

Information asymétrique, contraintes de liquidité et investissement

une comparaison internationale

Asymmetric Information, Liquidity Constraints and Investment An International Comparison

Mauricio Bascuñán, René Garcia et Michel Poitevin

Volume 71, numéro 4, décembre 1995

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/602187ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/602187ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Bascuñán, M., Garcia, R. & Poitevin, M. (1995). Information asymétrique, contraintes de liquidité et investissement : une comparaison internationale. *L'Actualité économique*, 71(4), 398–420. <https://doi.org/10.7202/602187ar>

Résumé de l'article

Le présent article étudie l'influence de la structure des marchés financiers sur les décisions d'investissement des entreprises à partir de données longitudinales d'entreprises de six pays : l'Allemagne et le Japon d'une part, où s'établissent plutôt des relations de long terme entre prêteurs et emprunteurs, le Canada, les États-Unis, la France et le Royaume-Uni d'autre part, dont les marchés financiers tendent à privilégier les relations de court terme. Les systèmes financiers qui favorisent les relations de long terme devraient réduire les imperfections de marché et permettre donc aux entreprises de moins recourir aux fonds autogénérés pour financer leurs investissements. Les résultats de nos estimations confirment qu'en Allemagne et au Japon, les coefficients des variables de flux et de stocks de liquidités dans les équations d'investissement sont soit faibles soit statistiquement non différents de zéro. Par ailleurs, indépendamment du système financier d'un pays, ces mêmes imperfections devraient se manifester plus dans les petites entreprises que dans les grandes entreprises. Nos résultats montrent effectivement que les petites firmes ont davantage recours à leurs propres fonds pour financer leurs investissements, non seulement aux États-Unis mais encore au Japon, ce qui constitue une confirmation plus convaincante de l'hypothèse des contraintes financières.

INFORMATION ASYMÉTRIQUE, CONTRAINTES DE LIQUIDITÉ ET INVESTISSEMENT : UNE COMPARAISON INTERNATIONALE*

Mauricio BASCUÑÁN

Département de sciences économiques

Université de Montréal

René GARCIA

Michel POITEVIN

Département de sciences économiques et CRDE

Université de Montréal

CIRANO

RÉSUMÉ — Le présent article étudie l'influence de la structure des marchés financiers sur les décisions d'investissement des entreprises à partir de données longitudinales d'entreprises de six pays : l'Allemagne et le Japon d'une part, où s'établissent plutôt des relations de long terme entre prêteurs et emprunteurs, le Canada, les États-Unis, la France et le Royaume-Uni d'autre part, dont les marchés financiers tendent à privilégier les relations de court terme. Les systèmes financiers qui favorisent les relations de long terme devraient réduire les imperfections de marché et permettre donc aux entreprises de moins recourir aux fonds autogénérés pour financer leurs investissements. Les résultats de nos estimations confirment qu'en Allemagne et au Japon, les coefficients des variables de flux et de stocks de liquidités dans les équations d'investissement sont soit faibles soit statistiquement non différents de zéro. Par ailleurs, indépendamment du système financier d'un pays, ces mêmes imperfections devraient se manifester plus dans les petites entreprises que dans les grandes entreprises. Nos résultats montrent effectivement que les petites firmes ont davantage recours à leurs propres fonds pour financer leurs investissements, non seulement aux États-Unis mais encore au Japon, ce qui constitue une confirmation plus convaincante de l'hypothèse des contraintes financières.

ABSTRACT — *Asymmetric Information, Liquidity Constraints and Investment: An International Comparison.* This paper studies the impact of financial market structure on investment decisions by firms using company panel data from six countries: Germany and Japan, where borrower-lender relationships are more of a long-term nature,

* Nous tenons à remercier le Fonds pour la Formation de Chercheurs et l'Aide à la Recherche (FCAR) et le Conseil de Recherches en Sciences Humaines du Canada (CRSH) pour leur aide financière.

Canada, France, United Kingdom, and United States, where financial markets tend to favour short-term relationships. Market imperfections between lenders and borrowers should be reduced in financial systems of the long-term type, allowing firms to rely less on their own cash flows to finance their investments. Our estimation results confirm that in Germany and Japan, coefficients of cash flows and stocks in investment equations are either of small magnitude or not statistically different from zero. Notwithstanding the financial system prevailing in a country, these imperfections should affect more small firms than large firms. Our results show that small firms make more use of their cash flows to finance investment, not only in the United States but also in Japan, which offers more convincing evidence supporting the assumption of financial constraints.

INTRODUCTION

Cette étude traite de la question des imperfections sur les marchés financiers. On distingue deux sources importantes d'imperfections. D'une part, les asymétries d'information surviennent lorsque les firmes ont plus d'information que leurs bailleurs de fonds sur la qualité de leurs projets d'investissement. D'autre part, les problèmes d'engagement ou de faillite peuvent réduire l'efficacité des marchés financiers en assurant imparfaitement les firmes contre les divers chocs à leurs revenus. Notre étude vise à détecter la présence de ces imperfections en analysant les stratégies d'investissement des firmes.

Les études portant sur l'investissement des firmes partent généralement de l'hypothèse selon laquelle il existe une firme représentative qui réagit aux prix déterminés sur les marchés des capitaux. Lorsque les marchés des capitaux sont parfaits et l'information complète, le théorème de Modigliani et Miller (1958) dit que les fonds externes sont un substitut parfait aux liquidités de l'entreprise. Dans ces conditions, la demande de capitaux des firmes ne varie pas en fonction de leur structure financière.

Cette parfaite substituabilité disparaît cependant en présence d'imperfections de marché. Considérons d'abord le cas des asymétries d'information. Elles définissent une situation où les prêteurs ne peuvent vérifier la qualité des projets d'investissement d'une firme mais savent que les gestionnaires possèdent cette information. Ils voient que la firme peut agir de façon opportuniste, en modifiant à son avantage ses décisions de production, et tiennent compte de cette éventualité dans les contrats qu'ils offrent aux emprunteurs de capitaux, créant une disparité entre le coût d'utiliser les liquidités de la firme et le coût d'acquiescer des fonds externes qui ne sont pas, dans ces conditions, un substitut parfait aux liquidités générées par les activités de l'entreprise. On retrouve le même phénomène dans le cas des contraintes d'engagement ou de faillite. Les prêteurs tiennent compte de la possibilité qu'une firme préfère déclarer faillite plutôt que de rembourser ses prêts passés en haussant le coût du capital. À l'instar d'une situation d'information incomplète, une disparité est ainsi créée entre le coût du financement interne et le coût du financement externe. Cette disparité invalide l'application du théorème de Modigliani et Miller. La parfaite substituabilité entre fonds internes et externes est perdue. L'investissement des entreprises peut

alors dépendre de facteurs financiers, tels que la disponibilité de liquidités ou l'accès aux marchés des capitaux. On dira alors que les entreprises sont financièrement contraintes. C'est précisément cette dépendance des investissements à l'égard des fonds internes qui est exploitée pour la détection des imperfections de marché ou contraintes financières.

Deux études récentes tendent à confirmer l'influence de ces imperfections sur l'investissement des entreprises. Dans une étude de l'investissement des firmes japonaises, Hoshi, Kashyap et Scharfstein (1991) trouvent que l'investissement est plus sensible aux variables de liquidité dans les firmes indépendantes que dans les firmes affiliées à un groupe industriel. Les auteurs précisent que les firmes indépendantes sont peu nombreuses dans l'économie japonaise, ce qui laisse à penser que les imperfections des marchés financiers japonais sont peu importantes. Fazzari, Hubbard et Petersen (1988) trouvent quant à eux que l'investissement des firmes américaines qui paient peu ou pas du tout de dividendes est plus sensible aux flux de liquidités que l'investissement des firmes qui paient beaucoup de dividendes. Le résultat est robuste à la spécification du modèle estimé (modèle néoclassique, modèle à effet d'accélérateur, modèle incluant le q de Tobin et enfin forme réduite générale incluant tous les modèles précédents). Une comparaison des coefficients des variables de liquidités obtenus dans ces deux études tend à indiquer que l'ensemble de l'échantillon japonais de Hoshi, Kashyap et Scharfstein (1991) est moins contraint que les firmes classées *a priori* par Fazzari, Hubbard et Petersen (1988) comme étant peu susceptibles d'être contraintes. On peut supposer que cette différence entre les coefficients des variables de liquidité est attribuable aux différences qui existent entre les systèmes financiers du Japon et des États-Unis. Ces deux études phares ont donné naissance récemment à une vaste littérature tentant de vérifier si une telle relation de dépendance entre l'investissement des entreprises et leurs liquidités se retrouve dans d'autres pays et surtout au sein des firmes de petite taille ou, en général, des firmes les plus susceptibles d'être affectées par des imperfections de marché. La plupart des travaux s'intéressent toutefois à un seul pays et se limitent donc à des tests fondés sur des séparations d'échantillons en fonction principalement de la taille des entreprises. Dans notre analyse, nous entreprenons une véritable comparaison internationale entre six pays, soit l'Allemagne, le Canada, les États-Unis, la France, le Japon et le Royaume-Uni.

Cette comparaison internationale a trois intérêts principaux sur le plan des tests empiriques de la théorie des imperfections financières. D'abord, comme les systèmes financiers de l'Allemagne et du Japon, que nous décrivons à la section 2, ont des caractéristiques institutionnelles qui devraient atténuer les imperfections sur les marchés des capitaux, la théorie prédit que dans ces deux pays l'investissement des entreprises devrait moins dépendre qu'ailleurs des liquidités disponibles. Le test ne dépend donc pas d'une séparation d'échantillon selon un critère comme la taille ou la distribution des dividendes qui, comme nous l'expliquerons plus tard, peut manquer de puissance. Ensuite, l'interprétation théorique de la significativité des liquidités dans l'équation d'investissement est

moins ambiguë que dans les études sur un seul pays. En effet, il est possible, même en présence dans l'équation d'une variable comme le q de Tobin, que la significativité des liquidités reflète simplement les anticipations des firmes sur les profits futurs et non la présence de contraintes financières. Cette interprétation serait toutefois difficilement compatible avec des résultats indiquant que, dans certains pays, les liquidités ne joueraient aucun rôle et, dans d'autres, elles seraient très importantes. De plus, si dans les pays où l'effet des liquidités est significatif, l'effet diffère quantitativement d'un échantillon à l'autre, une telle interprétation fondée sur les anticipations serait difficilement soutenable. Enfin, si on trouvait dans un pays comme l'Allemagne ou le Japon, que les liquidités n'expliquaient pas l'investissement pour l'ensemble des firmes mais jouaient un rôle dans les petites firmes, l'interprétation des résultats fondée sur les contraintes financières en serait d'autant renforcée.

Notre étude a aussi le grand intérêt d'utiliser une banque de données (Disclosure/Worldscope) qui facilite les comparaisons internationales et interindustrielles en utilisant des définitions standards des postes des états financiers¹. De plus, la banque contient un nombre relativement élevé de firmes par rapport aux études similaires antérieures pour les États-Unis et le Japon. L'annexe décrit brièvement la banque de données et le tableau 1 indique le nombre de firmes dans chaque pays.

La spécification que nous utilisons pour tester l'influence des liquidités sur l'investissement est une équation de forme réduite qui renferme plusieurs modèles puisqu'on y trouve les ventes retardées (effet d'accélérateur), le q de Tobin (effet des anticipations de profits futurs) et les variables de liquidités (effet des contraintes de financement). Les résultats de nos estimations confirment qu'en Allemagne et au Japon, les coefficients des variables de flux et de stocks de liquidités dans les équations d'investissement sont soit faibles soit statistiquement non différents de zéro. Par ailleurs, indépendamment du système financier d'un pays, ces mêmes contraintes financières devraient se manifester plus dans les petites entreprises que dans les grandes entreprises. Une séparation selon ce critère de taille et d'autres critères permettant d'identifier les firmes les plus susceptibles d'être financièrement contraintes nous montre que la sensibilité des investissements aux fonds autogénérés est radicalement différente d'un sous-échantillon à l'autre. Conformément à l'hypothèse des imperfections de marché, les petites firmes ont davantage recours à leurs propres fonds pour financer leurs investissements. Nous trouvons ces résultats non seulement aux États-Unis mais encore au Japon, ce qui constitue une confirmation plus convaincante de la théorie.

La prochaine section présente le modèle estimé dans cette étude. La section 2 décrit en quoi l'Allemagne et le Japon diffèrent des autres pays, notam-

1. Afin d'utiliser des définitions standards des postes des états financiers, un effort particulier est fait pour examiner de près la nature et la composition des états financiers, ainsi que les autres informations déclarées par chaque compagnie, afin de minimiser les différences dans la terminologie comptable et la présentation des états financiers.

ment en ce qui concerne les relations entre gestionnaires et financiers. Les résultats empiriques sont analysés à la section 3. Nous terminons en suggérant quelques extensions pour tester la présence de contraintes sur les marchés financiers par l'intermédiaire de modèles d'investissement.

1. LE MODÈLE

Dans la spécification du modèle à estimer, nous nous inspirons des études effectuées par Fazzari, Hubbard et Petersen(1988) et Hoshi, Kashyap et Scharfstein(1991): l'estimation porte sur la forme réduite d'un modèle cherchant à expliquer l'investissement des entreprises par des variables de liquidités (stock et flux), le q de Tobin moyen et par les ventes de la période précédente.

La spécification du modèle s'établit comme suit :

$$I_{it}/K_{it-1} = \mu + b_1 (FL_{it} / K_{it-1}) + b_2 (SL_{it-1} / K_{it-1}) + b_3 (Q_{it-1} / K_{it-1}) + b_4 (Y_{it-1} / K_{it-1}) + a_i + l_t + u_{it} \quad (1)$$

où i désigne l'entreprise ($i = 1, \dots, N$) et t la période ($t = 1, \dots, T$). I est l'investissement en capital physique, FL le flux de liquidités, SL le stock de liquidités, Q le q moyen de Tobin et Y les ventes. Toutes les variables sont divisées par K , le stock de capital physique de l'entreprise en début d'année, afin d'éliminer les effets d'échelle. Une description détaillée de la construction des variables à partir des données comptables disponibles dans Disclosure/Worldscope est fournie en annexe. Les coefficients a_i et l_t sont introduits dans l'équation pour tenir compte des effets individuels ou temporels, qui peuvent être fixes ou aléatoires. Si les a_i et les l_t sont des constantes fixes, il existe une parfaite multicollinéarité dans le modèle (1). Les coefficients b peuvent toutefois être estimés par la méthode de covariance (Hsiao, 1986 : 53) en moindres carrés ordinaires. Si les effets individuels et temporels sont aléatoires, l'estimation doit être effectuée par la méthode des moindres carrés généralisés.

L'inclusion du q de Tobin dans le modèle sert à contrôler l'effet de la rentabilité espérée des décisions d'investissement prises par l'entreprise. Ce concept désigne la valeur implicite d'une unité additionnelle de capital, qu'on mesure par le rapport entre la valeur de cette unité et son coût de remplacement. Ainsi, une firme qui maximise sa valeur de marché va investir en capital physique tant que le q marginal dépasse l'unité. Le q marginal mesure l'évaluation faite par les marchés financiers de la qualité des possibilités d'investissement de l'entreprise. Comme on ne peut observer le q marginal d'un projet d'investissement, il est de coutume de l'approximer par le q moyen de la firme qui l'entrepren, approximation qui est valable sous certaines conditions établies par Hayashi(1981)². Le q moyen de la firme reste cependant une approximation, qui contient donc des erreurs de mesure, et les liquidités d'une entreprise peuvent

2. Hayashi(1981) établit notamment qu'il faut des marchés des capitaux parfaits, une technologie de production à rendements d'échelle constants et une absence de pouvoir de marché entre les mains de certaines firmes.

alors influencer positivement sur l'investissement non pas à cause de contraintes sur le financement des investissements, mais bien parce qu'elles ont une valeur informative sur la rentabilité future de la firme. Notre étude comparative entre pays dotés de systèmes financiers différents permet justement d'établir jusqu'à quel point une telle interprétation est justifiée.

On veut aussi tenir compte des effets accélérateurs des ventes sur les investissements en introduisant la production retardée dans la régression. Ces modèles expliquent l'investissement des entreprises par le niveau de la production ou des ventes de la firme, ou par la variation de ces variables. En général, malgré leur faiblesse théorique, ces modèles conduisent à des résultats empiriques supportant fortement un tel lien entre production et investissement. Cependant, les liquidités et la production sont corrélées : si on exclut la production de la régression, la liquidité va approximer des effets accélérateurs qui ne permettraient pas d'interpréter un coefficient positif et significatif de la variable de liquidités comme un signal de la présence de contraintes financières.

Le modèle de forme réduite que nous avons retenu est une façon simple d'étudier le problème des contraintes de liquidité sur les marchés financiers. Whited (1992) adopte une approche plus structurelle et teste par la méthode des moments généralisée, à partir d'équations d'Euler d'un modèle intertemporel d'optimisation, l'hypothèse selon laquelle les imperfections de marché affectent la capacité des firmes peu solides financièrement à obtenir du financement externe et donc leurs décisions intertemporelles d'investissement. Les résultats de cette étude vont dans le sens des résultats obtenus par Fazzari, Hubbard et Petersen (1988) à partir du modèle plus simple que nous avons retenu.

Nous allons nous servir du modèle spécifié en (1) pour tester plusieurs hypothèses. La première hypothèse à vérifier est l'existence de contraintes de liquidité à l'investissement dans les marchés financiers des pays étudiés. Cette hypothèse ne sera pas rejetée si les coefficients des variables de flux (b_1) ou de stocks (b_2) de liquidités sont positifs et statistiquement significatifs.

Il faudra ensuite comparer la sensibilité de l'investissement des entreprises aux liquidités des pays en les groupant selon le genre d'institutions qu'on y trouve. On s'attend à ce que les liquidités soient un déterminant moins important de l'investissement en Allemagne et au Japon que dans les autres pays. Les coefficients des variables de liquidités devraient donc y être plus petits et moins significatifs que dans les autres pays.

On voudra finalement vérifier si la contrainte de liquidité est la même pour différentes classes d'entreprises au sein des divers pays, classes déterminées soit par la politique de dividendes de l'entreprise soit par sa taille (mesurée par la valeur de capitalisation). Par cette séparation on entend caractériser les entreprises dont l'accès aux marchés financiers est contraint comme étant celles qui paient peu ou pas de dividendes ou qui sont de petite taille. Pour ces entreprises, on s'attend à ce que les coefficients des variables de liquidité soient plus grands et plus significatifs que pour les firmes dont l'accès aux marchés financiers est

peu susceptible d'être contraint, soit celles qui paient beaucoup de dividendes ou qui sont de grande taille.

2. STRUCTURE CORPORATIVE ET MARCHÉS DES CAPITAUX EN ALLEMAGNE ET AU JAPON

Roe(1993) présente trois caractéristiques des marchés de capitaux allemands et japonais qui les distinguent des États-Unis. Il s'agit de la concentration d'une grande proportion d'actions entre les mains d'un petit nombre d'intermédiaires financiers, de la taille des banques en Allemagne et au Japon, et de l'existence dans ces deux pays de mécanismes d'interaction structurés entre banquiers et gestionnaires des firmes industrielles.

En Allemagne, le contrôle des droits associés aux actions d'une entreprise par une banque peut s'effectuer de trois façons : une acquisition directe d'actions, une acquisition indirecte par le biais d'une compagnie d'investissement ou d'un fonds mutuel subsidiaire, ou encore l'obtention d'une délégation de pouvoirs de la part de leurs clients actionnaires, les banques étant autorisées à agir comme courtiers. Les banques obtiennent souvent de cette façon le contrôle de plus de 10 % des actions votantes d'une compagnie et il est courant qu'un petit groupe d'intervenants institutionnels contrôle environ la moitié des actions ordinaires d'une compagnie. Au Japon, la composante clé de l'environnement dans lequel évoluent les firmes industrielles est le *keiretsu*, un réseau de firmes industrielles et d'intermédiaires financiers où chaque entité possède une partie des actions des autres membres. En général, les banques possèdent un peu moins de 5 % des actions d'une firme (le maximum permis par la loi japonaise) et les firmes possèdent en retour un faible pourcentage des actions des banques. Il peut y avoir cinq institutions financières dans un *keiretsu*, créant ainsi une coalition potentielle de 25 % des votes lors de la désignation d'une banque pour superviser les activités de la firme et représenter les intérêts des intermédiaires financiers.

En Allemagne, le conseil de supervision de l'entreprise, qui est un comité paritaire où actionnaires et employés ont un nombre égal de représentants élus, permet aux banques, en cumulant leurs voix, de faire élire leurs candidats à la moitié des sièges correspondant aux actionnaires. Ce conseil doit approuver les principales décisions de la firme, dont l'élection des gestionnaires. Au Japon, le mécanisme d'interaction entre gestionnaires et actionnaires, moins formel qu'en Allemagne, est la réunion mensuelle du Conseil des Présidents. Les dirigeants des entreprises sont contraints de tenir compte de ces rencontres dans la mesure où les participants contrôlent collectivement une bonne partie des actions de l'entreprise. Aucun P.D.G. ne peut alors se permettre d'indisposer une coalition des autres participants. Le double rôle de créateur et d'actionnaire joué par les banques dans ces deux pays leur permet de superviser efficacement les firmes et d'influer sur leurs décisions dans l'intérêt de ces deux catégories de prêteurs.

La taille des intermédiaires financiers est la dernière différence citée par Roe(1993) entre le Japon et l'Allemagne d'une part et les États-Unis d'autre

part. Si on compare l'importance des trois plus grosses banques dans l'économie, on voit que le rapport entre leurs actifs cumulés et le PNB, pour 1991, n'est que de 8 % aux États-Unis, alors qu'il est de 36 % en Allemagne et au Japon. La petitesse relative des institutions financières américaines leur rend beaucoup plus difficile l'achat d'un bloc important d'actions dans les grandes sociétés industrielles.

En Allemagne et au Japon, les gestionnaires conservent le contrôle de l'exploitation, alors que les institutions financières ont un droit de regard et la possibilité de prendre le contrôle en cas de crise. On peut dire qu'il existe dans les marchés financiers de ces deux pays des différences institutionnelles qui leur permettent d'atténuer les imperfections de marché et l'effet des contraintes de liquidité sur l'investissement des entreprises en fournissant un cadre propice aux relations de long terme entre les banques et les sociétés industrielles. Ces relations de long terme peuvent cependant comporter certains coûts. Dans la mesure où les institutions financières sont elles-mêmes affectées par les asymétries d'information, il est possible qu'une certaine forme de collusion entre les gestionnaires de l'entreprise et ceux de la banque émerge aux dépens des autres constituants de l'entreprise. Une telle forme de collusion a récemment été observée en Allemagne (voir *The Economist*, 29 janvier 1994). Nous discutons plus loin cette possibilité à la lumière de nos résultats empiriques.

Aux États-Unis, des barrières géographiques limitent considérablement la taille des intermédiaires financiers : le *National Bank Act* de 1863 leur interdit d'opérer dans plus d'un État, et le *McFadden Act* de 1927 les autorise à ouvrir des succursales seulement dans la mesure où chaque État le permet. Les lois américaines ont aussi cherché à empêcher toute intervention des banques dans la gestion des entreprises qu'elles financent : le *Glass-Steagall Act* interdit aux banques d'entrer directement dans le commerce des valeurs mobilières, de s'affilier avec des banques d'investissement et également jusqu'à tout récemment, avec des fonds mutuels. Le *Bank Holding Company Act* interdit l'affiliation des banques et des compagnies d'assurance, ainsi que la détention de toute forme de valeurs mobilières, mais permet toutefois aux holdings des banques la détention passive d'au plus 5 % des actions d'une firme n'opérant pas dans le secteur bancaire. Roe(1993) constate que chacune de ces lois est suffisante à elle seule pour empêcher que des institutions du style japonais ou allemand se développent aux États-Unis. Il n'est donc pas étonnant que les banques américaines jouent un rôle bien moindre dans l'économie que leurs contreparties allemande et japonaise. L'effet de ces lois est de limiter le genre de relations que les banques peuvent entretenir avec leur clientèle, à des transactions de court terme fondées sur des contrats explicites. Ces différences institutionnelles tendent cependant à s'atténuer avec la déréglementation financière, notamment aux États-Unis et au Japon.

3. ANALYSE DES RÉSULTATS

Pour procéder à l'estimation du modèle (1) pour chacun des pays, nous devons déterminer si les effets individuels et temporels, captés par les coeffi-

cients a_i et l_i , sont fixes ou aléatoires. Les résultats que nous présentons ci-après sont fondés sur le modèle à coefficients fixes. En effet, des tests de Hausman (1978) et des tests de multiplicateurs de Lagrange, effectués à partir d'estimations par moindres carrés généralisés, nous ont permis d'établir que la spécification la plus appropriée est celle des effets individuels et temporels fixes. Avant de commenter nos résultats, rappelons les résultats des deux études qui nous servent de points de comparaison. Fazzari, Hubbard et Petersen (1988) divisent les entreprises en sous-échantillons d'après leur politique de dividendes (établie d'après le ratio dividendes/bénéfice net), afin de séparer les firmes susceptibles d'être affectées par les imperfections financières (c.-à-d. celles qui paient peu ou pas de dividendes) de celles qui ne devraient pas avoir ce problème. Les auteurs confirment que l'investissement semble plus sensible aux liquidités dans les entreprises qui distribuent peu de dividendes.

Hoshi, Kashyap et Scharfstein (1991) examinent deux sous-échantillons de firmes japonaises en choisissant un critère de sélection spécifique au contexte industriel japonais. Il s'agit d'identifier les firmes qui ont des liens très serrés avec une banque en raison de leur appartenance à un même groupe industriel (*keiretsu*). Les banques sont la principale source de financement des autres membres de leur groupe et ont vraisemblablement beaucoup d'information sur ces firmes. Les firmes indépendantes d'une telle affiliation, par contre, ne devraient pas profiter de ce contexte qui a pour effet de diminuer les asymétries d'information et les problèmes d'engagement entre prêteurs et emprunteurs. Les auteurs concluent aussi que les liquidités jouent un rôle moindre dans les entreprises faisant partie d'un *keiretsu*. Alors que ces études testent la présence de contraintes de liquidité dans certains groupes d'entreprises au sein d'un même pays, nous allons nous intéresser dans un premier temps à établir la relation entre les investissements des entreprises dans leur ensemble et le système financier du pays en cause. En d'autres termes, les résultats obtenus devraient nous permettre de déterminer si les variables de liquidité sont un déterminant moins important de l'investissement en Allemagne et au Japon que dans les autres pays³.

3.1 Contraintes de liquidité et différences institutionnelles

Le tableau 1 présente les moyennes et les écarts-types des variables utilisées pour l'estimation du modèle (1) dans les divers pays. En général, les valeurs sont relativement uniformes d'un pays à l'autre dans le groupe du Canada, des États-Unis, du Royaume-Uni et de la France. On constate toutefois des différences importantes pour l'Allemagne et le Japon dans certaines variables. Pour ce qui est de la valeur boursière, qui mesure la taille de l'entreprise, la valeur moyenne ne diffère pas trop d'un pays à l'autre, une fois pris en compte les taux de change, la plus petite étant en France et la plus grande en Allemagne.

3. À notre connaissance, une seule autre étude (Bond, Elston, Nairesse, Mulkay, 1994) adopte une telle approche comparative entre pays. Les auteurs testent plusieurs modèles d'investissement pour quatre pays : l'Allemagne, la France, la Belgique et le Royaume-Uni. Même si leurs modèles sont différents des nôtres, leurs résultats semblent conformes aux nôtres pour les trois pays communs, sauf peut-être pour la France où les liquidités semblent moins importantes quantitativement que dans notre modèle.

TABLEAU 1

DESCRIPTION DES VARIABLES DE RÉGRESSION POUR LES 6 PAYS

	Canada	États-Unis	Royaume-Uni	France	Allemagne	Japon
<i>I</i>	0,293 (0,408)	0,331 (0,796)	0,392 (0,658)	0,430 (0,596)	0,886 (1,33)	0,287 (0,524)
<i>FL</i>	0,256 (0,268)	0,415 (0,931)	0,347 (0,352)	0,444 (0,378)	1,55 (10,9)	0,157 (0,238)
<i>SL</i>	0,315 (0,669)	0,764 (3,35)	0,455 (0,741)	0,512 (0,624)	0,474 (0,490)	1,20 (1,33)
<i>Q</i>	2,83 (3,16)	5,26 (8,48)	3,29 (3,46)	3,00 (3,49)	2,87 (3,42)	8,06 (6,91)
<i>Y</i>	4,69 (3,61)	5,86 (6,57)	4,40 (2,64)	5,83 (3,38)	6,30 (4,95)	5,19 (4,11)
valeur boursière	852410 (1644220)	1035913 (4006702)	470300 (1505204)	2834205 (3756335)	2384078 (5142493)	132504666 (232820017)
paiement de dividendes	24,5 (17,5)	24,4 (26,0)	32,9 (17,6)	21,9 (22,6)	53,66 (29,12)	28,0 (20,2)
firmes	84	931	221	84	84	533
observations	395	4665	1083	423	416	2950

NOTES : Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types des coefficients.

La valeur boursière est en monnaie locale.

Les résultats de l'estimation du modèle (1) par moindres carrés ordinaires avec effets individuels et temporels fixes sont présentés au tableau 2. La première hypothèse à vérifier est donc la présence de contraintes de liquidité dans les pays étudiés, pour toutes les classes d'entreprises industrielles dans chaque économie. On cherchera ensuite à établir s'il existe des effets différenciés des liquidités sur l'investissement entre les groupes de pays dont les institutions sont relativement homogènes.

Nos résultats indiquent que le flux de liquidités joue un rôle primordial dans la détermination de l'investissement des entreprises dans quatre pays, à savoir les États-Unis, le Royaume-Uni, le Canada et la France. Aux États-Unis, le stock de liquidités semble être encore plus important que le flux de liquidités dans la détermination de l'investissement des firmes.

En Allemagne et au Japon, par contre, les variables de liquidité ne semblent pas jouer un rôle très important. Ces variables ne constituent pas le principal déterminant de l'investissement des entreprises au Japon, où seule la variable de stock de liquidités franchit le seuil de niveau de signification de 5 %. En Allemagne, le flux de liquidités est significatif à 5 %. Dans ces deux pays cependant, l'ordre de grandeur des coefficients est bien inférieur à celui des autres pays et est proche de zéro. Le coefficient de la variable du q de Tobin n'est jamais significativement différent de zéro à un niveau de 1 %. En France, le coefficient passe à un seuil de 5 % avec le bon signe, tandis qu'aux États-Unis, le coefficient est significativement différent de zéro à 5 %, mais est négatif. La production retardée est très significative aux États-Unis et au Japon, beaucoup moins dans les autres pays.

Ces constatations permettent de tester indirectement la théorie des imperfections sur les marchés financiers. Les pays dont les institutions favorisent les relations de long terme entre prêteurs et emprunteurs sont l'Allemagne et le Japon. Les pays dont les institutions favorisent les relations de court terme sont les États-Unis, le Royaume-Uni, le Canada et la France. Les estimations portant sur l'Allemagne et le Japon génèrent des coefficients moindres et moins significatifs des variables de liquidité que les estimations portant sur les autres pays. Ce fait tend à confirmer que les imperfections sur les marchés financiers causent une contrainte de financement des investissements des firmes et que cette situation est atténuée lorsque le contexte institutionnel favorise des relations de long terme. Une autre interprétation des résultats est toutefois possible : les variables de liquidités peuvent capter les effets des attentes sur les profits futurs de l'entreprise. Il serait néanmoins difficile d'expliquer dans ce cas pourquoi le phénomène ne se produit pas en Allemagne et au Japon, et pourquoi également les coefficients des variables de flux de liquidités varient autant d'un pays à l'autre dans le groupe des pays dont les systèmes financiers favorisent moins les relations de long terme.

TABLEAU 2

RÉSULTATS DES ESTIMATIONS SUR L'ENSEMBLE DE L'ÉCHANTILLON POUR TOUS LES PAYS

	Canada	États-Unis	Royaume-Uni	France	Allemagne	Japon
1. FL	0.4385** (0.1495)	0.1172** (0.0185)	0.8967** (0.0813)	1.0020** (0.1153)	0.0293* (0.0135)	0.0482 (0.0450)
2. SL	0.1102* (0.0630)	0.1600** (0.0044)	0.0098 (0.0567)	0.0250 (0.1122)	-0.0336 (0.2539)	0.0328* (0.0188)
3. Q	-0.0075 (0.0204)	-0.0043* (0.0025)	0.0027 (0.0113)	0.0283* (0.0163)	0.0618 (0.0381)	0.0039 (0.0030)
4. Y	0.0410 (0.0260)	0.0454** (0.0051)	0.0173 (0.0201)	-0.0182 (0.0285)	0.0371 (0.0466)	0.1602** (0.0071)
firmes	84	931	221	84	84	533
observations	395	4665	1083	423	416	2950
R²	0.309	0.55	0.444	0.376	0.437	0.449

NOTES : Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types des coefficients.

** significatif au niveau de 1%

* significatif au niveau de 5%

L'avantage de l'approche précédente est d'avoir un test sur les effets de la structure financière des entreprises sur l'investissement qui ne repose pas sur des hypothèses particulières de différenciation des entreprises. En effet, en établissant une comparaison à l'échelle des pays, nous pouvons considérer dans notre échantillon toutes les entreprises disponibles dans chacun des pays. Jusqu'à présent toutefois, les tests de la relation entre la structure financière des entreprises et l'investissement ont la plupart du temps été effectués sur un pays en particulier en divisant les entreprises de l'échantillon en groupes soumis à des contraintes financières à des degrés différents. Le même genre de modèle que nous avons estimé pour l'ensemble des entreprises est alors estimé pour les divers sous-échantillons de firmes appartenant aux groupes. La division en groupes s'effectue selon un critère fixé *a priori* et constant dans le temps. Les critères retenus le plus souvent ont été la taille de l'entreprise et le ratio de distribution des dividendes⁴, car on suppose que ce sont de bons indicateurs des contraintes financières auxquelles se heurtent les firmes.

Parmi les autres critères retenus, on peut citer l'affiliation à des groupes industriels (Hoshi, Kashyap et Scharfstein, 1991), la cote de crédit d'une firme (Whited, 1992) et le degré de concentration des détenteurs d'actions (Schaller, 1993). Dans la section qui suit, nous allons reprendre les tests que nous avons effectués pour l'ensemble des entreprises pour des groupes particuliers d'entreprises au sein des deux pays représentatifs des deux types de systèmes financiers décrits auparavant, à savoir le Japon et les États-Unis. Par ailleurs, ces deux pays comptent un échantillon de firmes assez grand pour pouvoir le diviser selon les critères choisis et obtenir des sous-groupes contenant un nombre suffisant de firmes. Pour ces deux pays, nous allons comparer les contraintes de financement des petites firmes à celle des grosses firmes et celle des firmes qui paient peu de dividendes à celle des firmes qui paient beaucoup de dividendes. L'utilisation de ces deux critères a pour but de vérifier la robustesse des résultats.

3.2 *Contraintes de liquidités dans différentes classes d'entreprises aux États-Unis et au Japon*

Le premier critère est la moyenne du ratio des dividendes au bénéfice net pour les deux années fiscales se terminant en 1984 et 1985. Dans la catégorie des firmes qui paient peu de dividendes, on retrouve les entreprises dont le ratio est inférieur à la médiane de l'échantillon. Une autre catégorie est celle des firmes qui paient beaucoup de dividendes, composée par le quartile supérieur des entreprises ordonnées suivant le critère de la politique de dividendes. Les firmes ayant une politique de dividendes qui les place entre ces deux extrêmes vont constituer une troisième catégorie.

4. Voir notamment Devereux et Schiantarelli (1992), Oliner et Rudebusch (1992), Gertler et Gilchrist (1994) pour le premier critère, Fazzari, Hubbard et Petersen (1988) et Bond et Meghir (1993) pour le deuxième.

Le second critère est la moyenne de la valeur en bourse de la firme à la date de fermeture des livres comptables, pour les deux années fiscales se terminant en 1984 et 1985. La catégorie des petites firmes renferme les entreprises dont la valeur en bourse est inférieure à la médiane de l'échantillon. La catégorie des grosses firmes est composée par le quartile supérieur des entreprises ordonnées suivant le critère de la valeur en bourse. Les firmes ayant une valeur boursière qui les place entre ces deux extrêmes forment la troisième catégorie de firmes.

On effectue en tout six estimations pour chacun des deux pays, trois catégories de firmes ayant été définies par chaque critère. Le classement s'effectue d'après la moyenne du critère pour les deux années précédant l'estimation, soit 1984 et 1985, afin d'éviter une éventuelle corrélation entre l'une des variables explicatives de la régression et le fait d'appartenir à l'une des catégories. Le tableau 3 présente les résultats pour les États-Unis, le tableau 4 pour le Japon. Dans ces deux tableaux nous reprenons dans la première colonne les résultats de l'estimation du modèle sur l'ensemble de l'échantillon des firmes du pays considéré à des fins de comparaison.

3.2.1 *Les États-Unis*

Le résultat le plus intéressant dans le classement des firmes de l'échantillon selon leur politique de dividendes a trait à la variable de stock de liquidités. Cette variable est le principal déterminant de l'investissement des entreprises pour l'ensemble de l'échantillon et demeure significative et quantitativement importante dans le groupe sous la médiane. Par contre, dans le quartile supérieur, le coefficient du stock de liquidités est pratiquement nul et n'est pas statistiquement différent de zéro. Il est aussi plus faible dans le groupe des entreprises situées entre la médiane et le 75^e centile. Dans le cas du flux de liquidités, l'effet attendu ne ressort pas, puisque dans les trois groupes les coefficients sont du même ordre de grandeur et ont des écarts-types similaires.

Si on classe maintenant les entreprises selon leur valeur boursière, c'est vraiment au niveau du flux de liquidités que les effets se font sentir. Seul le groupe sous la médiane affiche un coefficient élevé (environ le double de la valeur obtenue pour l'ensemble de l'échantillon) et significatif. Pour le stock de liquidités, on constate un effet important chez les petites firmes et les grandes firmes, mais non dans les firmes de taille intermédiaire. Bien que les résultats ne soient pas parfaitement cohérents d'un critère à l'autre⁵, on constate tout de même un effet important des liquidités sur l'investissement dans les entreprises qui paient peu de dividendes ou qui sont de petite taille. Les résultats que nous trouvons pour les États-Unis vont donc dans le sens de la théorie des imperfections des marchés financiers et sont comparables aux résultats des études antérieures.

La variable des ventes est pratiquement toujours significative avec le bon signe, mais le q de Tobin n'apparaît vraiment significatif et du bon signe que chez les firmes au-dessus de la médiane.

5. Il faut souligner que les deux échantillons des firmes dites non contraintes ne se recoupent qu'à 60%.

TABLEAU 3
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS SUR LES SOUS-ÉCHANTILLONS AUX ÉTATS-UNIS

	Ensemble de l'échantillon	$dp < \text{médiane}$	$dp \geq \text{médiane}, dp < 75\text{e centile}$	quartile supérieur (dp)	$vp < \text{médiane}$	$vb \geq \text{médiane}, vb < 75\text{e centile}$	$vb \geq 75\text{e centile}$
1. FL	0.1172** (0.0185)	0.1267** (0.0261)	0.1111* (0.0533)	0.1237** (0.0428)	0.2425** (0.0349)	0.0055 (0.0182)	0.0925 (0.0740)
2. SL	0.1600** (0.0044)	0.1639** (0.0060)	0.0923** (0.0320)	-0.0186 (0.0128)	0.1751** (0.0063)	0.0199 (0.0146)	0.2349** (0.0420)
3. Q	-0.0043* (0.0025)	-0.0064* (0.0037)	0.0185** (0.0075)	0.0058* (0.0035)	-0.0128** (0.0041)	0.0085** (0.0028)	0.0201** (0.0060)
4. Y	0,0454** (0.0051)	0.0440** (0.0075)	0.0731** (0.0073)	0.0164** (0.0071)	0.0483** (0.0071)	0.0520** (0.0087)	0.0043 (0.0150)
firmes	931	474	222	235	475	234	222
observations	4665	2330	1168	1167	2326	1168	1171
R²	0.55	0.564	0.371	0.313	0.578	0.492	0.311

NOTES : Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types des coefficients.

** significatif au niveau de 1%

* significatif au niveau de 5%

dp : Ratio des dividendes sur le bénéfice net.

vb : Valeur boursière à la fin de l'année fiscale.

3.2.2 Le Japon

Hoshi, Kashyap et Scharfstein (1991) ont montré que pour les firmes n'appartenant pas à un *keiretsu*, les liquidités avaient une influence significative sur l'investissement. Leur échantillon était toutefois de très petite taille (25 firmes) et les résultats demandent donc à être confirmés. Même si nous n'avons pas de données sur l'appartenance à un *keiretsu*, nous disposons de plus de firmes (533 en tout) et nous pouvons appliquer les mêmes critères de séparation des entreprises que pour les États-Unis. Nous pourrions ainsi à la fois confirmer ou infirmer les résultats de l'étude antérieure précitée sur les firmes japonaises et avoir une base de comparaison avec les mêmes groupes de firmes aux États-Unis.

Pour la variable de flux de liquidités, les résultats sont très nets : pour les entreprises du groupe sous la médiane, le coefficient est quantitativement important et statistiquement significatif, et ce pour les deux critères de séparation des firmes. En effet, il passe de 0,0482 pour l'ensemble des firmes à 0,2484 avec le critère de versement des dividendes et à 0,3315 avec le critère de taille. Ces deux valeurs sont même supérieures à celles obtenus pour les mêmes sous-groupes aux États-Unis.

Pour la variable du stock de liquidités, les résultats supportent aussi la théorie en ce qui concerne le critère de distribution de dividendes, mais non pour la taille. Comme pour les États-Unis, on trouve des effets significatifs et assez forts des liquidités (stocks et flux) sur l'investissement dans le quartile supérieur. Ce résultat n'est pas conforme à nos attentes, mais se retrouve dans d'autres études.

Pour ce qui est des effets d'accélérateur, ils semblent partout présents. Le q de Tobin n'est en général pas significatif, mais apparaît à deux reprises chez les firmes au-dessus de la médiane.

Dans cette section, nous avons tenté d'établir si les investissements dépendent plus des liquidités pour les entreprises susceptibles d'être contraintes financièrement que pour les autres entreprises. Nous avons pour ce faire séparé les entreprises par le ratio de distribution de dividendes et la valeur de capitalisation boursière de l'entreprise déterminés au début de la période d'estimation. Ainsi, selon cette méthode, une entreprise demeure contrainte ou non contrainte sur toute la période d'estimation selon son statut au début de la période. Par ailleurs, il s'agit d'une approche unidimensionnelle en ce sens qu'un seul critère est retenu pour déterminer la solidité financière de la firme. Néanmoins, il faut reconnaître que plusieurs facteurs peuvent déterminer les contraintes financières de la firme et que la situation de la firme à l'égard des prêteurs peut évoluer dans le temps. Récemment, Schiantarelli et Hu (1994) ont développé un modèle de régressions à plusieurs régimes qui permet de remédier à ces deux faiblesses de l'approche habituellement suivie⁶.

6. Garcia, Lusardi et Ng (1995) et Jappelli, Pischke et Souleles (1995) ont développé parallèlement une méthode similaire dans le cadre de tests de la théorie du revenu permanent avec attentes rationnelles. Le problème des décisions optimales de consommation avec contraintes de liquidité a beaucoup de similitudes avec le problème de la détermination optimale des investissements d'une firme.

TABLEAU 4

RÉSULTATS DES ESTIMATIONS SUR LES SOUS-ÉCHANTILLONS AU JAPON

	Ensemble de l'échantillon	$dp < \text{médiane}$	$dp \geq \text{médiane}, dp < 75\text{e centile}$	$dp > 75\text{e centile}$	$vp < \text{médiane}$	$vb \geq \text{médiane}, vb < 75\text{e centile}$	$vb \geq 75\text{e centile}$
1. FL	0.0482 (0.0450)	0.2484** (0.0956)	-0.0352 (0.0381)	-0.0491 (0.1817)	0.3315** (0.1224)	-0.0532 (0.0447)	0.2662* (0.1258)
2. SL	0.0328* (0.0188)	0.0759** (0.0302)	0.0294 (0.0239)	-0.0431 (0.0436)	0.0068 (0.0323)	-0.0224 (0.0305)	0.0475* (0.0262)
3. Q	0.0039 (0.0030)	-0.0003 (0.0042)	0.0046 (0.0046)	0.0124* (0.0068)	-0.0041 (0.0053)	0.0273** (0.0056)	-0.0024 (0.0039)
4. Y	0,1602** (0.0071)	0.2089** (0.0100)	0.0738** (0.0145)	0.0984** (0.0148)	0.1976** (0.0117)	0.1128** (0.0105)	0.0664** (0.0134)
firmes	533	272	130	131	274	131	128
observations	2950	1473	739	738	1470	741	739
R²	0.449	0.568	0.266	0.340	0.493	0.455	0.295

NOTES : Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types des coefficients.

** significatif au niveau de 1%

* significatif au niveau de 5%

 dp : Ratio des dividendes sur le bénéfice net. vb : Valeur boursière à la fin de l'année fiscale.

CONCLUSION

Dans cette étude, nous avons voulu vérifier s'il y avait des contraintes de liquidités à l'investissement des entreprises dans six pays, soit l'Allemagne, le Canada, les États-Unis, la France, le Japon et le Royaume-Uni. Nous avons en particulier testé la théorie en tirant parti des différences qui existent entre les pays étudiés, car l'Allemagne et le Japon ont des caractéristiques institutionnelles qui devraient atténuer les asymétries d'information sur leurs marchés des capitaux. Nous avons par ailleurs vérifié si cette contrainte était la même pour différentes classes d'entreprises, établies *a priori* d'après des critères permettant d'identifier les entreprises susceptibles d'être contraintes financièrement.

Les pays dont les institutions favorisent plutôt les relations de long terme entre prêteurs et emprunteurs sont l'Allemagne et le Japon. Les pays dont les institutions tendent à privilégier les relations de court terme sont les États-Unis, le Royaume-Uni, le Canada et la France. Les estimations portant sur l'Allemagne et le Japon génèrent des coefficients moindres et moins significatifs des variables de liquidité que les estimations portant sur les autres pays. Ce fait tend à confirmer que les imperfections sur les marchés financiers causent une contrainte de liquidité à l'investissement des firmes, et que cette situation est atténuée lorsque le contexte institutionnel favorise des relations de long terme.

Un fait se dégage lorsqu'on estime séparément le modèle pour les différentes catégories de firmes qui existent dans l'économie américaine. Comme le prédit la théorie des imperfections de marché, on trouve que les firmes identifiées *a priori* comme étant peu susceptibles d'être contraintes par leurs liquidités le sont effectivement moins que l'échantillon dans son ensemble, peu importe le critère de division choisi.

Au Japon, une constatation se dégage, allant aussi dans le sens prédit par la théorie des imperfections de marché : on trouve que les firmes identifiées *a priori* comme étant susceptibles d'être contraintes par leurs liquidités le sont effectivement davantage que l'échantillon dans son ensemble pour la variable de flux de liquidités. On obtient des résultats semblables que l'on choisisse l'un ou l'autre des critères proposés pour diviser l'échantillon.

Nos résultats indiquent clairement la présence d'imperfections financières qui contraignent les politiques d'investissement des firmes dans les pays où les marchés financiers favorisent des relations de court terme. Tel qu'expliqué dans l'introduction, les asymétries d'information ainsi que les contraintes d'engagement introduisent une disparité entre le coût du financement interne et celui du financement externe. Cette disparité est atténuée d'une part par l'existence de relations de long terme entre firmes et financiers et d'autre part, par la taille de l'entreprise. Il ne faudrait toutefois pas conclure de *facto* que les firmes contraintes sous-investissent alors que les firmes japonaises et allemandes investissent de façon optimale. D'abord, la théorie des asymétries d'information n'est

pas concluante à ce sujet. Certains auteurs, tels Ambarish, John et Williams (1987) et DeMeza et Webb (1987) ont montré qu'il est possible que les problèmes informationnels forcent les bonnes firmes à surinvestir afin de signaler leur valeur aux financiers. Dans la mesure où les liquidités de la firme sont corrélées avec sa valeur, ces théories sont compatibles avec nos résultats. Ensuite, la théorie des contraintes d'engagement prédit que les firmes doivent avoir recours aux fonds internes afin de relâcher leur contrainte de faillite. Il est possible que ces firmes utilisent également leur investissement en capital physique pour relâcher dans le futur leurs contraintes de faillite au point où elles surinvestissent. Encore une fois, nos résultats sont compatibles avec cette théorie. Ces explications démontrent que nos résultats sont cohérents à la fois avec des théories qui prédisent un sous-investissement qu'avec celles qui prédisent un surinvestissement par les entreprises contraintes. Finalement, bien que les relations de long terme atténuent les imperfections de marché, elles peuvent introduire d'autres problèmes tels la collusion possible entre les gestionnaires des firmes et des créanciers. Une telle collusion a tendance à favoriser un surinvestissement alors que les gestionnaires cherchent à maximiser la taille de l'entreprise plutôt que sa valeur. Selon cette théorie, qui n'est pas sans nous rappeler les arguments du «*free cash flow*» de Jensen (1986), les contraintes de liquidités auraient l'effet bénéfique de discipliner les gestionnaires de la firme à ne pas investir dans les mauvais projets. Nos résultats nous indiquent la présence de contraintes financières pour les petites firmes et les firmes où les relations financières de court terme sont favorisées. Toute conclusion en termes de politiques économiques serait toutefois prématurée. Il faut d'abord identifier de façon plus précise la source et le rôle de ces contraintes afin de mieux discriminer entre les différentes théories.

Nos tests sur la présence de contraintes de financement dues à de possibles asymétries d'information entre prêteurs et emprunteurs se sont appuyés sur un modèle de forme réduite qui incluait en fait à la fois le modèle d'investissement du q de Tobin et les modèles d'accélérateur flexible. Nous avons vu que cette approche pouvait rendre difficile l'interprétation des variables de liquidité dans l'équation d'investissement. Le modèle d'investissement structurel de Whited (1992) est moins équivoque à cet égard. Une de ses faiblesses reste toutefois la séparation des firmes selon un critère unique en début de période, en l'occurrence la cote de crédit des obligations des entreprises. Pour y remédier, il faudrait élaborer un modèle à changement de régimes dans le cadre de la méthode des moments généralisée qui est utilisée dans les tests des équations d'Euler. Il s'agit là d'une extension que nous comptons élaborer dans des travaux futurs.

ANNEXE

BANQUE DE DONNÉES DISCLOSURE/WORLDSCOPE

La banque de données Disclosure/Worldscope est conçue pour faciliter les comparaisons interindustrielles et internationales. Son format vise à atteindre ce résultat par des définitions standards des postes des états financiers. L'échantillon est un panel non équilibré de firmes manufacturières, définies comme telles par les codes SIC allant de 2000 à 3999. Les estimations portent sur la période 1986-91 et les firmes doivent avoir été cotées en bourse pour les années fiscales se terminant en 1984 et 1985. Ce critère est nécessaire parce que la division des panels en sous-échantillons se fait à partir de la moyenne pour 1984 et 1985 de 2 séries : le ratio (dividendes / revenu net) et la valeur boursière de l'entreprise. Cette façon de procéder a pour but d'éviter les problèmes d'endogénéité pouvant découler de la présence de ces deux séries dans les variables construites pour l'estimation.

LA CONSTRUCTION DES VARIABLES

Les variables de régression sont le flux de liquidités (FL/K_{t-1}), le stock de liquidités (SL_{t-1}/K_{t-1}), le q moyen de Tobin (Q_{t-1}/K_{t-1}) et les ventes (Y_{t-1}/K_{t-1}). Elles ont été construites à partir de la base de données Disclosure/Worldscope.

$K_t = pf$ est le stock de capital physique de l'entreprise, soit les biens, les usines et l'équipement.

$I_t = (pf_t - pf_{t-1} + dz_t - dz_{t-1}) / pf_{t-1}$ est l'investissement à la période t , où dz est l'amortissement cumulé sur le stock de capital physique. Le concept à mesurer est l'investissement total en capital physique par l'entreprise. On doit donc ajouter à la variation de ce poste sa dotation à l'amortissement cumulé.

$FL_t = (ni_t + da_t - dv_t) / pf_{t-1}$ est la mesure du flux de liquidités à la période t , où ni est le bénéfice net de l'entreprise après impôt et dividendes aux actionnaires privilégiés, da est l'amortissement pour l'année, et dv représente les dividendes versés aux actionnaires ordinaires. Le concept que l'on veut mesurer est l'entrée nette de liquidités dans l'entreprise pour chaque période de l'échantillon. On ajoute donc au revenu net toutes les charges non monétaires et on soustrait les dividendes, que l'on considère comme exogènes.

$SL_{t-1} = ch_{t-1} / pf_{t-1}$ est la mesure du stock de liquidités au début de la période t , où ch est l'encaisse et les éléments de l'actif à court terme équivalents, tels les placement à court terme. On veut mesurer ici la quantité de liquidités dont dispose la firme, en début de période, pour d'éventuels investissements. D'autres approximations du stock de liquidités ont été envisagées, telles le fonds de roulement, auquel on soustrait les inventaires (que l'on ne considère pas très liquides), et on obtient des résultats empiriques équivalents.

$Q_{t-1} = (ml_{t-1} + cd_{t-1} + ld_{t-1} - iv_{t-1}) / pf_{t-1}$ est le q moyen de Tobin en début de période, où ml est la valeur boursière de l'entreprise, cd est la dette à court terme et la portion à court terme de la dette à long terme et ld est la dette à long terme. Le concept du q moyen de Tobin mesure le rapport entre la valeur de marché de la firme et le coût de remplacement de ses actifs, représenté ici par le stock de capital en début de période. Afin de ne tenir compte que de la valeur de marché de la firme, on soustrait les inventaires au numérateur.

$Y_{t-1} = sa_{t-1} / pf_{t-1}$ est la production de la firme lors de la période précédente, où sa représente les ventes nettes ou le revenu net de l'entreprise.

La normalisation par le stock de capital en début de période des variables a pour but d'éliminer les effets de taille à l'intérieur des panels de données. On prend les variables de stock de liquidités, le q moyen de Tobin et la production en début de période en supposant qu'il s'agit des dernières informations dont disposent les gestionnaires avant leurs prise de décisions concernant les investissements à effectuer. On élimine les observations pour lesquelles l'investissement, le q moyen de Tobin, le stock de liquidités ou la production sont négatifs. On enlève dans les queues de l'échantillon les observations aberrantes, c'est-à-dire celles dont l'ordre de grandeur est supérieur au reste de l'échantillon, ces observations pouvant augmenter considérablement la variance de l'échantillon. Ce sera le cas, par exemple, lorsqu'il y a un saut dans la queue de la distribution supérieur en valeur absolue à la dernière donnée valide. Cette façon de procéder nous fait éliminer moins de 1% du total des observations pour tous les pays.

BIBLIOGRAPHIE

- AMBARISH, R., K. JOHN, et J. WILLIAMS (1987), « Efficient Signalling with Dividends and Investments », *Journal of Finance*, 42 : 321-43.
- BOND, S., J. ELSTON, J. MAIRESSE, et B. MULKAY (1994), « A Comparison of Empirical Investment Equations using Company Panel Data for France, Germany, Belgium, and the U.K. », Working Paper, Nuffield College, Oxford.
- BOND, S., et C. MEGHIR (1994), « Dynamic Investment Models and the Firm's Financial Policy », *Review of Economic Studies*, 61 : 197-222.
- DEMEZA D., et D. WEBB (1987), « Too Much Investment : A Problem of Asymmetric Information », *Quarterly Journal of Economics*, 102 : 281-92.
- DEVEREUX, M., et F. SCHIANTARELLI (1992), « Investment, Financial Factors, and Cash Flow : Evidence from U.K. Panel Data », in *Asymmetric Information, Corporate Finance, and Investment*, R. GLENN HUBBARD (ed.).
- DISCLOSURE/WORLDSCOPE DATA DEFINITIONS GUIDE, publié par Worldscope/Disclosure Partners, 5161 River Road, Bethesda, MD 20816, USA, 1992.

- FAZZARI, S. M., R. G. HUBBARD, et B. C. PETERSEN (1988), « Financing Constraints and Corporate Investment », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 141-95.
- FAZZARI, S., et B. C. PETERSEN (1993), « Working Capital and Fixed Investment: New Evidence on Financing Constraints », *Rand Journal of Economics*, 24 (3).
- GARCIA, R., LUSARDI, A., et S. NG (1995), « Excess Sensitivity and Asymmetries in Consumption: An Empirical Investigation », Cahier de recherche CIRANO no 95 s-9.
- GERLACH, M. (1987), « Alliances and the Social Organization of the Japanese Business », Thèse de PhD, Yale University.
- GERTLER, M., et G. GILCHRIST (1994), « Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms », *Quarterly Journal of Economics*, 436: 309-40.
- GOWLAND, D. (1990), *The Regulation of Financial Markets in the 1990s*, Edward Elgar Publishing Ltd., Aldershot.
- HAUSMAN, J. A. (1978), « Specification Tests in Econometrics », *Econometrica*, 46: 1251-72.
- HAYASHI, F. (1982), « Tobin's Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation », *Econometrica*, 50(2): 213-24.
- HOSHI, T., A. KASHYAP, et D. SHARFSTEIN (1991), « Corporate Structure, Liquidity and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups », *Quarterly Journal of Economics*, 106: 33-60.
- HSIAO, C. (1981), *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, Cambridge.
- HUBBARD, R. G., A. K. KASHYAP, et T. M. WHITED (1993), « Internal Finance and Firm Investment », *NBER Working Paper Series*, no 4392.
- JAPPELLI, T., PISCHKE, J.S., et N. SOULELES (1995), « Testing for Liquidity Constraints in Euler Equations with Complementary Data Sources », CEPR Working Paper no 1138.
- JENSEN, M. C. (1986), « Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers », *American Economic Review*, 76: 323-29.
- MODIGLIANI, F., et M. MILLER (1958), « The Cost of Capital, Corporate Finance and the Theory of Investment », *American Economic Review*, 48: 261-97.
- OLINER, S., et G. RUDEBUSCH (1992), « Sources of the Financing Hierarchy for Business Investment », *Review of Economics and Statistics*, 74: 643-54.
- ROE, M. J. (1993), « Some Differences in Corporate Structure in Germany, Japan, and the United States », *The Yale Law Journal*, 102: 1927-93.
- SCHALLER, H. (1993), « Asymmetric Information, Liquidity Constraints, and Canadian Investment », *Canadian Journal of Economics*, 26(3): 552-74.

SCHIANTARELLI, F., et X. HU (1994), « Investment and Financing Constraints : A Switching Regression Approach Using U.S. Firm Panel Data », Working Paper, Boston College.

WHITED, T. M. (1992), « Debt, Liquidity Constraints and Investment : Evidence From Panel Data », *The Journal of Finance*, 47(4): 1425-60.