_{t-4}/K_{t-5}, (I_{t-2}/K_{t-3})^2,$$

$$(I_{t-3}/K_{t-4})^2, (B_{t-3} - B_{t-3}^{CB})/p_{s,t-3}^1 (K_{t-3} - K_{t-3}^{CB}) \text{ et}$$

$$(B_{t-4} - B_{t-4}^{CB})/p_{s,t-4}^1 (K_{t-4} - K_{t-4}^{CB}).$$

Dans le cas (b), l'ensemble d'instruments est le même que dans le cas (a), auquel on ajoute le taux de profit  $CF_{t-2}/K_{t-3}$  et son retard. Enfin, dans le cas (c), l'ensemble d'instruments est le même que dans le cas (b), auquel on ajoute les charges d'intérêt  $[iB]_{t-2}/p_{s,t-3}^1 K_{t-3}$  et le retard de cette variable.

En effet, d'après le test de sur-identification et d'exogénéité des instruments financiers additionnels, le taux de profit (colonne 2) et les charges d'intérêt (colonne 3) sont tous deux corrélés avec le terme d'erreur. Ce résultat semble indiquer que certaines entreprises sont susceptibles d'être rationnées sur le marché du crédit<sup>17</sup>

### 3.3 Discrimination entre les firmes potentiellement rationnées et celles faisant face à un coût d'agence

Chatelain et Teurlai [1999] ont montré que la contrainte de rationnement du crédit n'affecte pas l'ensemble des entreprises<sup>18</sup>. C'est le cas notamment pour celles dont l'autofinancement rapporté au

stock de capital productif de l'année précédente  $\left( \frac{CF_{it} - [iB]_{it} - D_{it}}{K_{i,t-1}} \right)$  est, pour les quatre années

d'estimation, toujours inférieur à la médiane de cette variable. Les entreprises de ce sous-échantillon (appelé **groupe -NR-**) représentent près de 25% de l'échantillon total, et semblent être – comme l'indique le tableau 4 ci-dessous –, de plus grande taille que celles de l'autre groupe (appelé **groupe -R-**), lequel est composé de firmes susceptibles d'être rationnées sur le marché du crédit. Indépendamment de leur politique d'investissement en matière de crédit-bail, les entreprises du **groupe -NR-** sont également caractérisées par une intensité capitalistique plus élevée que celle observée dans l'autre groupe, alors que leurs charges d'intérêt, leur taux d'investissement et leur taux d'endettement sont pour leur part légèrement en retrait. Enfin, comme sur l'échantillon total, le crédit-bail semble jouer, au sein de chaque groupe, un rôle de financement complémentaire.

<sup>17</sup> ou avoir un accès au marché du crédit limité par une forme de contrainte financière (alternative aux régimes avec coûts d'agence tels que nous les avons spécifiés) mettant en jeu le taux de profit et les charges d'intérêt :

$$CF_{i,t-2} / K_{i,t-3} \cdot [iB]_{i,t-2} / p_{s,t-3}^I K_{i,t-3} \cdot$$

<sup>18</sup> En effet Chatelain et Teurlai [1999] ont testé l'exogénéité des deux instruments financiers sur plusieurs sous-échantillons afin d'isoler les entreprises potentiellement rationnées sur le marché du crédit, *i.e.* celles pour lesquelles les variables instrumentales additionnelles sont corrélées avec le terme d'erreur (donc probablement omises). L'exogénéité des instruments en question a été rejetée pour la plupart des entreprises à l'exception de trois sous-échantillons : les entreprises dont la variation de la dette est, sur la période d'estimation, toujours supérieure à la médiane ; celles dont l'investissement majoré des cash-flows nets des charges d'intérêt est, sur la période d'estimation, toujours supérieur à la médiane ; enfin, celles dont l'autofinancement est, sur la période d'estimation, toujours inférieur à la médiane.

Tableau 4 : Statistiques descriptives sur la période 1993-1996

	Groupe - NR-				Groupe - R-			
	1 002 entreprises				3 023 entreprises			
	CB > 0		CB >= 0		CB > 0		CB >= 0	
	en t-1 et t		en t-1 et t		En t-1 et t		en t-1 et t	
	Moy	Med	Moy	Med	Moy	Med	Moy	Med
Nombre d'entreprises	123	-	879	-	458	-	2565	-
Capital hors crédit-bail	340.3	145.6	145.6	11.06	61.83	10.06	54.19	8.34
Capital en crédit-bail	28.75	1.63	2.54	0.081	6.92	1.96	2.15	0.007
Capital total	369.0	178.8	148.2	12.02	68.76	13.07	56.34	9.14
Effectif	746	84	328	59	254	80	191	54
Capital total / Effectif	0.250	0.197	0.275	0.210	0.210	0.175	0.230	0.163
Valeur ajoutée (t) / Capital total(t-1)	0.671	0.556	0.657	0.505	1.126	0.897	1.163	0.913
Cash-flows (t) / Capital total (t-1)	0.082	0.078	0.045	0.059	0.273	0.220	0.256	0.201
Investissement total (t) / Capital total(t-1)	0.094	0.067	0.055	0.035	0.143	0.107	0.095	0.066
Investissement en CB (t) / Invest. total (t)	0.341	0.280	0.06	0.00	0.355	0.321	0.054	0.00
Dette hors CB (t) / Ps(t-1) Capital hors CB(t-1)	0.608	0.460	0.531	0.343	0.623	0.470	0.560	0.362
Dette total (t) / Ps(t-1) Capital hors CB(t-1)	0.738	0.557	0.567	0.369	0.775	0.614	0.602	0.403
Charges d'int. h. CB (t) / Ps(t-1) K h. CB (t-1)	0.060	0.043	0.045	0.027	0.062	0.046	0.050	0.032
Charges d'intérêt h. CB (t) / Dette hors CB(t)	0.102	0.095	0.096	0.087	0.104	0.093	0.101	0.089

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

Les résultats des différentes régressions effectuées sur chacun des groupes considérés sont présentés dans le tableau 5 ci-dessous.

Tableau 5 : Estimation par les MMG du modèle d'investissement avec imperfection des marchés

Période d'estimation : 1993-1996, Critère de sélection : [CF-IB-D]

$$\beta_{it}^C = \Gamma^{CB} \beta_{it}^{CB} + (1 - \Gamma^{CB}) \beta_{it}^{NCB}$$

Paramètres	Groupe -NR- 1002 entreprises			Groupe -R- 3023 entreprises		
	M = 4	M = 4	M = 4	M = 4	M = 4	M = 4
	-a-	-b-	-c-	-a-	-b-	-c-
$\mu$	0.46 (9.64)	0.42 (11.28)	0.40 (11.67)	0.68 (19.00)	0.56 (20.37)	0.51 (18.71)
$\phi_0$	0.004 (1.32)	0.005 (2.42)	0.006 (3.5)	0.001 (0.16)	0.022 (1.91)	-0.001 (-0.27)
$\phi_1$	0.021 (2.12)	0.015 (1.86)	0.012 (2.35)	0.007 (0.20)	0.022 (0.63)	1.56 (0.97)
$\phi_{cb}$	0.072 (0.31)	-0.012 (-0.09)	-0.053 (-0.46)	-0.017 (-0.06)	-0.064 (-0.34)	-0.34 (-2.62)
$\alpha_0$	0.13 (0.41)	0.44 (1.39)	1.47 (5.91)	-0.63 (-3.39)	-0.21 (-1.27)	0.38 (2.07)
$\alpha_2$	0.12 (0.19)	0.05 (0.09)	-1.61 (-2.33)	1.98 (2.50)	-0.19 (-0.26)	-0.18 (-0.26)
$\alpha_3$	-0.81 (-0.31)	-0.24 (-0.10)	6.65 (2.33)	-7.14 (-2.54)	0.07 (0.02)	0.30 (0.12)
$\alpha_4$	0.88 (0.39)	0.06 (0.02)	-6.53 (-2.34)	6.54 (2.57)	0.40 (0.17)	0.00 (0.00)
<b>Test de sur-identification</b>						
Statistique de Sargan	26.53	37.49	37.28	24.49	79.30	127.07
Degrés de liberté	24	32	40	24	32	40
Probabilité critique	0.32	0.23	0.59	0.43	$6.8 \times 10^{-6}$	$5.3 \times 10^{-11}$
<b>Test d'exogénéité des instruments financiers additionnels</b>						
Différence de Sargan ( $\chi^2$ )	-	10.96	10.75	-	54.81	102.58
Degrés de liberté	-	8	16	-	8	16
Probabilité critique	-	0.20	0.82	-	$4.8 \times 10^{-9}$	$1.1 \times 10^{-14}$
<b>Coûts marginaux d'ajustement en <math>t</math> (aux points moyen et médian)</b>						
Moyenne	0.0022	0.0011	-0.030	0.0933	-0.010	-0.008
Médiane	0.0017	0.0008	-0.021	0.0746	-0.007	-0.006
<b>Primes d'agence aux points moyen et médian de l'échantillon (en%)</b>						
Moyenne pour	$\phi_0$	0.21	0.26	0.32	-	-
Médiane pour	$\phi_0$	0.14	0.17	0.20	-	-
Moyenne pour	$\phi_1$	1.27	0.91	0.72	-	-
Médiane pour	$\phi_1$	0.96	0.69	0.55	-	-

Note : les valeurs entre parenthèses sont les T de Student. Les estimations des indicatrices années ne sont pas reportées dans le tableau. Pour le test de sur-identification, le degré de liberté de la statistique de Sargan correspond à  $T.k - p$  où  $T$  est le nombre de périodes,  $k$ , le nombre de variables instrumentales et  $p$  le nombre de paramètres. Dans le cas (a), l'ensemble d'instruments est composé des variables indicatrices correspondant aux années et des variables suivantes :

$$Y_{t-2}/K_{t-3}, Y_{t-3}/K_{t-4}, I_{t-3}/K_{t-4}, I_{t-4}/K_{t-5}, (I_{t-2}/K_{t-3})^2, (I_{t-3}/K_{t-4})^2, \\ (B_{t-3} - B_{t-3}^{CB})/p_{s,t-3}^I (K_{t-3} - K_{t-3}^{CB}) \text{ et } (B_{t-4} - B_{t-4}^{CB})/p_{s,t-4}^I (K_{t-4} - K_{t-4}^{CB}).$$

Dans le cas (b), l'ensemble d'instruments est le même que dans le cas (a), auquel on ajoute le taux de profit  $CF_{t-2}/K_{t-3}$  et son retard. Enfin, dans le cas (c), l'ensemble d'instruments est le même que dans le cas (b), auquel on ajoute les charges d'intérêt  $[iB]_{t-2}/p_{s,t-3}^1 K_{t-3}$  et le retard de cette variable.

Les estimations réalisées sur le **groupe -NR-** (colonnes 1 à 3) invitent à accepter l'hypothèse d'absence de rationnement du crédit<sup>19</sup> (i.e.  $\lambda_{it}^B = 0$ ). En effet, les conditions d'orthogonalité qui définissent le modèle pour le jeu d'instruments -c- sont acceptées au seuil de 37.28% (colonne 3), de même que l'hypothèse nulle d'exogénéité des instruments financiers additionnels : au seuil de 20% pour le taux de profit (colonne 2) et de 82% pour le taux de profit et les charges d'intérêt (colonne 3). Les entreprises du **groupe -NR-** semblent également réaliser une marge très importante sur les coûts, puisque l'estimation du paramètre  $\mu$ , avec le jeu d'instruments -c-, donne un taux de marge de plus de 2.4%. Les paramètres de la fonction de coûts d'ajustement  $\alpha_m$  sont significativement différents de zéro, mais conduisent à des coûts d'ajustement marginaux évalués au point médian négatifs. Par ailleurs, la complémentarité du crédit-bail qui, nous l'avons vu, est peu évidente sur l'échantillon total, semble pouvoir être privilégiée pour les entreprises de ce groupe. Pour le jeu d'instruments -c-, les paramètres associés aux primes d'agence des deux régimes d'investissement ont des valeurs plausibles, même si le paramètre  $\phi_{CB}$  est non significativement différent de zéro (colonne 3). En particulier, on note que la

$$\text{hiérarchie des primes } \phi_1 \frac{B_{it}^{NCB}}{p_{st}^1 K_{it}^{NCB}} > \phi_{CB} \frac{B_{it}^{CB}}{p_{st}^1 K_{it}^{NCB}}$$

$$\text{et } \phi_1 \frac{B_{it}^{NCB}}{p_{st}^1 K_{it}^{NCB}} + \phi_{CB} \frac{B_{it}^{CB}}{p_{st}^1 K_{it}^{NCB}} > \phi_0 \frac{B_{it}^{NCB}}{p_{st}^1 K_{it}^{NCB}}$$

est vérifiée aux points moyen et médian de l'échantillon. Ainsi, les firmes dans le régime d'investissement avec crédit-bail recourent à de

l'endettement "classique" jusqu'au point où la dernière unité de dette "classique" est égale au coût marginal  $(1 - \tau) \left( r_t + 2\phi_1 \frac{B_{it}^{NCB}}{p_{st}^1 K_{it}^{NCB}} \right)$ , puis complètent leur financement à ce même coût par du crédit-bail.

Les résultats des estimations réalisées sur le **groupe -R-** (colonnes 4 à 6) soulignent l'importance du rationnement du crédit pour ces entreprises<sup>20</sup> (i.e.  $\lambda_{it}^B \neq 0$ ). En effet, le test de sur-identification est

<sup>19</sup> ou d'un régime alternatif mettant en jeu le taux de profit et les charges d'intérêt.

<sup>20</sup> ou d'une forme de contrainte financière faisant intervenir le taux de profit et les charges d'intérêt.

largement rejeté lorsque l'on introduit les cash-flows et les charges d'intérêt dans la liste des instruments (colonne 5 pour le jeu -b- et colonne 6 pour le jeu -c-). Ce test est du reste confirmé par les deux tests d'exogénéité des instruments financiers additionnels (colonnes 5 et 6). En revanche, l'autre forme de contrainte financière (*i.e.* les coûts d'agence) ne semble pas affecter cette catégorie d'entreprises, et ce quelle que soit la politique d'investissement en matière de crédit-bail. Les paramètres associés aux primes d'agence des deux régimes considérés sont non significativement différents de zéro pour le modèle estimé avec le jeu d'instruments -a- (colonne 4). Enfin, les paramètres technologiques correspondant au taux de marge et aux coûts d'ajustement sont significatifs, plutôt réalistes et proches de ceux obtenus sur l'échantillon total.

## **CONCLUSION**

---

Dans ce travail, nous avons estimé une équation d'Euler de l'investissement incorporant une prime d'agence, mesurée pour des entreprises faisant usage du crédit-bail deux années consécutives et pour celles n'en faisant pas usage. Les diverses régressions effectuées à partir de ce modèle d'investissement nous ont conduits aux conclusions suivantes.

Tout d'abord, l'estimation du modèle sur l'échantillon total ne permet pas de valider l'hypothèse de complémentarité du crédit-bail, et plus généralement de conclure à l'existence d'une prime d'agence payée au-dessus du taux sans risque. Par ailleurs, le modèle estimé sous l'hypothèse d'absence de rationnement du crédit est probablement mal spécifié, en raison de l'omission de certaines variables financières liées au multiplicateur inobservable du rationnement. Enfin, la segmentation de l'échantillon en deux groupes d'entreprises suivant le critère d'autofinancement permet de discriminer entre les firmes potentiellement rationnées sur le marché du crédit (ou limitées dans leur accès au marché du crédit par une forme de contrainte financière mettant en jeu le taux de profit et les charges d'intérêt) et celles faisant face à un coût d'agence. Ainsi, pour le premier groupe (qui représente 25% de l'échantillon), caractérisé par un faible ratio d'autofinancement, l'hypothèse d'absence de rationnement du crédit est acceptée par les tests d'exogénéité des instruments financiers additionnels. Par ailleurs, on observe pour ces entreprises une hiérarchie des primes d'agence selon qu'elles recourent ou non au crédit-bail. Ce résultat original plaide en faveur de l'hypothèse de complémentarité du crédit-bail. Pour l'autre groupe, la situation est inverse : les coûts d'agence sont non significativement différents de zéro (que les entreprises fassent ou non usage du crédit-bail), alors que l'hypothèse d'absence de

rationnement du crédit est fortement rejetée par les tests d'exogénéité des instruments financiers additionnels.

Des recherches futures pourraient prendre en compte le problème de sélection endogène qui concerne la plupart des études récentes (Schiantarelli [1996]).

## **BIBLIOGRAPHIE**

---

- ARELLANO M., BOND S. [1991], "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, n°58, p. 277-297.
- BARRAN F., PEETERS M. [1998], "Internal Finance and Corporate Investment: Belgian Evidence with Panel Data", *Economic Modelling*, n°15, p. 67-89.
- BLOCH L., CŒURE B. [1995], "Imperfection du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique", *Economie et prévision*, n°120, p. 161-185.
- BOND S., ELSTON J., MAIRESSE J., MULKAY B. [1997], "Financial Factors and Investment in Belgium, France, Germany and the U.K: a Comparison Using Company Panel Data", *National Bureau of Economic Research*, Working Paper n°5900.
- BOND S., MEGHIR C. [1994], "Dynamic investment models and the firm's financial Policy". *Review of Economic Studies*, n°61(2), p. 97-222.
- CETTE G., SZPIRO D. [1988], "La durée de vie des équipements industriels sur la période 1972-1984". *Cahiers économiques et monétaires de la Banque de France*, n°28(2), p. 3-103.
- CHATELAIN J.B. [1998], "Investment Facing Credit Rationing". *Manchester School of Economics*, Supplément 66, p. 102-115.
- CHATELAIN J.B., TEURLAI J.C. [2001], "Pitfalls in Investment Euler Equations". *Economic Modelling*, n°18, p. 159-179.
- CHATELAIN J.B., TEURLAI J.C. [1999], "Exogeneity Tests in Investment Euler Equation Facing Various Financial Constraints", *Mimeo*, Banque de France.
- CHIRINKO R.S. [1993], "Business Fixed Investment Spending: A Critical Survey of Modeling Strategies, Empirical Results, and Policy Implications", *Journal of Economic Literature*, p. 1875-1911.
- CREPON B., ROSENWALD F. [1999], "Investment and financial constraints the impact of business cycle an estimation on French data", *document de travail INSEE n°G2000/05*.
- DE BODT E., HENRION E.F., WOLFS A., VAN WYMEERSCH CH. [1996], "Le leasing financier : complément ou substitut du crédit à l'investissement ? Quelques constats empiriques", *Cahiers Economiques de Bruxelles*, n°149(1), p. 87-117.
- ESTRADA A., VALLES J. [1995], "Investment and Financial Costs: Spanish Evidence with Panel Data", *Banco de Espana. Servicio de Estudios*, Documento de Trabajo 9506.
- HANSEN L.P. [1982], "Large sample properties of generalized method of moments estimators", *Econometrica*, n°50, p. 1029-1054.

- HANSEN L.P., EICHEMBAUM M.S., SINGLETON K.J. [1988], "A Time Series Analysis of Representative Agents Models of Consumption and Leisure Choice Under Uncertainty", *Quarterly Journal of Economics*, n°103, p. 51-78.
- HUBBARD R.G., KASHYAP A.K., WHITED T.M. [1995], "Internal Finance and Firm Investment", *Journal of Money, Credit, and Banking*, n°27(3), p. 683-701.
- JARAMILLO F., SCHIANTARELLI F., WEISS A. [1996], "Capital Market Imperfections before and after Financial Liberalization: An Euler equation approach to panel data for Ecuadorian firms", *Journal of Development Economics*, n°51, p. 367-386.
- JENSEN M., MECKLING W. [1976], "Theory of the Firm : Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics*, n°3, p. 305-60.
- JULIA M. [1994], *Le crédit-bail dans l'industrie en 1992*, SESSI. Ministère de l'Industrie.
- LOBEZ F. [1987], "Crédit-bail : les déterminants de l'offre et de la demande", *Revue française de gestion*, n°61, p. 85-92.
- MAIRESSE J., HALL B.H., MULKAY B. [1999], "Firm-level Investment in France and the United States : An Exploration of What We Have Learned in Twenty Years", *Annales de l'INSEE*. n°55/56, p. 27-67.
- MATYAS L. [1999], *Generalized Method of Moments Estimation*, Ed L. Mátyás. Cambridge University Press.
- MORIN P., NOROTTE M., VENET [1987], "Le comportement d'investissement des entreprises françaises : analyse et problèmes", *Economie et Prévision*, n°80.
- MYERS S.C., MAJLUF N.S. [1984], "Corporate Financing and Investment Decisions when Firms have Information that Investors do not Have", *Journal of Financial Economics*, n°13(2), p. 187-221.
- PAULIN M.H., REIGNIER E. [1999], *Le crédit-bail dans l'industrie*. SESSI. Ministère de l'Industrie.
- POTERBA J.M., SUMMERS L.H. [1985], "The Economic Effect of Dividend Taxation". In *Recent Advances in Corporate Finance*. edited by E.I. Altman and M.G. Subrahmanyam, pp. 227-84. Homewood, Ill. : Richard D. Irwin.
- SCHIANTARELLI F. [1996], "Financial Constraints and Investment: Methodological Issues and International Evidence", *Oxford Review of Economic Policy*, n°12(2), p. 70-89.
- SEVESTRE P., TROGNON A. [1995], "Linear models with random regressor". in *The Econometrics of Panel Data: a Handbook of Theory and Application*. Mátyás L. et Sevestre P. (Eds), 2ème édition, Kluwer Academic Publishers.
- SHARPE S.A., NGUYEN H.H. [1995], "Capital market imperfections and the incentive to lease", *Journal of Financial Economics*, n°39, p. 271-294.
- STIGLITZ J., WEISS A. [1981], "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", *American Economic Review*, n°71, p. 393-410.
- TEURLAI J.C. [1999], "Les déterminants de la demande en crédit-bail", *Revue d'économie financière*, n°54, p. 151-162.
- WHITE H. [1980], "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity", *Econometrica*, n°48, p. 817-838.
- WHITED T.M. [1992], "Debt, Liquidity Constraints and Corporate Investment : Evidence from Panel Data", *Journal of Finance*, n°47(4), p. 1425-1460.
- WHITED T.M. [1998], "Why Do Investment Euler Equations Fail?", *Journal of Business and Economic Statistics*, n°16(4), p. 479-488.

## **ANNEXES**

---

### **A1. Constitution de l'échantillon**

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

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

Pour constituer l'échantillon, nous avons dans un première étape imposé un certain nombre de critères descriptifs et comptables. Ont ainsi été retenus les bilans dont la durée d'exercice est égale à douze mois, et les entreprises qui ne remettent pas deux bilans ou plus la même année. De même, sont exclus les bilans des entreprises dont les effectifs, le chiffre d'affaires, la valeur ajoutée, les immobilisations, l'investissement et l'endettement sont négatifs. Dans une deuxième étape, nous avons tout d'abord écarté les entreprises dont le taux d'accumulation du capital mesuré hors crédit-bail ( $I_{it}/K_{it}$ ) est supérieur à 1, puis effectué un nettoyage visant à éliminer les entreprises pour lesquelles la valeur d'une des variables étudiées se situe à plus de cinq intervalles inter-quartiles en dessous du premier quartile ou au-dessus du troisième quartile. Ce nettoyage a été effectué pour chaque année, sans distinction de taille ni de secteur, sur six ratios mesurés hors crédit-bail : le logarithme de la productivité apparente du travail  $\ln(L_{it}/K_{it})$  et du capital  $\ln(Y_{it}/K_{it})$ , le logarithme de l'intensité capitalistique  $\ln(K_{it}/L_{it})$ , le taux de marge  $(p_{it} Y_{it} - w_{it} L_{it}/p_{it} Y_{it})$ , le taux de profit  $(Y_{it} - w_{it}/p_{it} L_{it}/K_{it})$  et le taux d'intérêt apparent  $(iB)_{it}/B_{it}$ . Enfin, le ratio d'endettement hors crédit-bail  $B_{it}/p_{st}^1 K_{it}$  a également fait l'objet d'une procédure de vérification-élimination : ont été écartées les entreprises dont la valeur observée du ratio excède le dernier percentile de la distribution

empirique. Finalement, au terme de cette deuxième étape, le panel d'entreprises obtenu comprend 103 264 observations, soit une réduction du nombre d'observations de 14.6% par rapport au fichier brut constitué à la première étape.

Par ailleurs, afin de s'assurer de la cohérence des ratios incorporant le crédit-bail, nous avons écarté de l'échantillon nettoyé les entreprises affichant un taux d'accumulation du capital élargi au crédit-bail supérieur à 1. Nous avons également éliminé les entreprises dont la valeur observée du taux d'investissement ( $I_{it}/K_{i,t-1}$ ) élargi au crédit-bail excède le dernier percentile de la distribution empirique du ratio. Le fichier obtenu à partir de ce nouveau nettoyage comprend 100 321 observations (soit une réduction 2.8% du nombre d'observations par rapport au précédent fichier).

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

## **A2. Construction des variables**

### **• Les variables individuelles**

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

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

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

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

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

- Le stock de capital ( $K_{it}$ ) est la somme du stock de capital hors crédit-bail<sup>21</sup> et du stock de capital en crédit-bail.

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

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

Cette méthode nécessite le calcul d'un stock de capital initial  $K_{i0}$  (avec  $t_0 = 1988$ ) mesuré en volume par la méthode dite du "stock". Cette mesure est obtenue en déflatant les immobilisations brutes (de l'année  $t_0$ ) par un prix estimé du stock de capital de l'entreprise. Ce prix correspond à l'indice de prix sectoriel de l'investissement l'année  $t_0$  décalé de l'âge moyen des équipements, noté  $T$ . Celui-ci est calculé en multipliant les durées de vie sectorielles de la comptabilité nationale, notées  $T_{\max}$  à la part

---

<sup>21</sup> Le stock de capital hors crédit-bail a été calculé à partir d'un programme SAS (IML) écrit par Jacques Mairesse.

des immobilisations déjà amorties en 1988,  $\left( \frac{AMOR_{it_0}}{p_k K_{it_0}} \right)$ . De plus, ce ratio est corrigé pour tenir

compte de l'amortissement accéléré du fait de certaines mesures fiscales<sup>22</sup> :

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

où  $AMOR_{it_0}$  sont les *amortissements* de l'entreprise  $i$  en  $t_0$ .  $T_{\max}$  représente la durée de vie sectorielle des équipements. Elle vaut :  $T_{\max} = 15$  ans, excepté pour les secteurs C4 ( $T_{\max} = 13$  ans), D0 ( $T_{\max} = 16$  ans), E1 et E2 ( $T_{\max} = 14$  ans), E2 ( $T_{\max} = 12$  ans), et enfin F1 ( $T_{\max} = 17$  ans). Cette relation distingue les immobilisations anciennes des récentes en supposant dans le premier cas un amortissement linéaire (avec un terme correctif fixé à 4) et dans le second un amortissement dégressif (avec un terme correctif fixé à 0.5)

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

♦ **Le stock de capital en crédit-bail** est la somme des immobilisations brutes en crédit-bail mobilier ([cdb66].05.1) et immobilier ([cdb66].05.2) mesurées à leur coût de remplacement par la méthode du "stock" précédemment décrite.

L'âge moyen du capital est calculé ici chaque année à partir des durées de vie fiscales sectorielles des équipements :  $T_{\max} = 8$  ans, excepté pour les secteurs C1, C2, C3 ( $T_{\max} = 7$  ans), C4, D0 E1, E2, et E3 ( $T_{\max} = 9$  ans)<sup>23</sup>. La valeur comptable des *amortissements* en crédit-bail est définie comme la valeur du capital utilisé en fin d'exercice corrigée du rapport entre les loyers en crédit-bail échus à la fin

<sup>22</sup> Cette formule est utilisée par Jacques Mairesse dans son article réalisé en collaboration avec Bond et alii [1997].

<sup>23</sup> Les durées de vie fiscale ont été évaluées par Cette et Szpiro [1988], à partir d'un échantillon d'entreprises de la Centrale de Bilans.

de l'exercice, et le total des loyers prévus dans le contrat. La valeur du capital utilisé en fin d'exercice correspond à la somme des immobilisations brutes exprimées à leur coût d'acquisition ([cdb66].05.1+[cdb66].05.2), diminuée de la valeur résiduelle des actifs. Celle-ci correspond à la prime que le locataire doit verser au bailleur s'il souhaite lever l'option d'achat du bien loué. Les loyers en crédit-bail échus à la fin de l'exercice se composent des loyers échus mobilier ([cdb66].08.1) et immobilier ([cdb66].08.2). De même, le total des loyers prévus au contrat est obtenu en faisant la somme des loyers mobiliers ([cdb66].07.1) et immobiliers ([cdb66].07.2).

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

- **Les variables sectorielles**

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

- **Les variables agrégées**

- Le taux d'intérêt sans risque est le taux obligataire sur les emprunts d'Etat à 10 ans.

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

- Le taux d'imposition sur les sociétés est égal à 34% en 1992, 33,33% en 1993 et 1994, et 36,66% en 1995 et 1996.

### **A3. La méthode des moments généralisés**

Si l'on note  $\eta$  le vecteur des perturbations empilées associé à l'équation d'Euler, alors l'estimation de cette équation par les MMG consiste à minimiser, par rapport au vecteur de paramètres d'intérêt, la quantité suivante :

$$\underset{\Theta}{\text{Min}} [Z' \eta(\Theta)]' (Z' \Omega Z)^{-1} Z' \eta(\Theta)$$

où  $\Theta$  est le vecteur de paramètres inconnus,  $Z$  la matrice de variables instrumentales de dimension  $(T.N, T.k)$ . Il s'agit d'une matrice bloc diagonale dont les blocs sont de dimension identique  $(N, k)$  si le même ensemble d'instruments est utilisé pour chacune des années<sup>24</sup>.  $Z$  est donc définie comme :

$$Z = \text{diag}(Z_{93}, Z_{94}, Z_{95}, Z_{96})$$

$\Omega$ , est la matrice de variance-covariance des perturbations  $\eta_{it} = \varepsilon_{it} + f_i + t$ . L'utilisation de la généralisation du résultat de White [1980] permet d'estimer de façon convergente  $Z'\Omega Z$  (avec  $N \rightarrow +\infty$ ), par la relation suivante :

$$Z'\hat{\Omega}Z = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [Z'_i \eta_i(\hat{\Theta})][Z'_i \eta_i(\hat{\Theta})]'$$

où  $\eta_i(\hat{\Theta})$  est le vecteur des résidus estimés, calculés à partir d'une estimation convergente de  $\Theta$  obtenue à la première étape des MMG (*i.e.* les variables instrumentales). La pondération par cette matrice de variances-covariances (empirique) à la deuxième étape des MMG permet de tenir compte, dans l'estimation du modèle, d'une possible hétéroscédasticité et/ou d'une autocorrélation temporelle des perturbations. En pratique, le nombre de restrictions sur les moments ( $E[Z'_i \eta_i(\hat{\Theta})] = 0$ ) est supérieur au nombre de paramètres à estimer (le modèle est dit sur-identifié) : un nombre plus important de conditions d'orthogonalité que nécessaire (dans le "vrai" modèle) est utilisé pour estimer  $\Theta$ . Il convient donc de tester la validité des conditions d'orthogonalité définissant le modèle. Plus précisément, ce test dit de sur-identification ou de spécification globale a pour hypothèse nulle la relation suivante :  $E[Z'_i \eta_i(\Theta)] = 0$ . Sous cette hypothèse, le produit de la fonction objectif par le nombre d'observations (statistique du Sargan) suit un Chi-deux à  $Tk-p$  degré de liberté, où  $T$  est le nombre d'années,  $k$  le nombre d'instruments et  $p$  le nombre de paramètres estimés. L'hypothèse nulle est rejetée (*i.e.* les restrictions sur les moments) lorsque la statistique calculée (Sargan) est supérieure à la valeur critique de la loi du Chi-deux au seuil de 5%.

---

<sup>24</sup> Pour une présentation exhaustive de la méthode des moments généralisés, se reporter à l'ouvrage de L. Mátyás [1999], et pour une présentation plus spécifique de l'application de la méthode aux modèles de panel, voir Sevestre et Trognon [1995].

#### A4. Calcul du taux d'actualisation corrigé

Dans le cas où la contrainte d'endettement n'est pas saturée ( $\lambda_{it}^B = 0$ ), on tire de la condition marginale sur la dette le taux d'actualisation corrigé suivant :

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

avec :

$$i_{it} = r_t + \Gamma_{it}^{CB} \left[ \phi_1 \frac{(B_{it} - B_{it}^{CB})^2}{p_{st}^I (K_{it} - K_{it}^{CB}) B_{it}} + \phi_{CB} \frac{(B_{it} - B_{it}^{NCB})^2}{p_{st}^I (K_{it} - K_{it}^{CB}) B_{it}} \right] + (1 - \Gamma_{it}^{CB}) \left[ \phi_0 \frac{(B_{it} - B_{it}^{CB})^2}{p_{st}^I (K_{it} - K_{it}^{CB}) B_{it}} \right]$$

et

$$\frac{\partial i_{it}}{\partial B_{it}} B_{it} = \Gamma_{it}^{CB} \left( \phi_1 \frac{B_{it}^2 - (B_{it}^{CB})^2}{p_{st}^I (K_{it} - K_{it}^{CB}) B_{it}} + \phi_{CB} \frac{B_{it}^2 - (B_{it}^{NCB})^2}{p_{st}^I (K_{it} - K_{it}^{CB}) B_{it}} \right) + (1 - \Gamma_{it}^{CB}) \left( \phi_0 \frac{B_{it}^2 - (B_{it}^{CB})^2}{p_{st}^I (K_{it} - K_{it}^{CB}) B_{it}} \right)$$

Sachant que  $K_{it} = K_{it}^{NCB} + K_{it}^{CB}$  et  $B_{it} = B_{it}^{NCB} + B_{it}^{CB}$ , on en déduit :

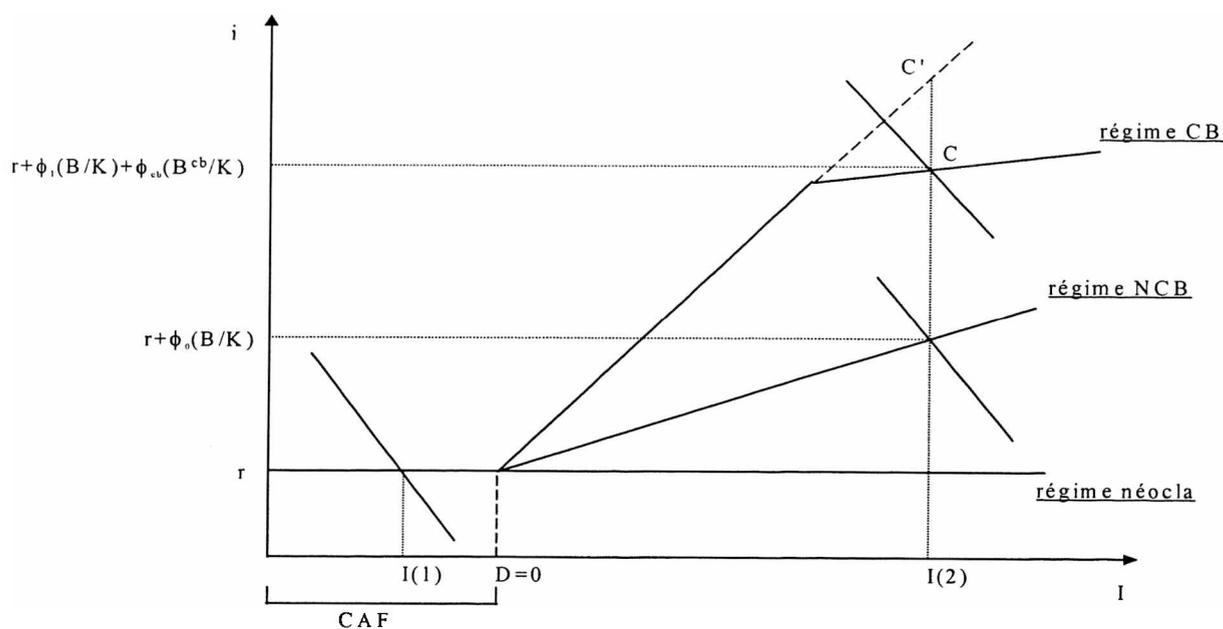
$$\begin{aligned} \beta_{it}^c &= \frac{1}{1 + (1 - \tau) \left[ r_t + \Gamma_{it}^{CB} \left( \phi_1 \frac{2B_{it}^2 - B_{it} B_{it}^{CB}}{p_{st}^I K_{it}^{NCB} B_{it}} + \phi_{CB} \frac{2B_{it}^2 - B_{it} B_{it}^{NCB}}{p_{st}^I K_{it}^{NCB} B_{it}} \right) + (1 - \Gamma_{it}^{CB}) \left( \phi_0 \frac{2B_{it}^2 - B_{it} B_{it}^{CB}}{p_{st}^I K_{it}^{NCB} B_{it}} \right) \right]} \\ &= \frac{1}{1 + (1 - \tau) \left( r_t + \Gamma_{it}^{CB} \left( 2\phi_1 \frac{B_{it}^{NCB}}{p_{st}^I K_{it}^{NCB}} + 2\phi_{CB} \frac{B_{it}^{CB}}{p_{st}^I K_{it}^{NCB}} \right) + (1 - \Gamma_{it}^{CB}) \left( 2\phi_0 \frac{B_{it}^{NCB}}{p_{st}^I K_{it}^{NCB}} \right) \right)} \\ &= \frac{1}{\Gamma_{it}^{CB} (1 + (1 - \tau)(r_t + 2\phi_1(\cdot) + 2\phi_{CB}(\cdot)))} + \frac{1}{(1 - \Gamma_{it}^{CB}) (1 + (1 - \tau)(r_t + 2\phi_0(\cdot)))} \\ &= \Gamma_{it}^{CB} \beta_{it}^{CB} + (1 - \Gamma_{it}^{CB}) \beta_{it}^{NCB} \end{aligned}$$

## A5. Les différents régimes d'investissement

### En l'absence de rationnement du crédit

Le graphique 1 ci-dessous donne une illustration des différents régimes d'investissement possibles dans le cas où les firmes sont supposées non rationnées sur le marché du crédit au sens large (incluant le marché du crédit-bail).

Graphique 1



Note :  $B$  représente la dette financière hors crédit-bail,  $B^{cb}$  la dette en crédit-bail et  $K$  le stock de capital hors crédit-bail mesuré à son coût de remplacement.

Dans le régime néoclassique d'investissement (régime néocla), la question du financement importe peu, puisque les marchés financiers sont supposés parfaits. Les financements externes et internes sont donc parfaitement substituables et les décisions d'investissement indépendantes de la structure financière d'une entreprise, comme par exemple son niveau d'endettement. Ainsi, au niveau d'investissement  $I(1)$  choisi par une firme de ce régime, correspond le taux d'intérêt sans risque  $r$  (par exemple un taux obligataire sur 10 ans), par hypothèse égale au taux de rendement de son action.

A l'inverse, le rôle des facteurs financiers devient déterminant dans les deux autres régimes d'investissement. En effet, des problèmes d'asymétrie d'information peuvent être à l'origine de la formation d'une prime au financement externe, payée au-dessus du taux sans risque  $r$ , pénalisant les entreprises dépendantes de ce type de financement. Plus précisément dans notre modèle, une

entreprise ayant épuisé sa capacité d'autofinancement (CAF) et/ou butant sur sa contrainte de dividende ( $\lambda_{it}^D \neq 0$ ), se tourne vers le marché du crédit (crédit "classique" et éventuellement crédit-bail), où les conditions de financement varient selon le niveau d'endettement de l'entreprise et selon son stock de capital mesuré hors crédit-bail.

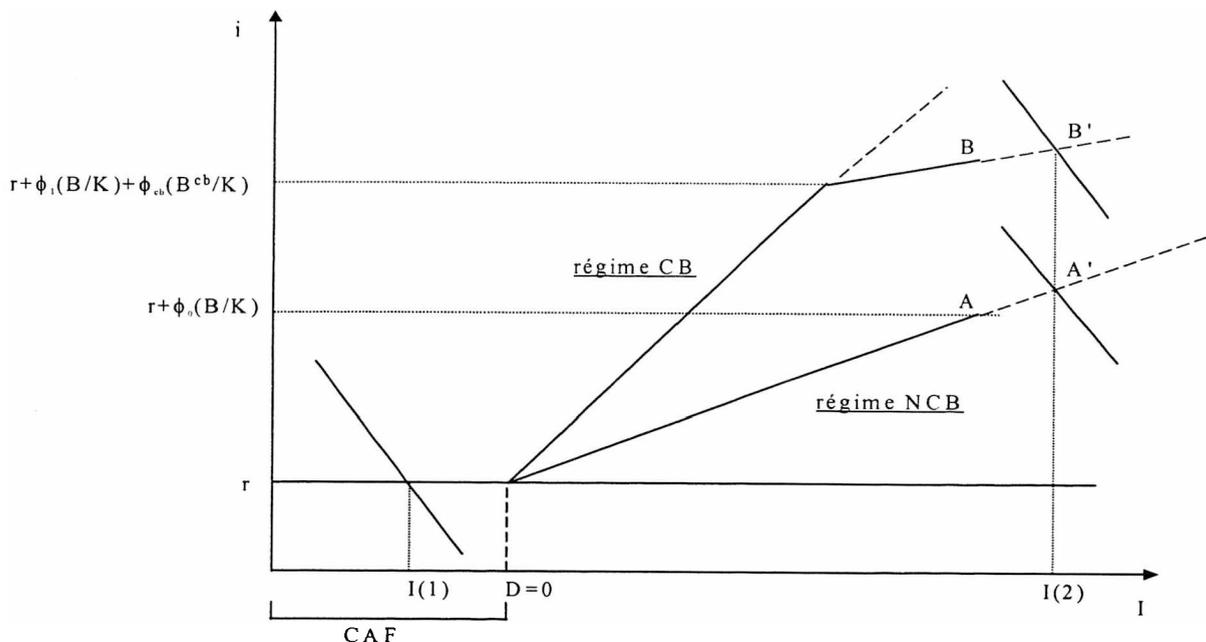
Les régimes en question distinguent les entreprises selon leur structure d'endettement. En effet, les firmes du régime NCB limitent leur endettement à de la dette financière "classique", alors que les entreprises appartenant au régime CB recourent également à du crédit-bail afin de compléter le financement de leurs investissements à un moindre coût (*i.e.* de réduire la prime d'agence). Dans les deux régimes d'investissement, les entreprises sont confrontées à une courbe d'offre de crédit élastique, dont la pente diffère selon le régime considéré en fonction de la valeur prise par les paramètres  $\phi_0$ ,  $\phi_1$  et  $\phi_{CB}$ .

Le graphique 1 ci-dessus illustre bien la différence existant entre les deux régimes. Pour une valeur donnée de  $\phi_0$ , une entreprise du régime NCB doit s'acquitter d'une prime d'agence  $\phi_0 \frac{B}{K}$ , pour réaliser un investissement d'un montant  $I(2)$ . Pour réaliser le même niveau d'investissement, une entreprise du régime CB s'acquitte d'une prime d'agence plus élevée :  $\phi_1 \frac{B}{K} + \phi_{CB} \frac{B^{CB}}{K}$ . Dans ce régime, le recours au crédit-bail permet de réduire le coût du financement sur fonds externes d'un montant mesuré par l'écart entre le point C' et le point C. Par ailleurs, la hiérarchie des primes d'agence est telle que les firmes du régime NCB n'ont aucun intérêt à se financer par du crédit-bail. En effet, nous avons :  $\phi_1 \frac{B}{K} > \phi_{CB} \frac{B^{CB}}{K}$  et  $\phi_1 \frac{B}{K} + \phi_{CB} \frac{B^{CB}}{K} > \phi_0 \frac{B}{K}$ .

En présence de rationnement du crédit

Le régime de rationnement du crédit au sens large est illustré par le graphique 2 ci-dessous.

Graphique 2



Note :  $B$  représente la dette financière hors crédit-bail,  $B^{cb}$  la dette en crédit-bail et  $K$  le stock de capital hors crédit-bail mesuré à son coût de remplacement.

Dans notre modèle, les entreprises du régime NCB comme celles du régime CB sont susceptibles d'être rationnées sur le marché du crédit au sens large (incluant le marché du crédit-bail). Lorsqu'une entreprise de l'un ou l'autre des deux régimes d'investissement sature sa contrainte de rationnement ( $\lambda_{it}^B > 0$ ), elle ne peut alors s'endetter que dans la limite de son plafond d'endettement, qui correspond au point A dans le régime NCB et au point B dans le régime CB. Dans ce cas, le niveau d'investissement désiré  $I(2)$  n'est pas atteint et l'écart entre le point A' et le point A dans le régime NCB et le point B' et le point B dans le régime CB, mesure la prime fictive du rationnement du crédit ( $\Lambda_{it}$ ). Cette dernière peut s'interpréter comme le gain marginal d'une unité supplémentaire de capital si la contrainte pouvait être relâchée d'une unité.

# CAHIER DE RECHERCHE

## Récemment parus :

**Chômage technologique, ralentissement de la consommation et sentiment de restrictions**  
R. BIGOT - n°152 (2000)

**Des ressources aux compétences : propositions pour une méthode d'analyse des attitudes et comportements des jeunes des banlieues et d'ailleurs**  
P. DUBÉCHOT, C. LECOMTE, P. LE QUÉAU - n°153 (2000)

**Evolution d'une table de composition nutritionnelle des aliments vecteurs de glucides simples**  
A. COUVREUR - C. SIMONET - J.-P. LOISEL - n°154 (2000)

**La consommation au début 2001 et la perception de la qualité**  
A.-D. BROUSSEAU, A. COUVREUR, F. LEHUEDÉ - n°155 (2001)

**Démocratie de proximité et participation des habitants à la politique de la ville**  
G. POQUET - n°156 (2001)

**Élaboration d'indicateurs de l'offre culturelle par unité urbaine**  
J. COUREL - B. MARESCA - N. BEN MOUHOU - I. PESCHET - n°157 (2001)

**Création d'un indice d'alimentation saine  
Exploitation de l'enquête INCA**  
A.-D. BROUSSEAU - A. COUVREUR - C. SIMONET - J.-P. LOISEL  
n°158 (2001)

**Localisation des firmes et développement local  
La survie des entreprises dépend-elle du territoire d'implantation ?**  
P. MOATI - A. PERRAUD - N. COUVERT - n°159 (2001)

**Les stratégies d'adaptation des entreprises : éléments d'analyse**  
P. MOATI - n°160 (2001)

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

ISBN : 2-84104-182-4

# CRÉDOC

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