

# **L'impact de la transparence sur les contraintes de financement des firmes**

**Sahar MECHRI**

**LEFA – IHEC Carthage**

**TEAM – Université Paris I**

**Sahar.Mechri@ihec.rnu.tn**

## Résumé :



Utilisant un large panel de firmes manufacturières de 6 pays avancés, cet article examine l'effet des problèmes informationnels sur les décisions d'investissement et sur les contraintes de financement. A partir d'un modèle généré de l'équation d'Euler, nous avons prouvé que la transparence -à la fois au niveau microéconomique et macroéconomique- allège les contraintes de financement, mesurées par la sensibilité de l'investissement au cash flow des firmes et agit positivement sur l'investissement.

Mots clés : contraintes de financement, transparence, modèle structurel d'investissement

JEL :D9, G3, M2

Modigliani et Miller (1958) ont montré que, dans des marchés de capitaux parfaits (c'est à dire sans frictions) la structure financière, incarnant les différentes sources de financement, n'affecte pas la valeur de marché de la firme. Ainsi, si l'hypothèse de Modigliani et Miller est vérifiée, les décisions réelles des firmes (par exemple l'investissement), motivées par la maximisation des valeurs des actions, sont indépendantes des facteurs financiers tels que la liquidité interne, le niveau d'endettement, ou le versement des dividendes.

Dans un tel marché financier sans frictions, les fonds se dirigeraient efficacement vers les firmes ayant des opportunités profitables, et les fonds internes et externes sont des substituts parfaits. Néanmoins, dans les marchés financiers réels, certaines imperfections peuvent émerger, telles que les asymétries informationnelles<sup>1</sup>, l'incomplétude et la faiblesse de la mise en œuvre des contrats<sup>2</sup>.

Plusieurs recherches<sup>3</sup> se sont basées sur l'idée que les capitaux internes et externes ne sont pas des substituts parfaits. Ainsi, l'investissement peut dépendre des facteurs financiers tels que la disponibilité des fonds internes, l'accès aux nouveaux financements par dette et/ou par titres, ou le fonctionnement des marchés de crédits particuliers. Tirole [2005] affirme que l'investissement courant de la firme peut être contraint par des variables financières, spécifiques aux firmes, autres que leurs opportunités d'investissement, et qui seraient négligeables dans un marché financier complet et parfait.

Les problèmes afférant à la relation entre les décisions d'investissement et les fonds internes de la firme peuvent être envisagés à la fois d'un point de vue macroéconomique et microéconomique. Le premier se rapporte à la théorie de l'accélérateur financier, et consiste à identifier les facteurs financiers qui interviennent dans la propagation des petits chocs. Le second traite des problèmes de l'asymétrie d'information entre les emprunteurs et les prêteurs,

---

<sup>1</sup> Myers et Majluf (1984) présentent les problèmes d'asymétrie informationnelle.

<sup>2</sup> La Porta et al (1997) montrent le lien entre la mise en œuvre des contrats et le choix entre le financement interne et externe.

<sup>3</sup> Depuis Jorgenson (1963) et (1967)

et engendrant un écart entre le coût du financement interne et le coût du financement externe [Hubbard 98].

Dans cet article, nous nous intéressons au deuxième aspect, en mettant en exergue comment les imperfections informationnelles interfèrent dans la relation « richesse nette, coût de financement externe et investissement ».

Nous montrerons que la transparence a un effet significatif sur les contraintes de financement des firmes. En distinguant la transparence au niveau macroéconomique de celle au niveau microéconomique, nous prouverons que les deux effets agissent inversement sur l'investissement et les contraintes de financement.

Nous organisons ce papier comme suit. Nous commençons dans une première section par une revue de la littérature. Nous présentons, dans la section 2, le modèle structurel de l'investissement de la firme que nous utiliserons pour montrer l'impact de la transparence sur les contraintes financières des firmes. La troisième section sera consacrée aux données et à la méthodologie. Enfin, les résultats empiriques seront présentés dans la section 4.

## **1. Revue de la littérature**

Selon Bhagat et al [2005], une firme est dite financièrement contrainte si elle fait face à des contraintes de disponibilité de crédit ou à des coûts financiers additionnels. Plusieurs auteurs ont utilisé le cadre théorique relatif au Q de Tobin pour analyser les contraintes de financement des firmes. Ces études empiriques se divisent en deux approches distinctes : celle de Fazzari, Hubbard et Peterson [1988] (ici notée FHP 88) et celle de Kaplan et Zingales [1997] (ici notée KZ 97).

Le premier courant repose sur l'hypothèse que le financement externe est plus coûteux que le financement interne à cause des asymétries d'information et des problèmes d'agence. L'article pionnier de Fazzari et al [1988] a permis de tester une certaine version de l'hypothèse de la hiérarchie de financement, introduite par Myers et Majluf [1984]. En effet, l'asymétrie d'information rend le financement interne moins coûteux que le financement externe.

L'asymétrie d'information implique que tous les intervenants sur le marché n'ont pas le même accès à l'information, exemple, les managers ont des informations détaillées relatives aux décisions stratégiques de l'entreprise qui ne sont pas forcément à la portée des investisseurs externes.

Greenwald et al.[1984] notent que les imperfections informationnelles peuvent mener vers le rationnement de crédit dans des marchés compétitifs, et donc, c'est la disponibilité des crédits et non pas leurs coûts qui détermine le niveau d'investissement. Donc, la firme disposant de fonds internes se trouve dans une situation avantageuse relativement aux autres firmes, dans le cas où les contraintes sur l'offre de capitaux externes se resserrent.

Myers et Majluf [1984] affirment qu'en présence d'asymétrie informationnelle, les investisseurs externes considérant leurs titres risqués, augmentant le coût du financement externe. Ils montrent aussi que lorsque le marché n'arrive pas à distinguer les bonnes opportunités d'investissements de celles de mauvaise qualité, les firmes ayant de bonnes opportunités d'investissement financent plus probablement leurs projets en interne. L'anti-sélection qui en résulte augmente alors le coût du financement externe comparé à celui du financement interne, et générant ainsi, une hiérarchie nette des sources de financement de la firme.

FHP88 ont trouvé que les politiques d'investissement des firmes sont sensibles aux fluctuations de leur cash flow et que les firmes les plus contraintes financièrement ont une sensibilité de l'investissement au cash flow plus élevée que celles faisant face à de plus faibles contraintes de financement. Afin de montrer l'effet des contraintes de financement sur l'investissement, ces études ont élaboré une classification à priori des firmes entre celles « contraintes » et celles « non contraintes », basée sur des critères de classification associées aux coûts d'information. Plusieurs études ont regroupé les firmes par le versement de dividendes<sup>4</sup>, la taille et l'âge, la présence d'une notation de la dette<sup>5</sup>.

Kaplan et Zingales [1997] se sont interrogés sur le classement à priori des firmes. Ils ont réexaminé les taux de versement de dividendes des firmes figurant dans l'étude de FHP pour classer ces firmes en 2 catégories (contraintes et non contraintes) en fonction de critères

---

<sup>4</sup> Fazzari, Hubbard et Peterson (1988) et Hubbard, Kashyap et Whited (1995)

<sup>5</sup> Whited (1992)

objectifs extraits des rapports 10-K. Ils ont trouvé que les firmes véritablement contraintes financièrement n'ont pas nécessairement de faibles taux de versement des dividendes.

Contrairement aux résultats des études reportés antérieurement, KZ 97, ainsi qu'ultérieurement Cleary [1999] trouvent que les firmes contraintes ont une sensibilité investissement- cash flow plus faible. Ils concluent qu'il ne serait pas judicieux d'utiliser le coefficient de sensibilité de l'investissement au cash flow comme mesure de l'amplitude des contraintes financières. La limite de leur analyse est son caractère fastidieux pour un grand échantillon de firmes.

Dans leur article Fazzari, Hubbard et Peterson [2000], ont noté que les couples « firmes (Classées comme financièrement contraintes) – années » de KZ 97 sont relatifs à des années où ces firmes étaient en détresse financière.

Dans la littérature économique, plusieurs études ont tenté d'approximer l'asymétrie d'information afin de pouvoir la mesurer. Gilchrist et Himmelberg [1995], Erickson et Whited [2000] et Cleary [2004] ont utilisé la taille de la firme comme mesure de l'asymétrie d'information. Ils stipulent que les firmes les plus grandes sont susceptibles de faire face à moins d'asymétries d'information. Des études similaires ont considéré l'âge de la firme, mesure par l'écart entre l'année d'observation et l'année de création, et stipulant que les firmes les plus âgées ont plus accès à l'information.

Gilchrist et Himmelberg [1995], Erickson et Whited [2000] et Hennessy [2004] ont montré que l'existence de l'évaluation de la dette est indicatrice du degré d'asymétrie d'information entre la firme et le marché. Toutefois, cette mesure a été critiquée par Barclay et Smith [1995] du fait de son caractère endogène.

Dans cet article, nous focalisons notre intérêt sur l'impact de l'aspect informationnel sur la sensibilité de l'investissement au CF, à travers un modèle structurel d'investissement.

## **2. Le modèle d'investissement :**

La plupart des études traitant de la question des contraintes de financement depuis FHP 88 ont estimé un modèle Q d'investissement, introduit par Tobin [1969] et étendu aux

modèles d'investissement par Hayashi [1982]<sup>6</sup>. En principe, la mesure appropriée pour les opportunités d'investissement est l'anticipation par l'entrepreneur ou par les managers de la firme de la valeur présente des profits futurs d'une unité additionnelle de capital investie.

Dans un modèle néoclassique de détermination du capital, pour une firme maximisant sa valeur, cette anticipation est capturée par la valeur du  $q$  marginal, c'est-à-dire la valeur virtuelle d'une unité additionnelle de capital physique. Dans un tel marché parfait le  $q$  marginal serait une variable suffisante synthétisant les opportunités d'investissement des firmes. Les variables financières telles que le cash flow (approximant la variation de la richesse nette) sont alors ajoutées au modèle  $q$  pour rendre compte des imperfections des marchés de capitaux.

Comme le  $q$  marginal n'est pas une variable observée, il est généralement approximé par le  $Q$  moyen<sup>7</sup>. Il est à noter aussi que le  $Q$  moyen = valeur de marché / valeur de remplacement. Ce dernier est alors calculé à partir des données du marché financier. Ainsi, dans des marchés financiers non efficients tels que ceux des marchés émergents, le  $Q$  moyen représente une mauvaise approximation du  $q$  marginal. De surcroît, l'égalité entre le  $q$  marginal et le coût moyen repose sur les hypothèses assez rigides de concurrence parfaite, de rendement d'échelle constant et du fait que la firme soit un « price taker » Hayashi [1982] Gugler et al [2001]). Si ces conditions ne sont pas vérifiées, il ne peut pas y avoir lieu d'égalité entre le rendement marginal et le rendement moyen du capital, qui égaliseront à leur tour, le coût de capital de la firme.

Ainsi, l'utilisation du modèle  $q$  d'investissement exige que les marchés financiers soient fortement efficients. L'application de ce modèle pour des firmes appartenant à des marchés de capitaux imparfaits générerait une mauvaise approximation du  $q$  marginal. Etant donné que notre échantillon est constitué de pays en émergence dont les marchés de capitaux sont largement imparfaits, l'application de cette méthode ne semble pas alors appropriée.

Avec l'introduction de la concurrence imparfaite, une approche d'équation d'Euler peut contourner certains de ces problèmes relatifs à l'estimation du  $q$  conventionnel. L'équation d'Euler décrit directement l'investissement optimal de la firme. Les avantages de

---

<sup>6</sup> Voir une revue extensive de la littérature dans Hubbard (1998)

<sup>7</sup> FHP 88, Blundell, Bond, Devereux et Schiantarelli (1992)

cette approche introduite par Abel [1980], et appliquée par la suite par Whited [1992], Bond et Meghir [1994], est qu'elle évite le recours aux données relatives aux prix des actions et qu'elle relâche aussi l'hypothèse de l'homogénéité linéaire de la fonction de revenu. Le modèle basé sur l'équation d'Euler devrait mieux prendre en compte l'effet des chocs de la profitabilité future sur les décisions d'investissement (Forbes [2007]). Néanmoins, cette méthode présente certains inconvénients. D'une part, elle doit rester valable pour des périodes adjacentes, et d'autre part Chatelain et Teurlai [2006] ont trouvé que le modèle d'Euler échoue de résoudre le problème de mauvaise spécification<sup>8</sup> du cash flow.

Whited [1992] et Bond et Meghir [1994] emploient l'équation d'Euler pour tester directement la condition de premier ordre d'un problème de maximisation intertemporelle, ce qui n'exige pas la mesure du Q de Tobin. La démarche qu'ils ont adoptée est d'imposer une contrainte exogène sur le financement externe et de tester si cette contrainte se resserre pour un groupe particulier de firmes.

Le modèle d'optimisation de la valeur de la firme dans le cadre des marchés de capitaux imparfaits présenté dans cet article est similaire aux modèles de Laeven [2003], Bond et Meghir [1994]. Il s'agit d'un modèle d'investissement dynamique basé sur l'équation d'Euler. Comme Laeven [2003], nous ignorons par simplicités les taxes.

Les actionnaires ou les managers des firmes choisissent le montant d'investissement et de la dette qui maximisent la valeur actuelle des dividendes, sujet aux contraintes d'accumulation du capital et aux contraintes de financement externes.

La fonction objective (1) est donnée par

$$V_t(K_t, B_t, \zeta_t) = \max_{\{I_{t+s}, B_{t+s+1}\}_{s=0}^{\infty}} D_t + E_t \sum_{s=1}^{\infty} \beta^s \bar{D}_{t+s} \quad (1)$$

Sujet à

$$D_t = \Pi_t + B_t - (1+r_t)(1 + \eta(B_{t-1})) B_{t-1} \quad (2)$$

---

<sup>8</sup> Le cash flow peut aussi être révélateur des opportunités d'investissement futures de la firme.

$$K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + I_t \quad (3)$$

$$D_t \geq 0 \quad (4)$$

Où  $V_t$  est la valeur de marché des actions,  $E_t [.]$  est l'opérateur d'espérance conditionnelle sur l'information disponible en  $t$ ,  $D_t$  est un paiement de dividendes non négatif, aux actionnaires. La contrainte (4) garantit que l'endettement est la source marginale de financement externe, elle incorpore les contraintes financières.  $\beta$  est le facteur d'escompte à la firme. La fonction de profit est dénotée  $\Pi_t(K_t, L_t, I_t)$  où  $L_t$  est le vecteur des inputs variables,  $I_t$  est l'investissement de la firme à l'instant  $t$ . La contrainte (3) indique que l'accumulation du capital dépend des dépenses d'investissement  $I_t$  et du taux d'amortissement  $\delta$ . La contrainte (2) est une égalité les emplois sont égaux aux ressources qui définit les dividendes.  $B_t$  représente les engagements de la firme.

Le modèle d'investissement empirique est alors obtenu par la résolution de ce problème d'optimisation dynamique, le réarrangement des conditions de premier ordre et la paramétrisation de la fonction de revenu net comme suit :

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

Où,  $F(K_t, L_t)$  est la fonction de production de la firme,  $G(I_t, K_t)$  est la fonction de coûts d'ajustement convexes pour l'installation de  $I_t$  unités de capital, qui est admise être homogène dans l'investissement et le capital. Summers [1981] a introduit la forme suivante largement

$$\text{utilisée : } G(I_{it}, K_{it}) = \left(\frac{b}{2}\right) \left[ \left(\frac{I}{K}\right)_{it} - c \right]^2 K_{it}$$

$p_t$  est le prix de la production de la firme,  $w_t$  est le vecteur des prix des inputs variables, et  $p'_t$  est le prix des biens d'investissement. Pour permettre la concurrence imparfaite, soit  $p_t$  dépend de la production, avec l'élasticité prix de la demande  $\varepsilon$  admise constante avec ( $\varepsilon > 1$ ).

Ainsi, on obtient une spécification du type : (5)

$$\left(\frac{I}{K}\right)_{it} = \beta_1 \left(\frac{I}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_2 \left(\frac{I}{K}\right)_{i,t-1}^2 + \beta_3 \left(\frac{CF}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_4 \left(\frac{Y}{K}\right)_{i,t-1} + d_t + f_i + v \quad (5)$$

### 3. Données

#### 3.1 L'échantillon :

Nous étudions un panel d'entreprises, s'étalant sur la période 1997-2006. Pour atténuer l'hétérogénéité d'un échantillon constitué de pays totalement dissemblables, nous avons choisi de mener cette étude sur un ensemble de pays classé par l'organisme FTSE comme pays avancés, se basant dans leur classification à la fois sur la solidité du marché financier et sur le développement économique. Les pays constituant l'échantillon sont le Brésil, la Hongrie, le Mexique, la Pologne, l'Afrique du Sud et la Corée.

Les données relatives aux des firmes manufacturières sont extraites de la base de données Compustat de Standard & Poors. Cette base ne comprend que des entreprises cotées. Le nombre des pays et des firmes par pays a été limité par les informations disponibles dans la base données.

Les principales variables au niveau de la firme sont investissement, cash flow, ventes, cstock d'actifs liquides, rapportées au stock de capital de début de période (ce qui revient au stock de capital de t-1). La définition des variables se trouve dans le tableau (1). Toutes les variables financières sont converties en dollars américain selon la base de données les taux de change de la base de données.

Nous avons procédé au nettoyage de l'échantillon. En effet, pour éviter les observations extrêmes, nous avons exclu 1% de chaque partie de la distribution des variables de base dans notre spécification, à savoir (I/K), (CF/K) ou (cash/K), (sales/K) et (asset). Pour éliminer les observations aberrantes, nous avons utilisé la méthode de Tukey, en éliminant les observations situées à plus de trois intervalles interquartiles du premier et du troisième quartile (Kremp 1995). Nous avons pu obtenir un échantillon non cylindré de 7592 observations et de 1102 firmes.

La méthode GMM exige que l'équation soit estimée en différence première, et les valeurs de régresseurs retardés de 2 périodes ou plus sont utilisés comme instruments. Pour cette raison, et considérant que l'équation d'estimation contient des variables retardées, au moins trois observations sont exigées pour chaque firme pour permettre le processus de différence première et la construction des instruments. Donc, sont retenues dans l'échantillon, seulement les observations ayant au moins 3 années de couverture. Les données firmes-années sont éliminées si la firme dispose s'il existe des données manquantes pour les variables investissement, cash flow, sales et cash.

### **3.2 Mesure de la transparence**

Afin de mesurer l'effet de la non transparence sur les contraintes financières, nous avons aussi introduit une variable mesurant la transparence du climat macroéconomique (sma) et une variable mesurant la transparence microéconomique (smi). Ces variables représentent des scores provenant d'une analyse discriminante destinée à donner une évaluation se basant sur des critères objectifs du niveau de transparence<sup>9</sup> dans un pays. Il est à noter que la transparence d'un point de vue microéconomique mesure le degré de divulgation de l'information (financière et autre) par les entreprises en moyenne dans un pays et la transparence d'un point de vue macroéconomique évalue la divulgation et la fiabilité des données macroéconomique, ainsi que la transparence des politiques macroéconomiques. (Tableau 2)

## **4. Estimation et résultats empiriques**

### **4.1 Méthode d'estimation**

Les modèles d'investissement dynamiques sont sujets à certains problèmes qui empêchent l'estimation par la méthode des MCO et justifient le recours à la méthode des moments généralisée [GMM], à savoir, la présence de la variable dépendante retardée et les

---

<sup>9</sup> Mechri et Ennajar (2008) qui ont mené une étude sur 60 pays et 13 années pour évaluer le degré de transparence au niveau micro et macro se basant sur des variables médias et financières pour la première, économiques, financières et sociales pour la seconde.

effets fixes inobservables. La méthode GMM sur panel dynamique propose plusieurs estimateurs tels que celui d'Arellano et Bond [1991] visant à éliminer les effets fixes, en retenant pour chaque période la première différence de la spécification à estimer et en l'instrumentant par les variables en niveau retardées. Néanmoins, cette approche générerait des estimateurs biaisés car les régresseurs de notre spécification sont supposés être prédéterminés et non pas strictement exogènes. D'autant plus que Griliches et Hausman [1986] affirment que l'estimateur en différence première accentue les biais engendrés par les erreurs de mesure.

Un autre estimateur appelé estimateur système proposé par Blundell et Bond [1998] pallie aux insuffisances du premier. Il prend en compte un système composé des équations en différence première instrumentées par les variables en niveaux retardées et les équations en niveaux instrumentées elles aussi par les variables en différences décalées. Blundell et Bond [1998] ont montré à l'aide des simulations de Monte Carlo que l'estimateur GMM en système est plus performant que celui en différence première, ce dernier donne des résultats biaisés dans des échantillons finis lorsque les instruments sont faibles (Kpodar [2007]).

Toutefois, outre les conditions d'orthogonalité suivantes relatives à l'estimateur GMM en différence première :

$$E(X'_{it} \varepsilon_{it})=0 \text{ pour tout } s>t, \text{ et}$$

$$E(\varepsilon'_{it} \varepsilon_{it})=0 \text{ pour tout } s \geq 1,$$

L'estimateur système exige une condition supplémentaire à savoir l'absence de corrélation entre les variables explicatives différenciées et les effets spécifiques à la firme. Cette dernière hypothèse est rejetée par notre échantillon.

Pour contourner ces problèmes, nous utilisons la transformation de Helmert sur les conditions d'orthogonalité connue sous le nom « forward deviation » proposée par Arellano et Bover [1995]) et utilisée ultérieurement par Bond et Meghir [1994], Gichrist et Himmelberg [1998], Love [2003] et Ratti et al [2007]. Il s'agit de soustraire à chaque variable la moyenne de toutes les observations futures disponible pour chaque firme année. Cette méthode préserve

donc l'orthogonalité entre les erreurs transformées et les variables initiales non transformées, utilisées comme instruments.

Nous ne présentons que les estimateurs GMM à deux étapes à la fois parce qu'ils sont plus efficaces et parce que le test Sargan de sur-identification des restrictions ne prend en compte l'hétéroscédasticité que pour l'estimation à deux étapes. Tous les estimateurs sont corrigés de l'hétéroscédasticité par la méthode robuste.

Les tests de Sargan et de Hansen de sur-identification des instruments ne rejettent pas la validité des instruments. De même, les tests d'auto-corrélation de second ordre n'indiquent pas que les termes d'erreur présentent une auto-corrélation de second ordre.

## 4.2 Résultats empiriques

D'abord, nous estimons la spécification de base du modèle (5).

$$\left(\frac{I}{K}\right)_{it} = \beta_1 \left(\frac{I}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_2 \left(\frac{I}{K}\right)_{i,t-1}^2 + \beta_3 \left(\frac{CF}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_4 \left(\frac{Y}{K}\right)_{i,t-1} + d_t + f_i + v$$

Sous l'hypothèse nulle d'absence de frictions financières, nous devons avoir  $\beta_1 > 1$ ,  $\beta_2 < -1$ ,  $\beta_3 < 0$  et  $\beta_4 \geq 0$ , et  $\beta_5 > 0$ .

Nous avons introduit des variables indicatrices temporelles pour prendre en considération les éventuels chocs macroéconomiques subis dans l'année en question. De même, nous avons incorporé des variables indicatrices sectorielles. Ces derniers ont été éliminés par la méthode d'estimation en différence « forward deviation » avant le processus d'estimation.

Les résultats des estimations de cette spécification sont reportés dans la colonne (i) du tableau (5). L'ensemble des instruments comprend les variables du côté droit de l'équation, datées de t-2 à t-6.

Les résultats montrent que  $\beta_1 < 1$  et  $\beta_2 > -1$ , c'est-à-dire que l'investissement ne suit pas un chemin optimal. La persistance de l'investissement n'est pas autant forte que celle suggérée dans le modèle théorique. Il est à signaler que l'investissement réagit beaucoup plus

à une variation de sales/K, c'est-à-dire de la productivité marginale qu'à une variation du cash flow. Toutefois le coefficient du cash flow est négatif, ceci serait révélateur d'absence de frictions dans les marchés de capitaux de ces firmes. Et de possibilité d'accès au financement externe. L'investissement se trouve principalement déterminé par les opportunités d'investissement.

La question soulevée dans cet article est l'évaluation de l'impact de la transparence au niveau macro et celle au niveau micro sur les contraintes de financement et sur l'investissement. L'examen du tableau de corrélation (tableau 4), a montré une forte corrélation entre les scores sma et smi synthétisant respectivement la transparence macro et celle micro. A cet effet, nous avons introduit chaque score tout seul dans la spécification de base.

Nous estimons d'abord la spécification suivante pour montrer l'effet de la transparence micro : (6)

$$\left(\frac{I}{K}\right)_{it} = \beta_1 \left(\frac{I}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_2 \left(\frac{I}{K}\right)_{i,t-1}^2 + \beta_3 \left(\frac{CF}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_4 \left(\frac{Y}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_5 smi + \beta_6 smi * \left(\frac{CF}{K}\right)_{i,t-1} + d_t + f_i + v$$

Nous avons fait interagir la variable transparence avec le cash flow pour voir si cette dernière allège les contraintes de financement de la firme. Si l'augmentation de la transparence réduit les contraintes de financement, on aura  $\beta_6 < 0$ .

Les résultats (tableau 4 colonne ii) montrent que l'investissement n'est toujours pas persistant dans le temps. La divulgation des entreprises allège les contraintes de financement et augmente l'investissement.

Pour déterminer l'impact de la transparence des politiques et des données macroéconomiques, nous testons la spécification suivante : (7)

$$\left(\frac{I}{K}\right)_{it} = \beta_1 \left(\frac{I}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_2 \left(\frac{I}{K}\right)_{i,t-1}^2 + \beta_3 \left(\frac{CF}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_4 \left(\frac{Y}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_5 sma + \beta_6 sma * \left(\frac{CF}{K}\right)_{i,t-1} + d_t + f_i + v$$

Nous avons trouvé des résultats analogues à la transparence micro, à savoir un coefficient du cash flow négatif et un coefficient positif de la productivité marginale. Une augmentation de la transparence allège les contraintes de financement et agit positivement sur l'investissement.

Pour tester la robustesse de nos résultats, nous avons estimé les spécifications (5) et (6) en remplaçant la variable cash flow par la variable actifs liquides utilisée par Love [2003], pour pallier aux mauvaises spécifications du cash flow (tableau 6). En effet, la variable cash flow peut non seulement approximer la variation de la richesse nette de la firme, mais aussi les opportunités d'investissement, et être donc corrélée à la mesure de la productivité marginale (ventes/K). Les résultats trouvés prouvent que les signes des coefficients restent les mêmes, toutefois, les coefficients de la productivité marginale du capital du cash flow ne sont pas significatifs. Nous remarquons que l'impact des deux types de transparence sur l'investissement reste positif et significatif. En effet, l'amélioration de la transparence augmenterait l'investissement sans avoir pour autant un effet significatif sur l'allègement des contraintes de financement. Force est de constater que l'amélioration de la transparence ne peut que favoriser un environnement d'affaire où règne la confiance, ce qui est un ingrédient primordial pour l'investissement.

## **5. Conclusion**

Nous avons estimé un modèle dynamique d'investissement en utilisant un panel de firmes appartenant à des pays avancés sur une période de 10ans. Nous avons trouvé qu'à la fois la transparence au niveau microéconomique et la transparence au niveau microéconomique allègent les contraintes de financement. De même ces deux types de transparence agissent positivement et d'une manière très significative, qu'elle que soit la spécification choisie, sur l'investissement.



## Bibliographie

1. Allayannis G., Mozumdar A., 2004, "The impact of negative cash flow and influential observations on investment- cash flow sensitivity estimates" *Journal of Banking and Finance*, 28, pp. 901- 930.
2. Bhagat S., Moyen N., Suh I., 2005, "Investment and internal funds of distressed firms », *Journal of Corporate Finance*, 11, p 449- 472.
3. Blundell R., Bond S. R., Devereux M., Schiantarelli F., 1992, "Investment and Tobin's Q: Evidence from Company Panel Data", *Journal of Econometrics*, 51, pp. 233-257.
4. Bond S., Meghir C., 1994, "Dynamic investment models and the firm's financial policy", *Review of Economic Studies*, 61, pp. 197-222.
5. Chatelain J.B., Teurlai J-C., 2006, "Euler investment equation, leverage and cash flow misspecification: An empirical analysis on a panel of French manufacturing firms", *Journal of macroeconomics* 28, pp. 361-374.
6. Cleary S., 1999, "The relationship between Firm investment and financial status", *The Journal of Finance*, vol LIV, N° 2, Avril.
7. Cleary S., Povel P., Raith M., 2007, "The U- shaped investment curve: theory and evidence", *Journal of financial and quantitative analysis*, 42, pp. 1-40.
8. Dekle R., Karnchanasai C., Hoontrakul P., 2004, "The Thai Currency: Financing Constraints, High Fixed Costs and Corporate Governance", *Asian Economic panel Meeting at Columbia University*, Octobre.
9. Erickson T., Whited T.M., 2000, "Measurement error and the relationship between investment and Q", *Journal of political economy*, Vol 108, 5, pp. 1027-1057.
10. Fazzari S.M, Hubbard R.G., Peterson B.C., 1988, "Financing constraints and corporate investment", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp.141-195.
11. Forbes K.F., 2007, "One cost of the Chilean capital controls: Increased financial constraints for smaller traded firms", *Journal of International Economics*, 71, pp. 294-323.

12. Gilchrist S., Himmelberg C., 1995, "Evidence on the role of cash flow for investment, *Journal of Monetary Economics*, 36, pp. 541-572.
13. Greenwald B., Stiglitz J.E., Weiss A., 1984, "Information imperfections in the capital market and macroeconomic fluctuations", *American Economic Review*, 74, pp.194 -199.
14. Griliches Z., Hausman J., 1986, "Errors in variables in panel data" *Journal of Econometrics*, 31, pp. 93-118.
15. Gugler K., Mueller D.C., Yurtoglu B.B., 2001, "Marginal q, Tobin's q, cash flow and investment", WP.
16. Hayashi F., 1982, "Tobin's Marginal q and Average q: A neoclassical Interpretation", *Econometrica*, 50 (1), pp. 213-224.
17. Hoshi, T., Kashyap A.K., Scharfsten D., 1991, "Corporate structure, liquidity, and investment: evidence from Japanese panel data", *Quarterly Journal of Economics*, 106, pp. 33-60.
18. Hubbard G., 1998, "Capital Market imperfections and investment", *Journal of Economic Literature*, 36 (3), pp. 193-225.
19. Hubbard G., Kashyap A., Whited T., 1995, "Internal Finance and Firm Investment", *Journal of Money credit and Banking*, 27 (3), pp. 683-701.
20. Kadapakkam P.R., Kumar P.C., Riddick L.A., 1998, "The impact of cash flows and firm size on investment: The international evidence", *Journal of banking & Finance* 22, pp. 293-320.
21. Kaplan S.N., Zingales L., 1997, "Do investment cash-flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?", *Quarterly Journal of Economics*, 115, pp. 707- 712.
22. Kasahara T., 2007, "Severity of financing constraints and firms' investments", *Review of Financial Economics*.
23. Kpodar K., 2007, " Manuel d'initiation à Stata", CERDI-CNRS
24. La Porta R., Lopez-De-Silanes F., Shleifer A., Vishny R.W., 1997, "Legal Determinants of external finance", *Journal of Finance*, 52 (3), pp. 1131-1150.

25. Mechri S., Ennajar R., 2008, "Analyse dynamique de la transparence dans les pays émergents", Journée RAMSE, M.S.E Paris, 15 mars.
26. Moyen N., 2004, "Investment-cash flow sensitivities: constrained versus unconstrained firms", *Journal of Finance*, 59, pp. 2061 -2092.
27. 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*, 74 (2), pp. 643-654.
28. Rahman A.R, 2002, "Incomplete Financial Contracting, Disclosure, Corporate Governance and Firm Value", Nanyang Business School, Singapore.
29. Ratti R.A., Lee S., Seol Y., 2008, "Bank concentration and financial constraints on firm-level investment in Europe", *Journal of Banking & Finance*, 32, pp. 2684-2694.
30. Schaller H., 1993, "Asymmetric information, liquidity constraints, and Canadian investment", *Canadian Journal of Economics*, 36 (3), pp. 552-574.
31. Whited T., 1992, "Debt Liquidity Constraint and Corporate Investment: Evidence from Panel Data", *Journal of Finance*, 47 (4), pp. 1425-1460.

## Annexes

**Tableau (1) définition des variables**

<b>Abréviation</b>	<b>Description</b>
I	investissement : “capital expenditure” (rubrique 128)
K	stock de capital : “net property, plant and equipment” (rubrique 8)
CF	Cash flow: bénéfice net (rubrique 172) + amortissement (rubrique 14)
S	ventes ( rubrique 12)
CS	Actifs liquids

**Tableau (2) scores discriminants micro et macro par pays et par année**

	Brésil		Hongrie		Corée		Mexique		Pologne		Afrique du Sud	
	Score Micro	Score Macro	Score Micro	Score Macro	Score Micro	Score Macro	Score Micro	Score Macro	Score Micro	Score Macro	Score Micro	Score Macro
1997	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1,45363	1,63100	1,21246	-1,57682	0,14964	2,24919	0,95945	1,66574	-1,47755	1,78318	0,74872	1,21176
1998	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1,58282	1,69811	1,12844	-1,43131	0,12769	1,84985	1,00804	1,79477	-1,38196	1,70518	0,85951	1,32607
1999	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1,47806	1,55498	0,99718	-1,37487	0,20098	0,44372	0,95938	1,69871	-1,30495	1,62071	0,57199	0,81332
2000	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1,47978	1,57572	0,84973	-1,42769	0,12590	0,35311	0,96533	1,61675	-1,17559	1,58485	0,72060	1,06352
2001	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1,50639	1,52522	0,80970	-1,33279	0,20914	0,47786	1,01131	1,47873	-1,20084	1,55473	0,84220	1,27104
2002	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1,55592	1,44385	0,84476	-1,20021	0,31147	0,47166	1,03734	1,35371	-1,10481	1,01393	0,61716	0,81555
2003	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1,47181	1,24751	0,76634	-0,94913	0,40629	0,73955	1,02369	1,30971	-1,04037	0,99038	0,63728	0,88538
2004	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1,40569	1,10133	0,64168	-0,65694	0,55211	0,84843	0,95533	1,19437	-0,90554	0,90077	0,39927	0,49929
2005	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1,28720	0,75704	0,56583	-0,48595	0,72337	1,22786	0,83169	0,97397	-0,86149	0,76705	0,31550	0,24217
2006	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1,02694	1,37216	0,01670	-0,21727	1,01883	1,26112	0,49608	0,83292	-0,72645	0,21978	0,04975	0,05020

**Tableau (3) statistiques descriptives**

Variables	I/K	CF/K	Cash/K	Sales/K
Moyenne	.2463546	.8691819	7.995853	1.755752
Ecart type	1.049947	42.79977	65.12811	25.87166
Médiane	.1544442	.2163321	2.600499	.2518706

**Tableau (4) Tableau des corrélations**

	y	v3	sma	smi	v5	v15
y	1.0000					
v3	0.0309* 0.0129	1.0000				
sma	0.0244* 0.0338		1.0000			
smi	-0.0413* 0.0003		0.8506* 0.0000	1.0000		
v5	0.1163* 0.0000				1.0000	
v15	0.0335* 0.0072	0.9843* 0.0000			0.0575* 0.0000	1.0000

**Tableau (5) : Résultat des estimations**

	<b>(base)</b>	<b>(micro)</b>	<b>(macro)</b>
<b>(I/K)<sub>t-1</sub></b>	.1639204 (.1315051)	.4915735 (.3254721)	.4028955** (.1961103)
<b>(I/K)<sup>2</sup><sub>t-1</sub></b>	-.038588 (.0305567)	-.0584054 (.0438325)	-.0473477*** (.024411)
<b>(CF/K)<sub>t-1</sub></b>	-.1554986** (.0765134)	-.2161593* (.0818095)	-.1576721** (.0687838)
<b>(ventes/K)<sub>t-1</sub></b>	.0291304** (.0135498)	.0002632*** (.0001403)	.0036304* (.0006152)
<b>Ma</b>			-.1509145*** (.084215)
<b>Mi</b>		-.1947666* (.0681374)	
<b>Sma</b>			.0731012*** (.0442247)
<b>Smi</b>		.0793748* (.0261887)	
<b>DY 98</b>	-.0830729*** (.0426763)	.0066464 (.0159317)	-.0159471 (.0213698)
<b>DY 99</b>	-.013551 (.0124192)	.0451624** (.01914)	.0208847 (.0252175)
<b>DY 00</b>	.047041* (.0118979)	.085098* (.0215258)	.0671637* (.029069)
<b>DY 01</b>	-.0015903 (.0108041)	.0130045 (.0113308)	.0118617 (.0244458)
<b>DY 02</b>	-.0143262 (.0070497)	.0006995 (.0124254)	.0027661 (.0271898)
<b>DY 03</b>	-.0306243* (.0066855)	-.0123179 (.0108017)	-.0068632 (.024663)
<b>DY 04</b>	-.0047488 (.0093536)	.0031892 (.0141787)	.0059642 (.0221091)
<b>DY 05</b>	.0176987*** (.0106705)	.0114806 (.011008)	.0156696 (.0162053)
<b>p-value AR(2)</b>	19.6%	9%	15.3%
<b>p-value Sargan</b>	78.1%	31%	9.9%
<b>p-value Hansen</b>	29.8%	73%	64%
<b>Nb d'obs</b>	5368	5368	5368

<b>Nb de firmes</b>	1021	1021	1021
---------------------	------	------	------

Les termes reportés entre parenthèse correspondent aux écarts types estimés »standard errors«, robustes à l'hétéroscédasticité. \* signifie significatif à 1% ; \*\* à 5% et \*\*\* à 10%. Le test d'auto corrélation sérielle d'ordre 2 est noté AR(2). Les tests de Sargan et de Hansen sont des tests de sur identification, suivent asymptotiquement une loi  $\chi^2$ . Sous l'hypothèse nulle de validation des instruments, avec n-p le degré de liberté, n étant le nombre d'instruments et p le nombre de paramètres. Le modèle est estimé selon la technique forward deviation. DY : variable indicatrice année.

**Tableau (6) : Tests de robustesse**

	<b>(base)</b>	<b>(micro)</b>	<b>(macro)</b>
<b>(I/K)<sub>t-1</sub></b>	.2733932* (.0368245)	.26684* (.0369507)	.2805551* (.0302285)
<b>(I/K)<sup>2</sup><sub>t-1</sub></b>	-.0330327 (.025984)	-.0429901** (.0195372)	-.0510295* (.0164352)
<b>(Actif liquide/K)<sub>t-1</sub></b>	-.1934566 (.2910067)	-.0613991 (.1065304)	-.0305758 (.106617)
<b>(ventes/K)<sub>t-1</sub></b>	.0049134 (.0036283)	.0020744 (.0033382)	.0038224 (.0027225)
<b>Ma</b>			-.0185643 (.0360817)
<b>Mi</b>		-.0533288 (.0589412)	
<b>Sma</b>			.0549425** (.0260999)
<b>Smi</b>		.052768** (.0264289)	
<b>DY 98</b>	-.0500419* (.0174448)	.0164098 (.0159668)	-.0000125 (.0217723)
<b>DY 99</b>	-.0162899 (.0175807)	.024934** (.0134175)	.0247124 (.0196352)
<b>DY 00</b>	.0148566 (.0130345)	.0534556* (.0125726)	.056313** (.0199368)
<b>DY 01</b>	-.0315397*** (.0191017)	-.0014414 (.0112719)	.0122957 (.0197856)
<b>DY 02</b>	-.0289041*** (.0169226)	-.0045631 (.0097966)	.0103748 (.0183595)
<b>DY 03</b>	-.0356084* (.0106009)	-.0189472** (.0072567)	-.0028884 (.0152934)
<b>DY 04</b>	-.023363*** (.0139029)	-.012438*** (.0075425)	.0037557 (.0140209)
<b>DY 05</b>	-.0070134 (.0120368)	-.0069467 (.0065267)	.0126232 (.0106611)
<b>p-value AR(2)</b>	11.2%	5.1%	8.9%
<b>P-value Sargan</b>	6.7%	6.1%	20%

<b>p-value Hansen</b>	48.3%	80.8%	79.3%
<b>Nb d'obs</b>	5399	5399	5399
<b>Nb de firmes</b>	1016	1016	1016

Les termes reportés entre parenthèse correspondent aux écarts types estimés »standard errors«, robustes à l'hétéroscédasticité. \* signifie significatif à 1% ; \*\* à 5% et \*\*\* à 10%. Le test d'auto corrélation sérielle d'ordre 2 est noté AR(2). Les tests de Sargan et de Hansen sont des tests de sur identification, suivent asymptotiquement une loi  $\chi^2$ . Sous l'hypothèse nulle de validation des instruments, avec n-p le degré de liberté, n étant le nombre d'instruments et p le nombre de paramètres. Le modèle est estimé selon la technique forward deviation. DY : variable indicatrice année.