



CIRANO

Centre interuniversitaire de recherche
en analyse des organisations

Série Scientifique
Scientific Series

99s-09

**Stratégies de financement
des entreprises françaises :
Une analyse empirique**

Cécile Carpentier, Jean-Marc Suret

Montréal
Mars 1999

CIRANO

Le CIRANO est un organisme sans but lucratif constitué en vertu de la Loi des compagnies du Québec. Le financement de son infrastructure et de ses activités de recherche provient des cotisations de ses organisations-membres, d'une subvention d'infrastructure du ministère de l'Industrie, du Commerce, de la Science et de la Technologie, de même que des subventions et mandats obtenus par ses équipes de recherche. La *Série Scientifique* est la réalisation d'une des missions que s'est données le CIRANO, soit de développer l'analyse scientifique des organisations et des comportements stratégiques.

CIRANO is a private non-profit organization incorporated under the Québec Companies Act. Its infrastructure and research activities are funded through fees paid by member organizations, an infrastructure grant from the Ministère de l'Industrie, du Commerce, de la Science et de la Technologie, and grants and research mandates obtained by its research teams. The Scientific Series fulfils one of the missions of CIRANO: to develop the scientific analysis of organizations and strategic behaviour.

Les organisations-partenaires / The Partner Organizations

- École des Hautes Études Commerciales
- École Polytechnique
- Université Concordia
- Université de Montréal
- Université du Québec à Montréal
- Université Laval
- Université McGill
- MEQ
- MICST
- Alcan Aluminium Ltée
- Banque Nationale du Canada
- Bell Canada
- Développement des ressources humaines Canada (DRHC)
- Egis
- Fédération des caisses populaires Desjardins de Montréal et de l'Ouest-du-Québec
- Hydro-Québec
- Imasco
- Industrie Canada
- Microcell Labs inc.
- Raymond Chabot Grant Thornton
- Télélobe Canada
- Ville de Montréal

© 1999 Cécile Charpentier et Jean-Marc Suret. Tous droits réservés. All rights reserved.

Reproduction partielle permise avec citation du document source, incluant la notice ©.

Short sections may be quoted without explicit permission, provided that full credit, including © notice, is given to the source.

Ce document est publié dans l'intention de rendre accessibles les résultats préliminaires de la recherche effectuée au CIRANO, afin de susciter des échanges et des suggestions. Les idées et les opinions émises sont sous l'unique responsabilité des auteurs, et ne représentent pas nécessairement les positions du CIRANO ou de ses partenaires.

This paper presents preliminary research carried out at CIRANO and aims to encourage discussion and comment. The observations and viewpoints expressed are the sole responsibility of the authors. They do not necessarily represent positions of CIRANO or its partners.

ISSN 1198-8177

Stratégies de financement des entreprises françaises : Une analyse empirique*

Cécile Carpentier[†], Jean-Marc Suret[‡]

Résumé / Abstract

En dépit de nombreux travaux portant sur la structure de capital, on ne sait toujours pas sur quelles bases les entreprises établissent leurs choix de financement (Myers, 1993). Le cas de la France présente en ce domaine un intérêt particulier puisque suivant divers travaux, les entreprises françaises se seraient désendettées au cours de la dernière décennie (Laboureux et Laurin, 1994; Boissonnade et Tournier, 1996). Nous montrons en premier lieu qu'il n'en est rien : sur la période 1988-1996 certaines entreprises se sont fortement endettées, et d'autres se sont désendettées. Nous cherchons donc dans cette étude à modéliser et à tester les comportements financiers à moyen terme, en proposant une analyse dynamique. Ceci constitue une contribution originale dans la mesure où la situation française n'a jusqu'à maintenant fait l'objet que de quelques études généralement menées en coupe transversale (Dubois, 1985; Biais, Hillion et Malécot, 1995; Rajan et Zingales, 1995). Nous défendons que cette stratégie est axée autour de la notion de ratio-cible, récemment remise de l'avant (Fama et French, 1997; Opler et Titman, 1996; Shyam-Sunder et Myers, 1999), et analysons la relation entre les changements de l'endettement et un vecteur de variables explicatives à l'aide de méthodes univariées, puis multivariées paramétriques et non paramétriques. Les résultats montrent clairement que des considérations de ratio-cible guident les stratégies de financement des entreprises en France. Tous les tests confirment que la variable ECARTS, qui représente la différence entre le ratio d'endettement réel en début de période et le ratio-cible est positivement associée au désendettement. Ceci reste vrai lorsque les autres paramètres explicatifs classiques de l'évolution de l'endettement sont tenus constants. La rentabilité et la taille, qui sont toutes deux associées de façon inverse à l'accroissement de l'endettement, apparaissent comme les deux autres déterminants importants de l'évolution de l'endettement.

Despite numerous works about the structure of capital, we still ignore on which bases enterprises make their financing choices (Myers, 1993). The case of France is in this matter of particular interest, because according to various works, French enterprises are alleged to have reduced their debts over the last

* Adresser correspondance à : Jean-Marc Suret, CIRANO, 2020 rue University, 25^e étage, Montréal, Qc, Canada H3A 2A5 Tél : (514) 985-4030 Fax : (514) 985-4039 courriel : suretj@cirano.umontreal.ca Ce travail a bénéficié des commentaires de Michel Levasseur, Eric de Bodt et Frédéric Lobez (ESA, Lille), Gérard Charreau (IAE, Université de Bourgogne), Michel Albouy (ESA, Grenoble II), Pierre Batteau (IAE, Aix-Marseille II), Jean-François L'Her (HEC, Montréal) et de l'assistance de Stéphan Smith (CIRANO, Montréal) dans la mise en place et le traitement des données.

[†] Université Laval et CRÉFA

[‡] Université Laval et CIRANO

decade (Laboureix & Laurin, 1994; Boissonnade & Tournier, 1996). First, we show that this is not true: over the 1988-1996 period, some enterprises have got into serious debts, while others reduced their debts. Therefore, we are trying to modelize and to test short-term financial behaviors, by proposing a dynamic analysis. This constitutes an original contribution, since to this day the French situation has only been the object of a few cross section studies (Dubois, 1985; Biais, Hillion & Malécot, 1995; Rajan & Zingales, 1995). We argue that this strategy is constructed around the notion of target-ratio, a notion only recently put forward (Fama & French, 1997; Opler & Titman, 1996; Shyam-Sunder & Myers, 1999), and we analyze the relationship between changes in indebtedness and a vector of explanatory variables, through univariate methods, as well as parametric and non-parametric multivariate methods. Our results clearly show that target-ratio considerations guide the strategies of French enterprises. All tests confirm that the ECARTS variable, which represents the difference between the real indebtedness ratio at the beginning of a period and the target-ratio, is positively associated to the decrease in debts. This remains true when the other classical explanatory parameters of the evolution in debts are maintained constant. Profitability and size, which are both inversely related to the increase in debts, appear as the other two important determinants of the evolution of indebtedness.

Mots Clés : Endettement, financement de entreprises, ratio-cible, France

Keywords : Indebtedness, enterprises financing, target-ratio, France

Introduction

En dépit de nombreux travaux portant sur la structure de capital, on ne sait toujours pas sur quelles bases les entreprises établissent leurs choix de financement (Myers, 1993). Le cas de la France présente en ce domaine un intérêt particulier puisque suivant divers travaux de la Banque de France auxquels a fait écho la presse financière, les entreprises françaises se seraient désendettées au cours de la dernière décennie (Laboureix et Laurin, 1994; Boissonnade et Tournier, 1996). Cette étude montre en premier lieu qu'il n'en est rien. Statistiquement, il est impossible de rejeter l'hypothèse de stabilité de l'endettement. Pourtant, au cours de la période 1988-1996 couverte par l'étude, certaines entreprises se sont fortement endettées, et d'autres se sont désendettées. Nous cherchons donc dans cette étude à modéliser et à tester les comportements financiers à moyen terme, ce qui constitue dès lors une triple contribution. En premier lieu, nous proposons une analyse dynamique de l'endettement dans une perspective de moyen terme. Nous considérons en effet que les choix financiers s'inscrivent dans une perspective stratégique et nous défendons que cette stratégie est axée autour de la notion de ratio-cible. Expliquer et valider cette notion de ratio-cible constitue la seconde contribution de l'étude. Enfin, nous contribuons à une meilleure connaissance de la situation française qui jusqu'à maintenant n'a fait l'objet que de quelques études généralement menées en coupe transversale (Dubois, 1985; Biais, Hillion et Malécot, 1995; Rajan et Zingales, 1995).

Comme le défendent Shyam-Sunder et Myers (1999), la notion de ratio-cible découle directement de la *Static Tradeoff Theory* qui établit une relation à long terme entre les avantages et les coûts marginaux de l'endettement. Pour Lev (1969), l'utilisation de telles cibles peut être associée à l'utilisation des moyennes ou médianes sectorielles pour évaluer la situation financière des entreprises par les institutions financières. Toutefois, elle s'oppose aux arguments de Modigliani et Miller (1958) et Miller (1977) voulant que la structure de financement n'ait aucun impact sur la valeur des entreprises, même lorsque plusieurs imperfections, comme la fiscalité, sont incorporées. L'existence de ratio-cibles ne peut en effet se concevoir que dans un univers où les imperfections des marchés sont à la fois importantes et génératrices de coûts élevés. Ils sont alors établis dans un cadre qui peut être décrit par la *Static Tradeoff Theory*, alors que les déviations temporaires autour de cet objectif et le retour vers la cible pourraient être décrites par la *Pecking Order Theory*. La notion de ratio-cible pourrait donc permettre de réconcilier et

d'enrichir deux cadres conceptuels principaux dont, selon Myers (1993, p. 4), aucun n'est pleinement satisfaisant.

L'objectif de ce travail est de vérifier empiriquement cette affirmation, en utilisant les données d'entreprises françaises qui présentent un intérêt particulier, puisque des variations importantes de l'endettement ont été récemment observées, sur le moyen terme, dans ce pays (Laboureix et Laurin, 1994). Cette étude se distingue donc des travaux antérieurs en proposant une analyse statistique de l'évolution de l'endettement des entreprises entre 1987 et 1996 en France, puis en recherchant, à l'aide de différentes méthodes économétriques, si l'écart entre le ratio-cible et le ratio réel d'endettement peut expliquer, au moins partiellement, cette évolution.

La première partie de l'étude présente une synthèse des travaux utilisant ou vérifiant la notion de ratio-cible d'endettement, et aborde les deux questions centrales de la détermination des ratio-cibles et du processus d'ajustement. La seconde partie présente les données, qui permettent une analyse globale de l'évolution de l'endettement des entreprises en France. Dans la troisième et dernière partie, un modèle d'explication des évolutions à moyen terme des ratios d'endettement, basé sur la notion de ratio-cible est proposé et testé.

1 Travaux antérieurs et hypothèses

Pour comprendre les déterminants des structures de capital, la plupart des études employent des coupes transversales, qui font l'hypothèse que les entreprises ont atteint et conservent leur ratio d'endettement optimal. Les études qui abordent l'étude du financement d'un point de vue dynamique sont infiniment moins nombreuses, et cette dynamique du financement a été capturée par une variable de choix binaire (Marsh, 1982; MacKie-Mason, 1990), ou par l'étude des flux de financement (Mayer, 1990; Suret et L'Her, 1997; Carpentier, 1999). Les approches de Shyam-Sunder et Myers (1999) et Fama et French (1997) analysent les choix de financement dans une perspective dynamique de court terme. Cette préoccupation d'étudier l'évolution à long terme n'est pas absente, mais de façon générale, les études sont menées de façon agrégée (Taggart, 1985; Seth, 1992). L'étude présentée ici adopte une perspective dynamique de moyen terme et emploie des données individuelles d'entreprises; elle est donc, dans ce sens et à notre connaissance, totalement originale.

1.1 Les travaux empiriques récents

Fama et French (1997, FF dans la suite du texte) et Opler et Titman (1996a) vérifient empiriquement le processus de retour de l'endettement vers un niveau cible. FF concluent qu'« environ 0,25\$ de chaque augmentation de 1\$ des bénéfices est utilisé pour réduire la dette (...). Les entreprises ont des cibles d'endettement, et dans le long terme, le levier retourne vers sa cible» (p. 2). FF utilisent un modèle d'ajustement partiel inspiré de celui de Lintner (1956), dans lequel le changement sur deux ans de l'endettement absorbe partiellement la différence entre l'endettement cible de l'entreprise et l'endettement actuel mesuré par le ratio des intérêts payés rapportés à la valeur comptable de l'actif. Le ratio-cible est la valeur estimée d'un modèle d'explication en coupe transversale des ratios d'endettement, qui fait intervenir un indicateur de la valeur marchande des titres (ratio de la capitalisation boursière sur les capitaux propres), le ROA (avant intérêt et impôt), l'importance relative de l'actif immobilisé (ratios des amortissements sur actif total), le caractère spécifique des immobilisations (rapport des dépenses de recherche et développement à l'actif total) et la croissance de l'actif. Ce modèle classique fournit les résultats conformes à ceux obtenus par Rajan et Zingales (1995) avec un modèle comparable : la rentabilité est liée de façon négative à l'endettement et il s'agit de la seule variable dont l'effet soit systématiquement significatif. Dans une seconde étape, FF expliquent la variation de l'endettement entre t et $t+2$ par l'écart constaté au temps t entre l'endettement et la cible, ainsi que par un vecteur d'autres variables¹, dont aucune ne s'avère significative. Dans la mesure où le coefficient de la variable d'écart par rapport à la cible est significatif, les auteurs confirment que les entreprises ont bien tendance à ramener leur endettement vers le niveau cible. Les taux moyens de retour vers les ratio-cibles sont de l'ordre de 17 % entre 1965 et 1992, et de 19 % entre 1975 et 1992.

Opler et Titman (1996a) montrent que les entreprises sont plus susceptibles d'émettre de la dette quand leur endettement est inférieur à leur niveau cible et quand elles sont rentables. La méthode d'estimation des ratio-cibles est similaire à celle retenue par FF, bien que la mesure de l'endettement soit différente². Les résultats confirment que l'entreprise prend ses décisions de

¹ Il s'agit du changement simultané dans les dividendes, de la croissance de l'actif et de la variation de la rentabilité.

² Une régression à variable qualitative expliquée (logit) permet de prédire le choix par l'entreprise de la source de fonds (dette ou capitaux propres) une année donnée (y_{it}) à l'aide

financement de façon à se rapprocher de son ratio d'endettement cible. Opler et Titman montrent également que les entreprises qui ont été rentables dans un passé récent sont plus susceptibles d'émettre de la dette que des capitaux propres. De plus, d'autres facteurs influencent ce choix : les rendements passés, et le ratio *market to book* sont associés positivement à la probabilité d'émettre des capitaux propres.

Ce comportement de gestion du financement en fonction d'un ratio-cible ne semble pas particulier aux entreprises américaines. Remolona (1990) montre, sur la période 1983-1988, que, dans 4 pays, les entreprises gèrent leur dette à long terme de façon à atteindre une structure de capital optimale. Les entreprises allemandes et japonaises ajustent leurs ratios à raison de 12 % par an, les entreprises britanniques de 21 % par an et les américaines de 56 %.

Même si les conclusions de ces quelques travaux semblent cohérentes, plusieurs questions subsistent. La première est liée à la détermination des ratio-cibles qui se trouvent définis essentiellement par la rentabilité, variable non stationnaire qu'il semble difficile d'associer à un objectif de long terme. La seconde est liée au processus d'ajustement, qui n'a été étudié que pour des périodes très courtes. La troisième question, qui a été laissée de côté pour le moment consiste à se demander si les variations de l'endettement observées sont le résultat de changements dans la cible ou de variations autour de cette cible. La présente étude innove sous les deux premières dimensions en proposant l'utilisation de ratio-cibles stables et en analysant les ajustements au cours de périodes relativement longues.

1.2 Détermination du ratio-cible et *Static Tradeoff Theory*

L'idée suivant laquelle les entreprises effectuent leurs choix de financement en fonction de ratio-cibles découle vraisemblablement de la pratique de l'analyse financière qui utilise volontiers les moyennes ou médianes sectorielles pour évaluer la situation financière des entreprises (Lev, 1969). Suivant Shyam-Sunder et Myers (1999), la notion de ratio-cible peut être associée au courant théorique baptisé par Myers (1984) : *Static Tradeoff Theory* (STT), où le niveau optimal d'endettement est atteint lorsque l'économie marginale d'impôt attribuable à l'endettement se trouve annulée par l'augmentation

d'un vecteur de facteurs (X) et de l'écart entre le levier de l'année t et la cible. Le modèle incorpore également des variables permettant de prendre en compte la façon dont l'asymétrie d'information, les coûts d'agence et d'autres considérations affectent le choix entre la dette et les capitaux propres.

correspondante des coûts potentiels d'agence et de faillite. Les économies d'impôt sont liées à la fiscalité des entreprises (Modigliani et Miller, 1963), mais doivent également prendre en compte le taux d'imposition personnel (Miller, 1977) et les avantages fiscaux non liés à l'endettement (De Angelo et Masulis, 1980). Dans la mesure où les principaux déterminants de cet optimum sont des caractéristiques relativement stables des entreprises, on doit supposer que cet optimum est à peu près constant. Il est donc assimilable à un ratio-cible, bien que cette notion n'apparaisse généralement pas parmi les implications mentionnées de ce modèle.³ Toutefois si les principes sont clairs, la détermination concrète de l'endettement optimal, de même que la formulation de l'hypothèse relative aux facteurs déterminants des ratio-cibles reste délicate⁴, ce qui justifie le recours aux études empiriques. Harris et Raviv (1991, p. 334) synthétisent les résultats de telles études de la façon suivante : «l'endettement augmente avec les actifs matériels, les abris fiscaux autres que les intérêts, les opportunités de croissance et la taille des entreprises, et diminue avec le risque, les dépenses de publicité, les frais de recherche et développement, les probabilités de faillite, la rentabilité et le caractère unique du produit». Ces études montrent cependant des résultats parfois contradictoires, ce qu'illustrent clairement les auteurs.

Nous supposons ici que les entreprises définissent effectivement un ratio-cible mais qu'elles s'en écartent périodiquement et parfois de façon significative, puis s'en rapprochent, sous l'influence de facteurs que l'on associe généralement au cadre conceptuel concurrent de la *Pecking Order Theory* (POT). Dans un tel cadre, le ratio-cible peut être défini comme la moyenne intertemporelle du ratio d'endettement⁵. Ceci n'est toutefois vrai que si la distribution des ratios est stationnaire, ce que nous vérifions. Ce cadre et les variables qui en découlent font l'objet de la section suivante.

³ Toutefois, comme l'écrit Goffin (1998, p. 223) : «si l'on tient compte des imperfections de marché que sont l'avantage fiscal dû à l'endettement et les coûts de faillite (...) alors l'endettement n'est pas du tout neutre. Il exerce une influence sur la valeur de la firme et il existe un taux d'endettement optimal (...); l'endettement optimal constitue un taux d'endettement cible vers lequel la firme essaiera de se rapprocher lorsqu'elle devra prendre des décisions de financement. »

⁴ Opler et Titman (1996b, p. 10) soutiennent que malgré l'abondance des publications dans le domaine des structures financières, on ne sait toujours pas quantifier le niveau de dette de l'entreprise pour qu'il soit optimal.

⁵ Il est finalement probable que la vitesse à laquelle les entreprises vont retrouver leur ratio-cible après s'en être écartées sera une fonction des conditions économiques et de marché qui prévalent. Toutefois, la période relativement courte sur laquelle est menée cette étude ne permet pas d'analyse approfondie de ces facteurs et ils ne sont pas introduits dans le modèle.

1.3 Écart par rapport au ratio-cible et *Pecking Order Theory*

Le levier peut s'écarter de ce niveau optimal pour diverses raisons (investissement, faible rentabilité, émissions importantes...) et ces écarts peuvent persister durant d'assez longues périodes, car des imperfections dont les frais fixes d'émission rendent coûteux les ajustements immédiats.

Dans un univers où les coûts d'ajustements sont non nuls, l'entreprise qui gère son endettement en fonction d'un ratio-cible fait face à des coûts fixes d'émission tant pour les emprunts que pour les fonds propres. Pour chacun des exercices financiers, cette entreprise génère des flux monétaires et les utilise en totalité ou en partie pour financer sa croissance. En période de forte rentabilité et de faible croissance, l'entreprise générera des liquidités excédentaires et devrait montrer un ratio d'endettement inférieur au ratio-cible. La situation inverse prévaudra lorsque la rentabilité sera faible et la croissance rapide. L'écart entre la rentabilité et la croissance, toutes deux exprimées en pourcentage devient donc un facteur explicatif de la différence observée entre l'endettement réel et l'endettement cible. Goffin (1998) illustre cette succession d'excédents et de déficits en terme de financement externe qu'il lie aux phases de la conjoncture économique.

La disparition plus ou moins rapide de ces écarts sera liée à la volonté des dirigeants de procéder aux émissions nécessaires. Cette volonté sera vraisemblablement liée à des facteurs qui sont regroupés dans le cadre de la POT⁶, où les dirigeants favorisent les moyens de financement les moins sensibles à l'asymétrie d'information, préfèrent l'autofinancement à l'endettement et ne recourent à l'émission d'actions qu'en tout dernier lieu. En raison de l'asymétrie et de l'anticipation du comportement des dirigeants par les investisseurs externes, le financement par émission d'actions peut s'avérer très coûteux. Si on ne fait pas référence au cadre conceptuel de la POT, ces décalages entre l'endettement réel et l'endettement visé devraient en principe être de courte durée. En effet, en l'absence d'asymétrie de l'information,

⁶ Il est possible que des différences entre les ratios observés et les ratio-cibles puissent être liées à l'asymétrie informationnelle. Toutefois, notre étude porte sur les ajustements à moyen terme des ratios d'endettement et il semble difficile de lier de tels ajustements à la notion de signal. Par ailleurs, les caractéristiques générales du marché et de l'économie semblent influencer les choix de financement à court terme des firmes : les études menées par questionnaires montrent en effet la sensibilité des dirigeants aux conditions des taux d'intérêts et des marchés boursiers. Ces facteurs n'ont pas été pris en compte dans étude, qui privilégie les ajustements à moyen terme des ratios d'endettement.

l'entreprise est indifférente aux modes de financement et comblera la différence entre l'endettement cible et l'endettement réel dès que les coûts d'émission lui paraîtront raisonnables par rapport à l'importance qu'elle accorde au maintien de l'endettement cible. Toutefois, dans le cadre de la POT, les écarts entre l'endettement réel et l'endettement cible pourront acquérir un caractère plus permanent, particulièrement lorsque le ratio d'endettement dépasse le ratio visé, en raison de la réticence au financement par émission d'actions externes.

On peut donc anticiper des relations fortes entre la différence rentabilité-croissance d'une part et l'endettement de l'autre. Par ailleurs, la capacité d'autofinancement devrait jouer un grand rôle dans le processus d'ajustement des ratios observés vers les ratio-cibles (Myers, 1993). Finalement, admettre le cadre conceptuel de la POT conduit à accepter une asymétrie dans les comportements financiers. Ce schéma d'analyse est cohérent avec les résultats de nombreux travaux empiriques qui indiquent que l'évidence la plus forte qui s'oppose à la STT est la forte corrélation inverse entre la rentabilité⁷ et l'endettement (Myers, 1993, p. 98).

Les critères de choix d'endettement des entreprises semblent donc guidés par l'existence d'un ratio-cible, optimal sur le long terme pour l'entreprise. Certains auteurs, notamment Fama et French (1997) et Remonola (1990) intègrent les deux cadres théoriques de la STT et de la POT. L'asymétrie de l'information, qui sert de support à la POT, peut en effet être invoquée pour expliquer pourquoi les entreprises divergent temporairement de ces ratios. La notion de ratio-cible pourrait donc permettre de réconcilier et d'enrichir deux cadres conceptuels principaux dont, selon Myers (1993, p. 4), aucun n'est pleinement satisfaisant. Les hypothèses de notre étude sont donc les suivantes :

⁷ Notons que les abris fiscaux non liés à l'endettement sont étroitement liés aux deux principaux facteurs explicatifs qui découlent de la POT. Ils ont pour origine principale les pertes reportées, liées à la rentabilité passée de l'entreprise et aux amortissements, dont l'importance est directement proportionnelle aux investissements réalisés par l'entreprise et donc à la croissance. DeAngelo et Masulis (1980) soutiennent que les amortissements et les crédits d'impôt pour investissement sont des substituts au gain fiscal lié à la dette : donc les entreprises avec d'importants abris fiscaux non liés à l'endettement devraient recourir moins intensivement à l'endettement. Toutefois, la plupart des tests empiriques intégrant des variables fiscales de ce type ne présentent pas de résultats significatifs. Il est possible, comme le soulignent Bradley, Jarrel et Kim (1984) que cette situation provienne de problèmes de multicolinéarité, les variables fiscales étant corrélées en particulier avec la rentabilité.

Dans le cadre de la STT, la notion de cible a un impact significatif sur les choix de financement de moyen terme des entreprises françaises. Les entreprises établissent leurs choix de financement en fonction de ratio-cibles; à moyen terme, celles qui se situent au-dessus de leur ratio-cible diminuent leur endettement et inversement. Si l'on intègre les considérations liées à la POT, les variations des ratios d'endettement entre t et $t+n$ devraient être une fonction de l'écart en début de période entre le ratio de dette réel et le ratio cible, mais aussi d'autres variables qui sont :

- La rentabilité des activités; on anticipe une relation inverse entre cette variable et la variation de l'endettement, toutes choses égales par ailleurs. En effet, dans le cadre de la POT les entreprises comblent rapidement les situations de sous-endettement mais sont réticentes à combler les déviations inverses sauf lorsque la rentabilité permet l'autofinancement.
- la croissance des firmes; en principe la relation devrait être positive avec l'endettement, dans la mesure où, selon la POT, lorsque la capacité d'autofinancement est épuisée, les firmes ont recours à l'endettement.
- la taille de la firme est introduite dans la mesure où elle est associée négativement aux frais de transaction et d'émission, et en principe à l'asymétrie informationnelle, qui peuvent limiter les possibilités d'ajustement vers la cible et entraîner la persistance de différences entre l'endettement réel et visé, bien que la relation entre la taille et le financement soit généralement ambiguë.

Comme le mentionne Goffin (1998), les écarts par rapport à la cible peuvent être liés aux décalages temporaires entre les liquidités générées et les besoins de fonds pour l'investissement. Nous avons donc retenu ici les deux variables suivantes :

- Le besoin en fonds de roulement (BFR); logiquement en analyse financière, les ressources long terme (le fonds de roulement) doivent couvrir les besoins du cycle d'exploitation et la trésorerie. Ainsi, une contraction des BFR pourrait inciter l'entreprise à baisser le niveau de ses ressources long terme.
- un ratio d'investissement. Il devrait être associé positivement à l'augmentation du taux d'endettement. Cette variable augmente le pouvoir explicatif du modèle en capturant l'incidence des dépenses d'investissement réalisées par l'entreprise. Celles-ci devraient être reliées positivement à l'endettement.

2 Échantillons, mesures et analyse descriptive

2.1 Données et mesure

Les données proviennent de la base *Corporate Information on the World's Leading Companies*, commercialisée par Worldscope/Disclosure⁸ (WD), qui traite les données comptables et financières d'environ 15 000 entreprises dans 47 pays, et couvrant 86 % de la capitalisation boursière mondiale. Les comptes consolidés des entreprises sont utilisés lorsque ceux-ci sont disponibles⁹. La base couvre environ 660 entreprises françaises par an. La période observée s'étend de 1987 à 1996. Après élimination des entreprises des secteurs financier, immobilier, et assurance, et en sélectionnant les firmes présentant sur toute la période à la fois des comptes annuels et des données boursières, l'échantillon final comporte 243 entreprises. Comme dans la plupart des études, l'endettement est mesuré à la valeur comptable¹⁰. Le poste de dette long terme regroupe uniquement des dettes à caractère financier dont l'entité n'est normalement pas tenue de s'acquitter au cours du prochain exercice¹¹. Le poste de dette à court terme comprend la tranche de la dette long terme échéant à moins d'un an, mais également le découvert bancaire, les effets à payer provenant des emprunts court terme, les avances de filiales ou entreprises associées... La dette financière est isolée dans cette étude, en raison de l'importance du crédit interentreprises en France (Biais, Hillion et Malécot, 1995). Les ratios employés sont définis au tableau 1.

⁸ La base de données est le résultat de l'association de Wright Investors Service, une compagnie internationale de gestion de fonds en opération depuis une trentaine d'années et de Disclosure Inc, qui est l'un des principaux fournisseurs de données informatisées sur CD-Rom aux Etats-Unis. (<http://www.disclosure.com>). Disclosure, qui a acquis une participation majoritaire dans Disclosure Inc en 1996, est une division de Primark Global Information Service Group (<http://www.primark.com>).

⁹ Dans le cas contraire, lorsqu'il n'y a pas de filiales ou pas d'obligation de consolider, les comptes sociaux de société-mère sont retranscrits. La méthode de comptabilisation des filiales est indiquée dans le champ 07531 : « *Accounting Method for Long Term Investment* » de la base. Dans le cas de la France, nous avons vérifié que toutes les entreprises présentes dans l'échantillon total rapportaient des comptes consolidés.

¹⁰ L'utilisation de la valeur de marché de la dette pose problème car le marché obligataire est relativement restreint et limité aux grandes entreprises en France et l'estimer la valeur marchande en actualisant les flux futurs demande l'accès à un nombre considérable d'informations généralement non disponibles. L'emploi des données boursières risque d'induire des fluctuations de l'endettement guidées par les variations importantes des indices boursiers au cours de la période.

¹¹ Il regroupe les crédits hypothécaires, obligations, emprunts à moyen et long terme, obligations convertibles, contrepartie des leasings immobilisés ... à l'exception de la portion échéante dans le prochain exercice, des pensions de retraite, des impôts différés et des intérêts minoritaires.

2.2 Analyse globale de l'évolution de l'endettement

L'échantillon composé des entreprises pour lesquelles les données sont disponibles pour chacune des 9 années se compose de 243 firmes.¹² Certaines données sont cependant acceptées alors qu'elles ne présentent des données comptables que sur 8 des 9 années étudiées. Il s'agit de sociétés pour lesquelles un changement de date de clôture est intervenu, laissant une année particulière vide, mais de façon artificielle. C'est la raison pour laquelle le nombre d'entreprises n'est pas parfaitement stable (à l'unité près) sur la période.

Comme le montre le tableau 2, en moyenne sur toute la période, le ratio de dette totale s'établit à 23,45 % (dont 13,82 % pour la dette long terme), et le ratio de capitaux propres à 33,29 %.

L'endettement augmente jusqu'en période 5 (1992), puis il diminue constamment, passant de 21,50 % en année 1, à 24,76 % en année 5, pour redescendre ensuite à 22,75 %. Le ratio de capitaux propres progresse de façon stable de 32,47 % l'année 1 à 34,54 % l'année 9. Les moyennes des distributions des ratios de dette sont statistiquement différentes entre les années 1 et 5, et non statistiquement différentes entre les années 5 et 9. Les moyennes des distributions des ratios de dette financière totale deviennent statistiquement différentes, mais seulement au seuil de 10 % entre les années 1 (21,50 %) et 9 (22,75 %). Sur cette base, on observe donc une augmentation de l'endettement sur l'ensemble de la période, mais le niveau de signification de la variation est inférieur au seuil communément admis. Nous n'observons aucun mouvement de désendettement entre l'année 5 (qui correspond majoritairement à l'exercice 1992) et l'année 9 (1996). Le désendettement des entreprises françaises souvent mentionné comme un fait établi est donc indétectable statistiquement lorsque l'on contrôle rigoureusement la taille et la composition de l'échantillon et lorsque celui-ci est limité aux principaux groupes.

¹² Pour pouvoir analyser un échantillon composé des mêmes 243 entreprises année après année, on a fait glisser les observations 1987-1995 en les considérant comme des observations 1988-1996, et identifié les années par 1, 2 ... 9. Ce glissement des observations fait coïncider les exercices 1996 de certaines entreprises avec l'exercice 1995 pour d'autres. Cette situation est tolérable dans la mesure où nous nous intéressons surtout aux évolutions à moyen terme, mais aussi parce que cette situation prévaut dans toute base de données dès que la date de fin des exercices financiers n'est pas la même pour toutes les entreprises. L'omission de ces observations réduit légèrement le niveau de signification de certains tests, mais n'a aucun impact sensible sur nos conclusions.

Tableau 1 : Définition des ratios de financement, mode de calcul et postes correspondants dans la base *Corporate Information on the World's Leading Companies*, commercialisée par Worldscope/Disclosure.

Ratio de dettes	Mode de calcul à partir des postes de la base
Dette long terme	Ratio L7 : « Long term debt » / « Total assets »
Dette financière court terme	Poste « Short term debt and current portion of long term debt » / « Total assets »
Dette financière totale	(Dette long terme + Dette financière court terme) / Total bilan («long term debt » + «short term debt and current portion of long term debt ») / « Total assets »
Dette court terme	Passif court terme ¹³ / Total Bilan : « current liabilities : Total » / « Total assets »
Dette totale	(Dette long terme + passif court terme) / Total bilan (« long term debt » + « current liabilities total ») / « Total assets »
Capitaux propres	Avoir des actionnaires ordinaires / total bilan « Common shareholders' Equity ¹⁴ » / « Total assets »

¹³ Comprend les comptes à payer (fournisseurs et rattachés), les dettes court terme et la part échéant dans l'exercice de la dette long terme, les salaires à payer, les impôts à payer, les dividendes à payer, et les autres dettes courantes.

¹⁴ Le poste « Common Shareholder Equity » est le total de la valeur nominale des actions, des primes, des réserves, le résultat net si il n'est pas déjà inclus dans les réserves, à l'exception des rachats d'actions, des dividendes préférentiels accumulés non payés.

Comme le montre le tableau 2, en moyenne sur toute la période, le ratio de dette totale s'établit à 23,45 % (dont 13,82 % pour la dette long terme), et le ratio de capitaux propres à 33,29 %.

L'endettement augmente jusqu'en période 5 (1992), puis il diminue constamment, passant de 21,50 % en année 1, à 24,76 % en année 5, pour redescendre ensuite à 22,75 %. Le ratio de capitaux propres progresse de façon stable de 32,47 % l'année 1 à 34,54 % l'année 9. Les moyennes des distributions des ratios de dette sont statistiquement différentes entre les années 1 et 5, et non statistiquement différentes entre les années 5 et 9. Les moyennes des distributions des ratios de dette financière totale deviennent statistiquement différentes, mais seulement au seuil de 10 % entre les années 1 (21,50 %) et 9 (22,75 %). Sur cette base, on observe donc une augmentation de l'endettement sur l'ensemble de la période, mais le niveau de signification de la variation est inférieur au seuil communément admis. Nous n'observons aucun mouvement de désendettement entre l'année 5 (qui correspond majoritairement à l'exercice 1992) et l'année 9 (1996). Le désendettement des entreprises françaises souvent mentionné comme un fait établi est donc indétectable statistiquement lorsque l'on contrôle rigoureusement la taille et la composition de l'échantillon et lorsque celui-ci est limité aux principaux groupes.

2.3 Les variations de l'endettement : analyse désagrégée

Les évolutions moyennes au sein de l'échantillon cachent des disparités parfois importantes de comportement. Le changement du levier d'une entreprise est mesuré par le coefficient de la droite de régression du levier sur les années étudiées. Cette mesure permet le calcul du niveau de signification du coefficient estimé. Certaines analyses seront menées sur l'ensemble des observations, mais d'autres seront limitées aux seules entreprises pour lesquelles la variation de l'endettement est jugée statistiquement significative au seuil de 5 ou de 20 %.¹⁵

¹⁵ Idéalement, seules les pentes significatives devraient donner lieu à l'analyse approfondie, mais cette restriction limite très fortement le nombre d'observations disponibles pour la suite de l'étude.

Tableau 2 : Moyennes des distributions des différents ratios de financement des entreprises de l'échantillon (243 entreprises), exprimées en pourcentage de l'actif total, par année, de 1987 à 1996 et test de l'hypothèse nulle de l'égalité des moyennes des distributions des ratios, respectivement entre les années 1 à 5, 1 à 9, et 5 à 9. L'échantillon est composé de toutes les observations relatives aux entreprises des secteurs non financiers, pour lesquelles les données comptables et boursières sont disponibles pour les 9 années couvertes par l'étude. On a cependant toléré les entreprises pour lesquelles une seule des années manquait, en raison d'un changement de date de clôture.

Année	Nombre d'entreprises	Ratio de dette financière totale	Ratio de dette à long terme	Ratio de capitaux propres
1	243	21,50	13,68	32,47
2	243	23,14	13,63	32,20
3	243	23,78	13,79	32,58
4	243	24,33	13,96	32,93
5	242	24,76	14,65	32,83
6	243	24,62	14,39	33,66
7	240	23,49	14,20	34,16
8	242	22,65	12,94	34,21
9	243	22,75	13,15	34,54
Moyenne		23,45	13,82	33,29
Test d'égalité des moyennes entre les années :				
1 à 5		-5,76 (0,0001)	-4,14 (0,0001)	2,20 (0,0279)
1 à 9		-1,82 (0,0687)	-1,61 (0,1065)	1,83 (0,0672)
5 à 9		0,13 (0,8969)	-0,53 (0,5948)	0,99 (0,3220)

Les tests rapportés les valeurs t sous l'hypothèse d'inégalité des variances, puisque l'hypothèse d'égalité des variances peut être rejetée dans tous les cas au seuil de 5 % selon un test F. Les niveaux de signification, estimés à partir de la probabilité de Cochran et Cox, apparaissent entre parenthèses.

2.3.1 La diversité des évolutions

Le calcul des pentes permet de répartir l'échantillon en deux groupes, comme le montre le tableau 3. Si l'on retient toutes les variations d'endettement, 113 firmes augmentent leur ratio de dettes financières totales et 130 le diminuent. Au sein de ces deux groupes, certaines variations sont significativement différentes de 0 au seuil d'erreur de 5 %¹⁶. Ainsi, 109 firmes voient leur levier évoluer de façon significative : 43 augmentations et 66 diminutions. Les entreprises réduisant leur endettement sont les plus nombreuses. Un test statistique de l'égalité des proportions (statistique z) indique que la différence observée entre les proportions n'est pas statistiquement significative dans le cas de l'échantillon pris dans son ensemble. On ne peut donc affirmer qu'il existe un réel mouvement de désendettement sur la base de ce critère. Cependant, si l'on réduit le nombre d'observations en limitant l'échantillon aux variations de la dette financière totale qui sont statistiquement significatives, on observe alors une différence significative entre la proportion d'entreprises se désendettant (27 % des 243 entreprises) et celles qui s'endettent (18 % des 243 entreprises).

Aucun mouvement de baisse généralisée de l'endettement n'est donc observable en France entre 1987 et 1996. L'examen des moyennes des ratios d'endettement ne fait apparaître aucune différence significative, et il en est de même lorsqu'on s'intéresse aux proportions des entreprises qui ont accru ou réduit leur endettement. Il faut se limiter au sous échantillon des entreprises dont l'endettement a changé de façon statistiquement significative pour pouvoir conclure que le désendettement est plus fréquent que l'endettement. Le désendettement des entreprises françaises au cours de la période 1988-1996 semble donc être un phénomène dont le niveau de signification statistique est relativement faible¹⁷.

¹⁶ Si l'on retient un seuil d'erreur de 20%, on trouve 95 baisses et 68 hausses significatives.

¹⁷ Ce résultat contredit l'hypothèse du désendettement des entreprises françaises (Laboureix et Laurin, 1994; Boissonnade et Tournier, 1996), ce qui peut être expliqué de plusieurs façons. D'abord, cette constatation (non validée par des tests statistiques) découle principalement d'observations faites par la Banque de France d'un recours moindre au financement bancaire. Or, notre étude tient compte de l'ensemble des sources d'endettement et donne vraisemblablement une idée plus complète de l'évolution réelle du financement. Deuxièmement, l'analyse menée ici repose sur l'exploitation des comptes consolidés et il est possible que l'accroissement de l'endettement mis en évidence par certains travaux antérieurs basés sur des comptes individuels ait capturé un accroissement des crédits inter-société. Finalement, si les ratios d'endettement reviennent en 1996 à leur niveau de 1987, il n'en est pas de même du ratio des fonds propres qui augmente, traduisant une réduction des comptes fournisseurs. On observerait donc une réduction

Tableau 3 : Répartition des observations de l'échantillon (243 entreprises) selon les variations du ratio de dette financière totale entre 1988 et 1996. Test de l'hypothèse nulle de l'égalité des proportions d'observations de hausse ou de baisse. Pour chacune des entreprises, la variation du ratio de dette financière totale est la pente de la droite de régression linéaire de ce ratio (en y) selon les années 1 à 9 (en x). Le caractère significatif des pentes est apprécié à l'aide d'un test t de Student (significatif à partir de 2,3 pour un risque d'erreur accepté de 5 % en raison du faible nombre de degrés de liberté).

	Variations significatives au seuil d'erreur de 5 %	Variations non significatives au seuil d'erreur de 5 %	Total
Baisse du ratio de dette financière totale en valeur absolue	66	64	130
Proportion de baisse du ratio de dette financière en valeur relative	27 %	26 %	53 %
Hausse du ratio de dette financière totale en valeur absolue	43	70	113
Proportion de hausse du ratio de dette financière en valeur relative	18 %	29 %	47 %
Total	109	134	243
	45 %	55 %	100 %
Test de l'égalité des proportions	2,11	NA	1,02

Le test z (Snedecor et Cochran, 1971, p.235) de la différence entre les proportions est significative à partir de 1,96 pour un niveau de risque accepté de 5 %.

de l'endettement total (et non de l'endettement financier) mais cette évolution n'est pas statistiquement significative.

2.3.2 Le ratio-cible : mesure et influence

La mesure du ratio-cible peut prendre différentes formes. Fama et French (1997) établissent un modèle ad hoc d'explication des ratios d'endettement qui incorpore la rentabilité et utilisent la valeur prédite par ce modèle comme ratio-cible. L'analyse de ce modèle sur des échantillons d'entreprises fait apparaître une énorme variabilité des ratios ainsi définis, ce qui les rend peu compatibles avec la notion de cible. Cette méthode n'a donc pas été retenue ici.

Il est plus simple d'estimer le ratio d'endettement cible par une moyenne sectorielle (Lev, 1969; Frecka et Lee, 1983; Lee et Wu, 1988). On retiendra donc un ratio-cible moyen sectoriel, non sans avoir testé la sensibilité des résultats à d'autres définitions des ratio-cibles¹⁸. Ces ratio-cibles, présentés au tableau 4, ont été calculés à partir des données classées en fonction de leur code industriel SIC. Il s'agit d'une moyenne inter temporelle, calculée pour l'ensemble des 9 années à partir d'un échantillon élargi¹⁹, de façon à disposer d'un nombre suffisant d'observations dans chaque secteur.

Si ce ratio a une influence sur la politique de financement des entreprises, l'hypothèse nulle peut être exprimée par : l'évolution du financement des entreprises entre l'année t et $t+n$ est indépendante de la situation de l'endettement de cette entreprise par rapport à son ratio-cible à l'année t . L'analyse globale descriptive menée jusqu'ici semble en effet confirmer cette hypothèse.

¹⁸ Nous avons en particulier étudié la possibilité d'estimer le ratio-cible par la moyenne inter-temporelle des ratios de chacune des entreprises. Procéder de cette façon conduit systématiquement à l'observation d'un processus de retour des ratios d'endettement vers la cible ainsi définie. Les ratios sectoriels calculés par la Banque de France ont également été employés, ils diffèrent peu de ceux calculés à partir de la base de données mais les problèmes de sur ou de sous représentations sectorielles nous ont conduit à retenir la solution des ratios cibles calculés à partir de l'échantillon.

¹⁹ Cet échantillon élargi comprend toutes les entreprises pour lesquelles l'information est disponible pour au moins trois exercices et qui n'appartiennent pas aux secteurs financier, immobilier ou des assurances.

Tableau 4 : Répartition et taux d'endettement cible (ratio de la dette financière totale, moyenne sur 9 ans) des entreprises de l'échantillon élargi selon les différents secteurs définis sur la base des deux premières composantes des codes SIC. L'échantillon élargi comprend toutes les entreprises pour lesquelles l'information est disponible pour au moins trois exercices et qui n'appartiennent pas aux secteurs financier, immobilier ou des assurances.

Secteurs retenus	Codes SIC		Nombre d'observations	Ratio-cible de dette financière totale
	De	à		
Primaire & construction	1	19,99	33	15,96
Industriel léger	20	31,99	130	26,69
Industriel lourd	32	35,99	83	23,06
Technologie	36	39,99	64	22,31
Transport	40	47,99	19	34,21
Services publics	48	49,99	14	25,51
Distribution	50	59,99	59	22,59
Services	70	87,99	49	21,39

2.3.3 Analyse des évolutions par groupes composés sur la base de l'endettement

Pour vérifier cette hypothèse, nous analysons simultanément l'évolution de l'endettement des entreprises entre 1987 et 1996 et la position de leur ratio de dette en début de période par rapport au ratio-cible. Le tableau 5 montre la répartition des entreprises de l'échantillon selon ce double critère. L'évolution du ratio d'endettement est mesurée par la pente de la droite de régression sur les 9 années étudiées.

La proportion d'entreprises en dessous de leur cible en début de période est plus grande (62,14 %) que la proportion de celles qui dépassent ce ratio (37,86 %) ²⁰. Les entreprises du groupe Baisse, pour lequel les ratios de dette diminuent au cours de la période, se répartissent à peu près équitablement par rapport à leur ratio-cible en début de période : 66 au dessous et 64 au dessus. Dans le sous-ensemble des firmes qui augmentent leurs ratios d'endettement (groupe Hausse), une disproportion importante apparaît : les entreprises qui augmentent leur endettement entre 1987 et 1996 étaient majoritairement sous leur niveau cible en début de période. En ne retenant que les variations de la dette significatives au seuil de 5 %, les résultats semblent encore plus nets, comme le montre le tableau 6. Sur les 43 entreprises qui accroissent leur levier, seulement 5 se situaient au-dessus du ratio-cible d'endettement de la période d'analyse, alors que la répartition des entreprises qui ont réduit leur ratio de dette financière est équilibrée entre celles qui se trouvaient au dessous ou au dessus de leur ratio-cible. Il est possible de rejeter statistiquement l'hypothèse nulle d'égalité de la distribution selon la position de l'entreprise par rapport à sa cible, au seuil de 5 % (Chi deux = 15,36 pour l'échantillon complet et 19,21 en ne retenant que les variations significatives au seuil de 5 %).

La distribution des variations de la dette financière au cours d'une période donnée dépend donc de la position des entreprises par rapport à leur ratio-cible en début de période. Les entreprises situées initialement sous leur cible tendent à augmenter leur endettement au cours des 9 années suivantes. C'est le cas de 85 des 151 entreprises de l'échantillon situées sous leur cible en début de période (soit 56,3 %). A l'inverse, les entreprises positionnées au-dessus de la cible en début de période ont tendance à réduire leur endettement : parmi

²⁰ Ce phénomène est attribuable au fait que les cibles ont été estimées à partir d'un échantillon plus large, mais aussi vraisemblablement au fait que les évolutions possibles des moyennes sectorielles ont été négligées.

les 92 entreprises qui se trouvaient dans cette situation, 64 (soit 59,6 %) réduisent leur endettement. Le phénomène est encore plus net si on limite l'échantillon aux entreprises ayant réduit significativement la part de la dette dans la structure de financement. En effet, sur les 40 entreprises positionnées au-dessus de la cible, 35 diminuent ensuite significativement leur endettement (la variation du ratio de dette est significative au seuil de 5 %).

Le mouvement de retour au ratio-cible, particulièrement marqué chez les entreprises dont l'endettement devient inférieur à la cible et le comportement des entreprises face au retour vers la cible d'endettement serait donc asymétrique. Cette asymétrie des comportements est prévisible : les situations de surendettement se résolvent plus lentement, puisque les entreprises sont réticentes à émettre des actions et préfèrent l'autofinancement. Inversement, les situations de sous-endettement peuvent se résorber facilement par l'émission de dette, dont la valeur est moins sensible à l'asymétrie de l'information.

Ce test montre donc que les entreprises françaises semblent tenir compte d'un ratio-cible pour gérer l'évolution de leur endettement. Toutefois, avant de porter une conclusion définitive, il est nécessaire de mieux spécifier le modèle d'explication des variations de l'endettement, puis de vérifier si, dans le cadre d'un tel modèle, la position face au ratio-cible joue toujours un rôle important.

3 Ratio-cibles et variations de l'endettement : étude économétrique

L'objectif de cette section est de vérifier l'incidence du ratio-cible d'endettement sur l'évolution à moyen terme de l'endettement des entreprises. D'autres variables sont cependant susceptibles d'influencer la politique d'endettement, et sont retenues dans le modèle d'explication des variations de l'endettement. Afin d'assurer la robustesse des résultats, trois méthodes sont employées successivement : une analyse univariée, un modèle de régression en moindres carrés ordinaires et une procédure logistique.

Tableau 5 : Répartition de l'ensemble des observations de l'échantillon (243 entreprises) selon les variations de la dette financière totale et la position initiale par rapport au ratio-cible d'endettement et test d'indépendance. Pour chacune des entreprises, la variation du ratio de dette financière totale est la pente de la droite de régression linéaire de ce ratio (en y) selon les années 1 à 9 (en x). Le ratio-cible d'endettement est la moyenne intertemporelle du ratio de dette financière totale. Un test du Chi deux est appliqué pour tester l'hypothèse nulle : la distribution des variations de la dette financière est indépendante de la position des entreprises par rapport à leur ratio-cible de début de période.

Situation des entreprises par rapport au ratio-cible, en début de période			
	Au-dessous	Au dessus	Total
Baisse du ratio de dette financière totale			
Fréquence observée	66	64	130
Fréquence théorique	80,78	49,22	
Contribution au Chi deux	2,71	4,44	
Hausse du ratio de dette financière totale			
Fréquence observée	85	28	113
Fréquence théorique	70,22	42,78	
Contribution au Chi deux	3,11	5,11	
Total	151	92	243
Total en pourcentage	62,14	37,86	100
		Chi Deux =	15,36

Notes : La valeur du Chi carré est donnée par :

$$\chi^2 = \sum \frac{(FO - FT)^2}{FT}$$

Avec FO les fréquences observées (les effectifs observés en réalité dans les 4 cases du tableau : 66, 64, 85, 28), FT sont les effectifs théoriques qui devraient figurer dans les quatre cases si l'hypothèse nulle était vraie. Ainsi, si la distribution des variations de la dette financière est indépendante de la position des entreprises par rapport à leur ratio-cible on devrait trouver dans le cas de la baisse du ratio de dette financière pour les entreprises sous leur cible, une proportion théorique de $130 \cdot 151 / 243$, soit 80 entreprises. La contribution au Chi deux est la différence entre la fréquence observée et la fréquence théorique.

Tableau 6 : Répartition des observations de l'échantillon présentant une variation de dette financière totale significative avec un risque accepté d'erreur de 5 % (109 entreprises) selon les variations de la dette financière totale et la position initiale par rapport au ratio-cible d'endettement et test d'indépendance. Pour chacune des entreprises, la variation du ratio de dette financière totale est la pente de la droite de régression linéaire de ce ratio (en y) selon les années 1 à 9 (en x). Le caractère significatif de la pente est apprécié grâce à un test t de Student. Le ratio-cible d'endettement est la moyenne intertemporelle du ratio de dette financière totale. Un test du chi deux est appliqué pour tester l'hypothèse nulle : la distribution des variations de la dette financière est indépendante de la position des entreprises par rapport à leur ratio-cible de début de période.

Situation des entreprises par rapport au ratio-cible, en début de période			
	Au-dessous	Au dessus	Total
Baisse du ratio de Dette financière totale			
Fréquence observée	31	35	66
Fréquence théorique	41,78	24,22	
Contribution au Chi deux	2,78	4,80	
Hausse du ratio de Dette financière totale			
Fréquence observée	38	5	43
Fréquence théorique	27,22	15,78	
Contribution au Chi deux	4,27	7,36	
Total	69	40	109
Total, en pourcentage	63,30	36,70	100
			Chi deux = 19,21

Notes : La valeur du Chi carré est donnée par :

$$\chi^2 = \sum \frac{(FO - FT)^2}{FT}$$

Avec FO les fréquences observées (les effectifs observés en réalité dans les 4 cases du tableau : 31, 35, 38, 5), FT sont les effectifs théoriques qui devraient figurer dans les quatre cases si l'hypothèse nulle était vraie. Ainsi, si la distribution des variations de la dette financière est indépendante de la position des entreprises par rapport à leur ratio-cible on devrait trouver dans le cas de la baisse du ratio de dette financière pour les entreprises sous leur cible, une proportion théorique de $66 \cdot 69 / 109$, soit 42 entreprises. La contribution au Chi deux est la différence entre la fréquence observée et la fréquence théorique.

3.1 Analyse des différences entre les groupes Hausse et Baisse

Pour apprécier l'importance de la notion de retour des ratios de dette vers la cible, et expliquer les écarts temporaires autour de celle-ci, nous utilisons les variables présentées en fin de partie 1, qui sont mesurée par :

- un indicateur de la position de la firme par rapport à son ratio-cible (il s'agit de l'écart entre la proportion de dettes dans l'actif d'une entreprise en début de période et sa cible).
- la taille de la firme, mesurée par le logarithme de la moyenne des ventes sur la période.
- la rentabilité des ses activités, appréhendée par le ratio moyen des bénéfices avant intérêt et impôt sur le total actif.
- la croissance des firmes, évaluée par le taux de croissance de l'actif total.
- le besoin en fonds de roulement moyen normé par le chiffre d'affaires.
- le taux d'investissement brut, mesuré par le ratio moyen des dépenses d'investissement sur les actifs avant amortissement.

La définition de ces variables à partir des postes de *Disclosure* est décrite au tableau 7²¹. Le tableau 8 décrit la distribution des variables explicatives, et donne les résultats du test réalisé pour vérifier si la moyenne de leurs distributions respectives est statistiquement différente entre les groupes Baisse et Hausse.

La variable ECARTS affiche une moyenne de $-0,003$ au sein du groupe Baisse, et une moyenne négative (statistiquement différente de 0 au seuil de 1 %) de $-0,069$ dans le groupe Hausse. On note cependant la forte volatilité de cette mesure dans chacun des deux sous-groupes (écart-type de 0,132 dans le premier cas et 0,123 dans le second). Les résultats du test d'égalité des moyennes de la variable ECARTS confirment ici cette observation : les moyennes diffèrent selon que l'on se situe dans le groupe Baisse ou Hausse, et cette différence est statistiquement significative au seuil de 1 %. La distribution des variations de la dette financière au sein de l'échantillon final n'est donc pas indépendante de la position des entreprises par rapport à leur ratio-cible de début de période.

²¹ D'autres variables, qui pourraient avoir une incidence sur les variations de l'endettement, n'ont pas été incluses dans l'analyse, en raison soit de la difficulté révélée par les études empiriques antérieures à mettre en évidence la relation avec l'endettement, soit de la difficulté à obtenir l'information nécessaire à leur mesure. Il s'agit des caractéristiques du contrôle et de la propriété ainsi que de la fiscalité.

Tableau 7 : Définition des variables explicatives du financement d'une entreprise à partir des postes de la base de données *Corporate Information on the World's Leading Companies*, commercialisée par *Worldscope / Disclosure*.²²

Abréviation	Définition
RENTA	Rentabilité moyenne des 9 derniers exercices $\Sigma \text{ EBIT (EB)} / \Sigma \text{ Total assets (9 ans)}$
TAILLE	Taille en moyenne sur 9 ans $\text{Log} [1/9 \Sigma \text{ Net sales or revenues (SA)}] \text{ (9 ans)}$
CROIS	Taux de croissance entre 1996 et 1987 de l'actif total $(\text{Total assets 1996} / \text{Total assets 1987}) - 1$
ECARTS	Variable d'écart entre le levier en début de période (année 1) et la moyenne sectorielle sur toute la période Ratio de dette financière totale à l'actif en 1987 – moyenne sur 9 ans de ce ratio pour toutes les entreprises du secteur présentes dans l'échantillon élargi
BFR	Besoins en fonds de roulement / Chiffre d'affaires (moyenne 9 ans) $[\text{Inventories (IV)} + \text{Plus Net receivables (RE)} - \text{Accounts payable (AP)}] / \text{Total Net sales or revenues (SA)} \text{ (moyenne 9 ans)}$
TXINV	Taux d'investissement brut $\text{Capital expenditure} / \text{Gross assets (C3)} \text{ moyenne 9 ans}$

²² Dans la plupart des cas, les ratios sont estimés sur une base annuelle et la moyenne est ensuite calculée. Dans le cas particulier de la rentabilité, les sommations des bénéfices et de l'actif sont réalisées en premier lieu, pour éviter que les ratios annuels extrêmes n'influencent le ratio moyen. Ces ratios extrêmes découlent de la constatation de bénéfices ou de pertes lorsque la valeur totale de l'actif est faible. Dans ce cas particulier on utilise donc un ratio moyen, plutôt qu'une moyenne de ratios.

Tableau 8 : Analyse descriptive univariée de la distribution des variables explicatives pour l'ensemble des observations de l'échantillon (243 firmes) Test en t de Student de l'hypothèse nulle d'égalité des moyennes entre les groupes séparés par l'endettement, selon les évolutions de la dette financière totale et test d'égalité des moyennes. Les variations du ratio de dette financière totale sont estimées à l'aide d'un modèle de régression linéaire de ce ratio (en y) selon les 9 années (en x).

	Diminution de la dette financière totale (130 observations)			Augmentation de la dette financière totale (130 observations)			Test d'égalité des moyennes entre groupes	
	Moyenne	Médiane	Ecart-Type	Moyenne	Médiane	Ecart-Type	Valeur t	Prob. de Cochran
CROIS	0,155	0,089	0,268	0,320	0,123	1,246	-1,36	0,1758
RENTA	0,082	0,079	0,044	0,063	0,060	0,043	3,37	0,0010
TAILLE	14,86	15,073	1,767	14,769	14,707	2,057	0,37	0,7106
ECARTS	-0,003	-0,003	0,132	-0,069	-0,084	0,123	4,03	0,0001
BFR	0,299	0,291	0,181	0,284	0,260	0,213	0,58	0,5614
TXINV	0,133	0,123	0,078	0,141	0,134	0,062	-0,82	0,4154

Les valeurs t sont estimées sous l'hypothèse d'inégalité des variances, puisque l'hypothèse d'égalité des variances peut être rejetée dans tous les cas au seuil de 5 % selon un test F. Leur niveau de signification est estimé à partir de la probabilité de Cochran.

La rentabilité (RENTA) diffère également statistiquement selon l'évolution de la dette financière totale : 0,082 (écart type de 0,044) dans le groupe Baisse, contre 0,063 (écart type de 0,043). Les entreprises qui réduisent leur endettement sont plus rentables, en moyenne, que celles qui l'augmentent. Les moyennes des distributions des autres variables (CROIS, TAILLE, BFR et TXINV) ne diffèrent pas suivant que l'on se situe dans l'un ou l'autre groupe et deux d'entre elles (CROIS et BFR) présentent des volatilités élevées. Les deux variables qui semblent liées de façon significative au fait que les entreprises s'endettent ou se désendettent au cours d'une période donnée sont donc la position relative par rapport au ratio-cible et la rentabilité.

3.2 Analyse en régression par les moindres carrés ordinaires

Pour vérifier si les variables identifiées influencent réellement la politique d'endettement des entreprises en France, une régression linéaire multiple par les moindres carrés ordinaires est employée. Le modèle utilisé est le suivant:

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 \text{CROIS}_i + \beta_3 \text{RENTA}_i + \beta_4 \text{TAILLE}_i + \beta_5 \text{ECARTS}_i + \beta_6 \text{BFR}_i + \beta_7 \text{TXINV}_i + \varepsilon_i$$

La variable expliquée, y_i , est la variation du ratio de dette financière totale de l'entreprise i . Cette variation du ratio de la dette financière totale est la pente d'un modèle de régression linéaire de ce ratio (en y) selon les années 1 à 9 (en x). Les variables explicatives sont celles retenues dans l'analyse précédente.

Le tableau 9 montre les résultats obtenus, pour chacun des groupes²³. Le premier comprend toutes les observations de l'échantillon, le second inclut uniquement les observations de l'échantillon pour lesquelles la variation de dette financière totale est significative au seuil de 20 %, et le dernier comporte les observations de l'échantillon final pour lesquelles la variation de dette financière totale est significative au seuil de 5 %. Le coefficient de détermination se situe à 27,52% et 35,29 % respectivement dans les deux premiers échantillons, pour atteindre 41,22 % dans le dernier groupe (variations de la dette financière totale les plus significatives).

²³ L'analyse de la matrice de corrélations révèle l'absence de corrélation importante entre la plupart des paires de variables.

Tableau 9 : Coefficients estimés (niveaux de signification) du modèle explicatif de la variation de l'endettement des entreprises de l'échantillon (243 firmes), par la méthode de la régression linéaire. La variable expliquée est la variation du ratio de dette financière totale. Celui ci a été estimé à l'aide d'un modèle de régression linéaire de ce ratio(en y) selon les 9 années (en x). Le premier groupe comprend toutes les observations de l'échantillon, le second comprend les observations de l'échantillon pour lesquelles la variation de dette financière totale est significative pour un risque accepté de 20 %, le dernier comporte les observations de l'échantillon pour lesquelles la variation de dette financière totale est significative pour un risque accepté de 5 %.

Echantillon final	Toutes les observations de l'échantillon	Pente de la dette financière totale : seuil de 20 %	Pente de la dette financière totale : seuil de 5 %
Paramètres	Estimation du coefficient	Estimation du coefficient	Estimation du coefficient
Ordonnée à l'origine	0,053 (4,84)***	0,074 (4,78)***	0,088 (3,97)***
CROIS	0,001 (1,0)	0,006 (1,57)	0,004 (1,00)
RENTA	-0,174 (-6,39)***	-0,214 (-5,56)***	-0,288 (-5,53)***
TAILLE	-0,003 (-4,31)***	-0,004 (-4,50)***	-0,005 (-3,71)***
ECARTS	-0,056 (-5,97)***	-0,064 (-4,84)***	-0,076 (-4,14)***
BFR	-0,012 (-1,90)**	-0,014 (-1,68)**	-0,018 (-1,68)**
TXINV	0,021 (1,25)	0,017 (0,62)	0,044 (1,05)
Nombre d'obs	230 ²⁴	154 ²⁵	101 ²⁶
R carré ajusté	0,2752	0,3529	0,4122

²⁴ 14 observations sont perdues en raison de valeurs manquantes des variables explicatives ou expliquées.

²⁵ 9 observations sont perdues en raison de valeurs manquantes des variables explicatives ou expliquées.

²⁶ 8 observations sont perdues en raison de valeurs manquantes des variables explicatives ou expliquées.

Notes du Tableau 9

Le modèle utilisé est :

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 \text{CROIS}_i + \beta_3 \text{RENTA}_i + \beta_4 \text{TAILLE}_i \\ + \beta_5 \text{ECARTS}_i + \beta_6 \text{BFR}_i + \beta_7 \text{TXINV}_i + \varepsilon_i$$

Avec y_i la variation du ratio de dette financière totale de l'entreprise i , estimée à l'aide d'un modèle de régression linéaire de ce ratio (en y) selon les années 1 à 9 (en x). Les chiffres entre parenthèses sont les valeurs t de Student pour les différents coefficients. Ils sont significatifs pour un risque d'erreur accepté de 10 %*, 5 %** et 1 %***.

Conformément aux attentes, la variable ECARTS est affectée d'un coefficient négatif et très significatif dans chacun des groupes analysés. La variable RENTA est également très significative et négative, comme on pouvait l'espérer. La taille présente elle aussi une relation inverse significative avec les variations de la dette financière totale. Enfin, l'ordonnée à l'origine est significative et positive indiquant un recours important des entreprises à ce type de financement quelle que soit la valeur des variables indépendantes. La variable BFR est significative au seuil de 10 %.

3.3 Analyse en régression logistique

La variable expliquée du modèle précédent est sujette à des erreurs d'estimation puisqu'elle provient de l'utilisation d'un premier modèle. La robustesse des résultats dégagés par la régression en moindres carrés a donc été vérifiée à l'aide d'une analyse de type logistique. Les entreprises notées 1 voient leur endettement augmenter et celles notées 0 voient leur endettement diminuer. Le modèle estime les probabilités d'obtenir le groupe 0, qui correspond donc à la diminution du levier. Le modèle dichotomique est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance. Les facteurs explicatifs retenus sont identiques à ceux précédemment utilisés.

Dans ce modèle, les valeurs numériques des coefficients n'ont pas d'interprétation directe; en revanche leur signe et le fait qu'ils soient ou non significatifs sont interprétables. Le signe permet de savoir si la probabilité de diminution de l'endettement est une fonction croissante ou décroissante de la variable explicative correspondante (toutes choses égales par ailleurs). Lorsque le paramètre estimé est positif et significatif, la variable influence positivement la probabilité de réduction de l'endettement. On s'attend ainsi par exemple à obtenir un coefficient positif pour la variable RENTA car

lorsque la rentabilité augmente, les entreprises disposent généralement des fonds nécessaires au financement de leur croissance et de la diminution de leurs dettes. On s'attend aussi à obtenir également un coefficient positif pour la variable ECARTS : plus l'écart est grand plus on risque d'observer une réduction de la dette financière totale. Le caractère non significatif de certains coefficients permet de repérer des variables expliquant peu les probabilités d'obtention d'une réduction de l'endettement. Le signe des coefficients des variables correspondantes ne sera donc pas discuté. La «qualité» du modèle est mesurée par le rapport du maximum de vraisemblance; les valeurs trouvées : 34, 48 et 39 sont très significatives²⁷. La signification des coefficients estimés est mesurée par un test du Chi deux sur la statistique de Wald.

Les résultats présentés au tableau 10 montrent que les variables les plus significatives sont la rentabilité et l'écart, et ce de façon constante au sein des trois groupes d'observations. La rentabilité est affectée d'un coefficient positif, ce qui signifie que plus la rentabilité augmente, plus les chances d'observer une réduction de l'endettement sont grandes. La variable ECARTS présente également un signe positif. Plus l'écart entre l'endettement de l'entreprise en début de période et le ratio-cible est important, plus on a de chances d'observer une baisse de l'endettement. Inversement, la probabilité d'observer un accroissement de l'endettement au cours d'une période donnée est d'autant plus forte que l'écart par rapport au ratio-cible est faible, ce qui est le cas des entreprises sous-endettées.

La taille devient significative lorsqu'on limite la population aux entreprises ayant une variation significative de l'endettement. Le signe associé au coefficient est positif : plus la taille est grande, plus on a de chance d'observer une réduction de l'endettement. Ce résultat est cohérent avec l'idée que les entreprises de grande taille peuvent plus facilement ramener un endettement élevé vers la cible, en raison d'accès plus faciles et moins onéreux aux marchés des capitaux. Enfin, la variable BFR est faiblement significative dans l'échantillon composé des entreprises pour lesquelles la pente de l'évolution de l'endettement est significative au seuil de 20 %. Le coefficient positif associé implique une plus grande probabilité de réduction de l'endettement lorsque le BFR augmente, ce qui paraît contraire aux attentes.

²⁷ Le seuil est en effet pour une loi du Chi deux à 6 degrés de liberté de 18,55 à 0,5% d'erreur (la probabilité d'observer les relations trouvées alors qu'en réalité elles n'existent pas dans la population est de 0,5 %).

Tableau 10 : Coefficients estimés (niveaux de signification) du modèle explicatif de la variation de l'endettement des entreprises de l'échantillon (243 firmes), par la méthode logistique. On cherche à déterminer quels sont les paramètres qui expliquent la probabilité d'observer une réduction de l'endettement (groupe 0). Un paramètre positif signifie une plus grande probabilité de réduction de l'endettement. Les variations du ratio de dette financière totale sont estimées à l'aide d'un modèle de régression linéaire de ce ratio (en y) selon les 9 années (en x). Le premier groupe comprend toutes les observations de l'échantillon, le second comprend les observations de l'échantillon pour lesquelles la variation de dette financière totale est significative pour un risque accepté de 20 %, le dernier comporte les observations de l'échantillon pour lesquelles la variation de dette financière totale est significative pour un risque accepté de 5 %.

Echantillon final	Toutes les obs. de l'échantillon	Pente de la dette totale : seuil de 20 %	Pente de la dette totale : seuil de 5 %
Paramètres	Estimation du coefficient	Estimation du coefficient	Estimation du coefficient
Ordonnée à l'origine	-2,13 (2,45)	-6,40 (9,72)***	-7,57 (6,45)**
CROIS	-0,29 (0,56)	-0,45 (0,56)	-0,67 (0,62)
RENTA	12,81 (12,34)***	19,32 (13,19)***	22,51 (9,74)***
TAILLE	0,10 (1,57)	0,36 (9,51)***	0,46 (7,35)***
ECARTS	4,85 (15,60)***	6,41 (12,99)***	6,38 (7,79)***
BFR	0,80 (1,15)	2,00 (3,88)*	1,82 (1,98)
TXINV	-1,30 (0,41)	-1,00 (0,09)	-3,64 (0,65)
Nombre d'obs.	231 ²⁸	155 ²⁹	102 ³⁰
Chi deux	34,27	47,70	38,51

²⁸ 12 observations perdues en raison de valeurs manquantes des variables explicatives ou expliquées.

²⁹ 8 observations perdues en raison de valeurs manquantes des variables explicatives ou expliquées.

³⁰ 7 observations perdues en raison de valeurs manquantes des variables explicatives ou expliquées.

Notes du tableau 10 :

Le modèle estimé est le suivant :

$$L_i = \ln \frac{P_i}{(1-P_i)} = \beta_1 + \beta_2 \text{CROIS}_i + \beta_3 \text{RENTA}_i + \beta_4 \text{TAILLE}_i \\ + \beta_5 \text{ECARTS}_i + \beta_6 \text{BFR}_i + \beta_7 \text{TXINV}_i$$

Avec P_i la probabilité d'observer une variation du ratio de dette financière totale de l'entreprise i , et les variables indépendantes. Les chiffres entre parenthèse sont le coefficient de Wald du chi carré (le rapport du coefficient estimé à son écart type), son niveau de signification selon le degré de risque accepté : * 10 %, ** 5 %, *** 1 %.

Conclusion

L'analyse de la relation entre les changements de l'endettement et un vecteur de variables explicatives a été menée à l'aide de méthodes univariées, puis multivariées paramétriques et non paramétriques. Les résultats obtenus sont concordants et permettent de rejeter la principale hypothèse nulle, voulant que la position face au ratio-cible d'endettement n'ait aucun effet sur l'évolution de l'endettement au cours de la période. Tous les tests confirment que la variable ECARTS, qui représente la différence entre le ratio d'endettement réel en début de période et le ratio-cible est positivement associée au désendettement : un écart positif important (qui correspond à un surendettement) est associé à une réduction ultérieure de l'endettement et le sous-endettement est associé à un accroissement ultérieur du ratio de dette. Ceci reste vrai lorsque les autres paramètres explicatifs classiques de l'évolution de l'endettement sont tenus constants. La rentabilité et la taille, qui sont toutes deux associées de façon inverse à l'accroissement de l'endettement, apparaissent comme les deux autres déterminants importants de l'évolution de l'endettement.

Comme Fama et French (1997) l'avaient déjà mis en évidence aux Etats-Unis, les dirigeants des entreprises semblent se comporter comme si ils avaient déterminé un ratio-cible d'endettement. Les résultats obtenus ici sont donc un élément complémentaire dans l'analyse complexe du comportement financier des grandes entreprises.

Bibliographie

- Biais, B., Hillion, P. et J.F. Malécot, «La structure financière des entreprises : une investigation empirique sur données françaises », *Economie et Prévision*, n°120, 1995-4, 15-28.
- Boissonnade, D. et A. Tournier, «L'endettement des entreprises: Une étude sur longue période », *Bulletin de la Banque de France*, 4^{ème} trimestre 1996, Supplément Études, 39-55.
- Bradley M., Jarrel G. A. et H.E. Kim, «On the Existence of an Optimal Structure : Theory and Evidence », *The Journal of Finance*, July 1984, vol 39, 3, 857-880.
- Carpentier, C. *Choix de financement et ratio-cible: le cas français*, Document de travail, CRÉFA, 1999, <http://www.ecn.ulaval.ca/~wcre/Crefa/cahier/liste99.html>.
- De Angelo H. et R. Masulis «Optimal Capital Structure under Corporate and Personal Taxation », *Journal of Financial Economics*, March 1980,8, 3-29
- Dubois, M., «Les déterminants de la structure financière : le cas des grandes entreprises françaises », *Finance*, vol 6,1, 1985, 41-70.
- Fama, E.F. et K.F. French, *Dividends, Debt, Investment, and Earnings*, Graduate School of Business, University of Chicago and Yale University, School of Management, 1997, http://papers.ssrn.com/paper.qry?ABSTRACT_ID=1872.
- Frecka, T.J. et C.F. Lee, «Generalised Financial Ratio Adjustment Processes and their Implications », *Journal of Accounting Research*, Spring 1983, 308-316.
- Goffin, R., *Principes de Finance Moderne*, Economica, 1998, 599 p.
- Harris, M. et A. Raviv, «The Theory of Capital Structure », *The Journal of Finance*, vol. 46, 1, March 1991, 297-355.
- Jalilvand, A. et R.S. Harris, «Corporate Behavior in Adjusting to Capital Structure and Dividend Targets: An Econometric Study », *The Journal of Finance*, mars 1984, vol. 39, 127-146.
- Jog V.J., et A.K. Srivastava, «Corporate Financial Decision Making in Canada », *Canadian Journal of Administrative Sciences*, vol. 11,2, June 1994,156-176.

- Laboureix, L. et A Laurin, «Le risque PME », *Bulletin de la Banque de France, Supplément études*, 4ème trimestre 1994, 93-122.
- Lee C. et C. Wu, «Expectation Formation and Financial Ratio Adjustment Process », *The Accounting Review*, vol 63, 2, April 1988, 292-306.
- Lev, B. «Industry Averages as Target for Financial Ratios», *Journal of Accounting Research*, Autumn 1969, 290-299.
- Lintner, J. «Distribution and Incomes of Corporations among Dividends, retained earnings and taxes», *American Economic Review*, May 1956.
- MacKie-Mason, J.K., «Do Firms Care Who Provide Their Financing? », in *Asymmetric Information, Corporate Finance, and Investment*, edited by G. Hubbard, NBER, Chicago and London The University of Chicago Press, 1990, 63-103.
- Marsh, P., «The Choice Between Debt and Equity: An Empirical Study », *The Journal of Finance*, vol. 37 ,1, 1982, 121-144.
- Mayer, C. (1990), *Financial Systems, Corporate Finance, and Economic Development*, in *Asymmetric Information, Corporate Finance, and Investment*, edited by G. Hubbard, NBER, Chicago and London: The University of Chicago Press, 307-332.
- Miller, M., «Debt and Taxes », *The Journal of Finance*, vol. 32, 1977, 261-275.
- Modigliani F, et M. Miller (1958), «The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment», *American Economic Review*, June 1958, 261-297.
- Myers, S.C., et N. Majluf, «Corporate Financing and Investment Decisions When Firms have Information that Investors do not Have », *Journal of Financial Economics*, vol. 13, 1984, 187-221.
- Myers, S.C., «The Capital Structure Puzzle », *Journal of Finance*, vol. 39, 1984, 575-592.
- Myers, S.C., «Still Searching for Optimal Structure », *Journal of Applied Corporate Finance*, vol. 6, 1, Spring 1993, 4-14
- Opler T., et S. Titman, *The Debt Equity Choice*, Document de travail, Ohio State University, 1996a, <http://www.cob.ohio-state.edu/~fin/faculty/opler/deabs.htm>.
- Opler T., et S. Titman, «Financial Distress and Capital Structure Choice », *Research in Finance*, Vol. 14, 1996b, 1-12.

- Rajan, G.R. et L. Zingales, «What Do We Know About Capital Structure? Some Evidence From International Data», *The Journal of Finance*, December 1995, 1421-1460.
- Remolona, E.M., «Understanding International Differences in Leverage Trends», *FRBNY Quarterly Review*, Spring 1990, 31-42.
- Scott, D.F and D.J. Johnson, «Financing Policies and Practices in large Corporations», *Financial Management*, vol. 11, Summer 1982, 51-59.
- Seth, R., «Corporate Leverage and the Business Cycle », *Contemporary Policy Issues*; 10(1), January 1992, 65-80.
- Shyam-Sunder, L. et S.C. Myers, «Testing Tradeoff Against Pecking Order Models of Capital Structure», *Journal of Financial Economics*, à paraître, 1999.
- Suret J-M., et J-F. L'Her, «L'évolution des structures financières des grandes entreprises canadiennes», dans *Le financement de la croissance au Canada*, University of Calgary Press, 1997, 513-574.
- Taggart, R., *Secular Pattern in The Financing of U.S. Corporations*, dans *Corporate Capital Structure in the United-States*, ed. B. Friedman, Chicago: University of Chicago Press, 1985, 13-75.
- Worldscope-Disclosure, «Data Definitions Guide », 1997

Liste des publications au CIRANO *

Cahiers CIRANO / *CIRANO Papers* (ISSN 1198-8169)

- 99c-1 Les Expos, l'OSM, les universités, les hôpitaux : Le coût d'un déficit de 400 000 emplois au Québec — Expos, Montréal Symphony Orchestra, Universities, Hospitals: The Cost of a 400,000-Job Shortfall in Québec / Marcel Boyer
- 96c-1 Peut-on créer des emplois en réglementant le temps de travail ? / Robert Lacroix
- 95c-2 Anomalies de marché et sélection des titres au Canada / Richard Guay, Jean-François L'Her et Jean-Marc Suret
- 95c-1 La réglementation incitative / Marcel Boyer
- 94c-3 L'importance relative des gouvernements : causes, conséquences et organisations alternative / Claude Montmarquette
- 94c-2 Commercial Bankruptcy and Financial Reorganization in Canada / Jocelyn Martel
- 94c-1 Faire ou faire faire : La perspective de l'économie des organisations / Michel Patry

Série Scientifique / *Scientific Series* (ISSN 1198-8177)

- 99s-19 Subvention gouvernementale et partage du travail : Une analyse économique – II / Paul Lanoie et François Raymond
- 99s-18 Subvention gouvernementale et partage du travail : Une analyse économique – I / Paul Lanoie et Ali Béjaoui
- 99s-17 Content Horizons for Forecasts of Economic Time Series / John W. Galbraith
- 99s-16 Modelling the Role of Organizational Justice: Effects on Satisfaction and Unionization Propensity of Canadian Managers / Michel Tremblay et Patrice Roussel
- 99s-15 Pricing Discretely Monitored Barrier Options by a Markov Chain / Jin-Chuan Duan, Evan Dudley, Geneviève Gauthier et Jean-Guy Simonato
- 99s-14 Shame and Guilt in Lancashire: Enforcing Piece-Rate Contracts / Michael Huberman
- 99s-13 Cost Manipulation Games in Oligopoly, with Costs of Manipulations / Ngo Van Long et Antoine Soubeyran
- 99s-12 Using Employee Level Data in a Firm Level Econometric Study / Jacques Mairesse et Nathalie Greenan
- 99s-11 Incentives for Pollution Control: Regulation or (and?) Information / Jérôme Foulon, Paul Lanoie et Benoît Laplante
- 99s-10 Le coût du capital des entreprises à base de connaissance au Canada / Jean-Marc Suret, Cécile Carpentier et Jean-François L'Her
- 99s-09 Stratégies de financement des entreprises françaises : Une analyse empirique / Cécile Carpentier et Jean-Marc Suret
- 99s-08 Non-Traded Asset Valuation with Portfolio Constraints: A Binomial Approach / Jérôme Detemple et Suresh Sundaresan
- 99s-07 A Theory of Abuse of Authority in Hierarchies / Kouroche Vafaï

* Vous pouvez consulter la liste complète des publications du CIRANO et les publications elles-mêmes sur notre site World Wide Web à l'adresse suivante :
<http://www.cirano.umontreal.ca/publication/page1.html>