UNIVERSITÉ DE GENÈVE

Archive ouverte UNIGE
https://archive-ouverte.unige.ch

Rapport de recherche 2002

Open Access

This version of the publication is provided by the author(s) and made available in accordance with the copyright holder(s).

Déterminants et dynamique de la structure du capital des entreprises suisses : une étudie empirique

Gaud, Philippe; Jani, Elion

How to cite

GAUD, Philippe, JANI, Elion. Déterminants et dynamique de la structure du capital des entreprises suisses : une étudie empirique. 2002

This publication URL: https://archive-ouverte.unige.ch/unige:5810

© This document is protected by copyright. Please refer to copyright holder(s) for terms of use.

Déterminants et dynamique de la structure du capital des entreprises suisses : une étude empirique

Avril 2002
Philippe Gaud et Elion Jani.

Résumé : Cet article analyse les déterminants de la structure du capital d'un échantillon d'entreprises cotées suisse à la lumière des différentes théories financières. Les tests basés sur des modèles statiques et dynamiques confirment que des éléments de la théorie du financement hiérarchique et de la théorie du niveau de financement optimale sont empiriquement présents. Au total, les résultats confirment l'existence d'un processus d'ajustement mais ce dernier se révèle être lent.

Classification JEL : G32
Mots-clés : Structure du capital, données de panel dynamique, Pecking order theory, Trade off theory

Nous tenons à remercier Jaya Krishnakumar et Andi Kabili pour leurs précieux commentaires.
Philippe GAUD, Université de Genève, Département HEC, Philippe.Gaud@hec.unige.ch,
Elion Jani, Université de Genève, Département HEC, Elion.Jani@hec.unige.ch.

1 Introduction

L'objectif de cet article est de confronter les résultats théoriques et empiriques de la littérature sur les déterminants de la structure du capital au marché suisse. A notre connaissance, ce champ d'investigation n'a pas encore été testé. Il est important d'étendre les connaissances sur ce sujet qui a été largement développé en référence aux Etats Unis puis élargi à d'autres pays développés, entre autres par Rajan et Zingales 1995 Kremp et al. 1999 aux pays en voie de développement (Booth et al. 2001). Bien qu'un modèle comprenant un ensemble de variables usuelles soit testé avec les estimateurs généralement admis, l'accent est porté sur l'analyse dynamique en données de panel. Cette approche permet d'étudier un modèle plus proche des enseignements théoriques sur la structure du capital puisqu'elle autorise le test d'hypothèse d'ajustement du niveau de l'endettement. Basé sur l'estimateur de Arenallo et Bond 1991, la spécification économétrique de ce modèle dynamique combine l'utilisation de variables instrumentales et la méthode des moments généralisés (GMM) sans pour autant nécessiter l'utilisation de panels cylindrés. L'utilisation de variables instrumentales permet d'obtenir des estimations consistantes car elle résout les problèmes de corrélations entre la variable retardée, la constante et les termes d'erreurs à condition que les termes d'erreurs soient non corrélés dans le temps (Anderson Hsiao 1982). L'estimation par la GMM permet quant à elle d'obtenir des estimateurs efficients (Arenallo et Bond 1991).

Depuis le modèle canonique de Modigliani Miller (MM) qui conclut à la non pertinence du choix du financement par fonds propres ou par endettement, les travaux sur ce thème se sont attachés à relâcher successivement ou conjointement les hypothèses initiales. Une fois établie l'importance de ce choix, il s'agit d'identifier quels sont les facteurs qui peuvent influencer la structure de financement. Il est aujourd'hui généralement admis que la prise en compte de la fiscalité, des coûts de transactions, des asymétries d'informations, des conflits d'intérêts et de l'interrelation entre la décision d'investissement et de financement conduit à la conclusion que les décisions de financement ne sont pas neutres sur la valeur de l'entreprise. Toutefois, le débat n'est pas clos pour autant. Deux modèles, aux prédictions diamétralement opposées, ont émergé de ces travaux. Le modèle du financement hiérarchique ou pecking order theory (POT) et celui du ratio de financement optimal ou trade off theory (TOT). La validation de l'un ou l'autre de ces modèles est un problème d'ordre empirique. A la lumière des contributions passées cet article s'attache à tester l'existence d'un modèle dynamique d'ajustement au ratio optimal sur le marché suisse.

Il ressort de cette étude que le comportement dynamique de la fonction d'endettement est validé sur le marché suisse, avec des estimations pour les variables explicatives en ligne avec les résultats obtenus sur d'autres marchés mais, que les entreprises suisses subissent des coûts de transactions particulièrement élevés.

Le reste de cet article comporte cinq sections. La seconde section fait la revue de la littérature des recherches empiriques sur les comportements dynamiques de la structure du capital. La troisième section présente l'échantillon et définie les mesures choisies comme variables dans les régressions. Elle traite également des spécifications économétriques de ces régressions. La quatrième section présente et commente l'analyse descriptive et les résultats des approches statiques et dynamiques. La section 5 tire les conclusions.

2 Revue de la littérature

2.1 Les déterminants de la structure du capital

Les théories de la firme ont été profondément enrichies avec les travaux de MM 1958 qui ont démontré que le choix d'une structure du capital n'a pas d'intérêt car il est neutre sur la valeur de la firme. Après quarante ans de recherche sur ce sujet, le cadre de réflexion de MM est aujourd'hui unanimement reconnu dans le champ de la finance. Pour autant, le débat reste toujours d'actualité puisqu'il n'existe pas de théorie universelle sur la structure du capital et qu'il n'y a pas de raison de s'attendre à en voir une émerger (Myers 2001). L'objectif ici n'est pas de faire une revue de littérature exhaustive de la structure du capital, le lecteur se reportera à Harris et Raviv 1991, mais de se concentrer sur les études qui utilisent des variables spécifiques aux entreprises pour déterminer le niveau d'endettement.

D'un coté, la théorie de l'endettement optimale (TOT) a mis en balance les avantages fiscaux et incitatifs de la dette avec les coûts de faillite et les conflits entre actionnaires et créanciers. De l'autre, la différence fondamentale entre l'autofinancement et le financement externe a été soulignée par les approches du financement hiérarchique.

Le courant dominant postule l'existence d'un ratio optimal d'endettement. Ce point d'équilibre est atteint lorsque le gain marginal d'une unité supplémentaire de dette est égal à son coût marginal.

Historiquement, la première hypothèse à avoir été relâchée concerne l'impact fiscal. MM 1958 montrent que pour des entreprises de même classe de risque, la valeur de la firme est une fonction croissante de l'endettement puisque le traitement fiscal de la dette autorise la déductibilité des charges d'intérêts alors que les dividendes et les gains en capital sont sujets à

l'impôt sur les sociétés. Ce résultat ne tient plus lorsque la fiscalité personnelle par classe d'investisseurs est prise en compte (Miller 1977). Ce modèle conclut à nouveau à la non pertinence du choix de la structure de financement. Les études ultérieures ont relâché l'hypothèse de séparation entre les décisions de financement et d'investissement en introduisant les gains fiscaux non liés à l'endettement. DeAngelo et Masulis 1980 proposent un modèle où il existe un niveau interne optimal d'endettement. L'avantage marginal de la dette est d'autant plus faible que la base d'imposition est diminuée par les autres charges non monétaires déductibles. Sur le plan empirique, Graham 2000 estime sur son échantillon d'entreprise américaine par l'utilisation de fonctions d'endettement spécifiques à chaque firme un avantage fiscal moyen lié à la dette de 9.7% de la valeur de marché de l'entreprise. Toutefois, cet avantage n'est plus que de 4.3% après l'introduction de la taxation des personnes physiques.

Dans sa version la plus simple, la TOT oppose à l'avantage fiscal de la dette l'augmentation des coûts de faillite. Les évaluations empiriques des coûts directs de faillite (Altman 1984) concluent à des montants relativement faibles. Une fois les coûts directs multipliés par la probabilité de faillite et actualisés, leur importance n'apparaît significative qu'à la condition d'introduire des coûts indirects de faillite liés à la crainte des obligataires et des autres parties prenantes non financières d'être expropriés par les actionnaires (Titman 1984).

Il est possible d'inclure les coûts d'agence dans une perspective élargie de la TOT. Les difficultés financières exacerbent les conflits d'intérêts entre actionnaires et créanciers, mais ceux-ci existent pour toutes entreprises endettées. Plusieurs auteurs ont montré que pour maximiser la valeur des fonds propres les actionnaires peuvent être amenés à investir de manière sous optimale afin de s'approprier une partie de la richesse qui aurait due revenir aux obligataires. Jensen et Meckling 1976 ont souligné que les actionnaires ont une préférence pour les projets les plus risqués car les obligataires supportent le risque additionnel sans contrepartie en termes d'espérance de gains. L'autre face de ce problème, le sous investissement, a été identifiée par Myers 1977. Il correspond à la situation où les actionnaires n'investissent pas dans des projets à valeur actualisée nette positive car ce surplus reviendrait aux obligataires de l'entreprise déjà passablement endettée. Les obligataires anticipant ces problèmes d'agence, ils en feront supporter le coût aux actionnaires. Néanmoins, le financement par emprunt a des avantages car il permet de réduire les coûts d'agence entre les actionnaires et les managers. En concentrant le capital, il permet d'améliorer la convergence des intérêts entre l'actionnaire dirigeant et les autres actionnaires (Jensen et Meckling 1976).

De plus l'obligation de rembourser la dette à échéances fixes discipline les managers sur l'utilisation du free cash-flow (Jensen 1986).

Pour Donaldson 1961 les firmes se financent prioritairement par autofinancement puis par emprunts et en dernier recours par augmentation de capital. Ce comportement de financement hiérarchique a été modélisé par Myers et Majluf 1984. L'information privilégiée des managers quant aux perspectives de l'entreprise et la valeur de ses titres risqués pose le problème de sous investissement car le recours à un financement externe risqué a alors un coût important. Ce coût est tel qu'il balaie les autres avantages et inconvénients du financement externe et conduit les managers à adopter un mode de financement hiérarchique (Myers 1984).

Toutefois, il faut noter qu'un comportement de financement hiérarchique peut également résulter des conflits d'intérêts entre actionnaires et managers. Les managers cherchent à éviter le rôle disciplinaire de la dette, c'est pourquoi ils préféreront se financer par autofinancement. Ils évitent également de se financer par augmentation de capital car ces opérations nécessitent l'accord des représentant des actionnaires et attirent leur attention, en particulier lorsque l'entreprise performe mal (Grinblatt et Titman 1998). Ce type d'argument est modélisé par Zweibel 1996 où les managers fixent eux même un niveau de dette et de dividendes pour asseoir leur crédibilité envers le marché et éviter que le market for corporate control ne les remplacent.

2.2 Etudes empiriques de la fonction d'endettement

Les premières études empiriques sur les déterminants de la structure du capital, principalement sur le marché américain, ne sont pas récentes (Taggart 1977, Marsh 1982, Jalilvand et Harris 1984). Toutefois ce champ d'investigation s'est enrichi ces dernières années. Rajan et Zingales 1995, Booth et al 2001, se sont penchés sur les déterminants de la structure du capital dans une perspective internationale. Kremp et al 1999, De Miguel Pindado 2001, Ozkan 2001, ont utilisé des modèles économétriques mieux spécifiés à l'étude de comportement d'ajustement dynamique.

Taggart 1977 montre que les firmes américaines ont un comportement d'ajustement à un niveau d'endettement cible à long terme. Il note néanmoins que la vitesse d'ajustement est lente, le financement à court terme absorbant une part importante des fluctuations dans le déficit de financement. Par ailleurs, la vitesse d'ajustement est affectée par des variables macroéconomiques comme le niveau du prix des actions et celui des taux d'intérêts. Ce résultat est confirmé par Marsh 1982 et Jalilvand et Harris 1984. Marsh 1982 étudie la

problématique du choix d'un véhicule de financement lors d'un investissement important à l'aide d'un modèle logit sur le marché britannique. Ce modèle repose sur l'hypothèse que la décision est prise en fonction de l'écart entre le niveau d'endettement optimal à long terme et le niveau qui précède la décision. Jalilvand et Harris 1984 utilisent un modèle d'équations simultanées d'ajustement partiel à des objectifs cibles exogènes. Sur leur échantillon de firmes américaines ils observent un comportement d'ajustement pour les dividendes, les emprunts, les variations des fonds propres externes et les disponibilités où la vitesse d'ajustement est affectée par le niveau des taux d'intérêts, le prix des actions et la taille. Titman et Wessels 1988 portent un soin particulier à la formulation d'hypothèses testables qui utilisent les caractéristiques de financement identifiées dans les modèles théoriques. Ils soulignent toutefois la difficulté à définir pour trouver des mesures spécifiques et clairement définies. Leur modèle utilise une technique d'analyse de facteurs en vue d'estimer l'impact des attributs non observables dans le choix du niveau de financement. Ils confirment l'importance des coûts de transactions pour les petites entreprises, ces dernières se finançant plus fréquemment par de la dette à court terme. Ils montrent également l'importance de la spécificité de l'entreprise sur l'endettement. L'étude en coupe transversale du niveau de financement des entreprises du G7 par Rajan et Zingales 1995 est notable car elle est la première à exporter et à tester la robustesse des enseignements théoriques et empiriques américains. Ils soulignent l'importance de mettre en perspective ces enseignements avec le contexte institutionnel propre à chaque pays. Ils réfutent l'idée reçue selon laquelle les entreprises de pays appartenant au modèle de la banque universelle seraient plus endettées que celles appartenant au modèle anglo-saxon. En revanche, ils admettent que cette distinction est importante pour l'analyse en termes de financement privé ou public.

D'autres différences institutionnelles sont identifiées et analysées à la lumière des enseignements théoriques comme le régime fiscal, le droit de la faillite et la concentration du capital. Les résultats confirment dans une large part l'importance des quatre variables explicatives qu'ils utilisent : la taille, les options de croissance, la rentabilité et les garanties. Malgré les profondes divergences institutionnelles, ces variables se révèlent également importantes dans une étude en données de panel sur l'endettement de dix pays en voie de développement (Booth et al. 2001).

Ces résultats ne sont toutefois pas pleinement satisfaisants, en particulier des critiques existent quant à la spécification des modèles et au choix des mesures retenues. Par exemple, l'utilisation de moyenne à long terme du ratio d'endettement comme mesure du ratio optimal conduit à utiliser l'information future dans l'estimation (Taggart 1977, Marsh 1982, Jalilvand

et Harris 1984) et les biaise. De plus, ces tests ne parviennent pas à rejeter l'hypothèse d'un comportement de financement en terme d'endettement optimal lorsque des simulations de comportement hiérarchique sont testées (Shyam-Sunders et Myers 1999). Toutefois, les travaux de Shyam-Sunders et Myers 1999 ne sont pas exempts de critiques. Chirinko et Singha 2000 montrent que leurs tests peuvent amener à des conclusions erronées. De plus, Frank et Goyal 2000 ne confirment pas que le niveau d'endettement soit fondamentalement déterminé par le besoin de financement. En particulier les prédictions quantitatives de la POT ne passent pas le test primordial de la décomposition du besoin de financement et ne sont pas observées même sur un sous échantillon où les asymétries d'informations sont supposées très fortes. En revanche, ils confirment la validité d'un modèle d'ajustement dynamique où le ratio cible et/ou la vitesse d'ajustement sont déterminés par les variables utilisées par Rajan et Zingales 1995. La spécification dynamique en données de panel pose des problèmes de corrélation entre la variable retardée et les résidus et nécessite donc des modèles d'estimations mieux spécifiés que des modèles à effets fixes. Ces modèles sont du type de celui développé par Arenallo et Bond 1991. L'étude économétrique poussée du comportement d'endettement d'un large échantillon d'entreprises allemandes et françaises de toutes tailles confirme l'importance de spécification dynamique et du contexte institutionnel (Kremp et al. 1999). L'existence d'un comportement dynamique d'ajustement partiel au niveau d'endettement cible déterminé de manière endogène est également mis en évidence sur la marché anglais par Ozkan 2001 et sur le marché espagnol par De Miguel et Pindado 2001. Ces auteurs soulignent tous que le contexte institutionnel joue un rôle important dans les coûts d'ajustements. Par exemple, De Miguel et Pindado 2001 avancent que les faibles coûts d'ajustements pour les firmes espagnoles par rapport au marché américain s'expliquent par un financement bancaire plus important en Espagne.

3 Variables, spécifications économétriques des modèles et échantillons

3.1 Mesures des variables expliquées et explicatives

3.1.1 Variables dépendantes

Deux mesures traditionnelles du niveau d'endettement sont retenues. La première qui est purement comptable mesure le niveau d'endettement comme étant le ratio total actif moins la valeur comptable des fonds propres sur le total des actifs. La seconde substitue à la valeur comptable des fonds propres leur valeur de marché.

Il est important d'effectuer les estimations avec ces deux mesures pour contrôler les possibles corrélations fallacieuses qui peuvent résulter d'une possible divergence entre la mesure utilisée dans les régressions et la mesure retenue par les managers pour fixer le niveau d'endettement. Par exemple, sous l'hypothèse que les options de croissance ne modifient pas la valeur comptable des fonds propres, lorsque les managers fixent le niveau d'endettement en termes comptables, une corrélation fallacieuse négative peut exister entre la mesure de l'endettement en termes de valeur de marché et les options de croissance lorsque ces dernières sont mesurées par le ratio valeur de marché des fonds propres sur valeur comptable des fonds propres (MTB). Néanmoins, dans le cas contraire, lorsque les managers fixent des objectifs en valeur de marché et que la mesure est comptable, les options de croissance peuvent avoir un impact positif sur le niveau d'endettement dû à l'ajustement au levier optimal. Ce type d'argument défendu par Titman et Wessels 1988 les conduit à insister sur l'importance d'obtenir des corrélations de signe identique selon les mesures. Afin de vérifier la robustesse des résultats obtenus, les régressions ont été menées en distinguant l'endettement à long terme et l'endettement à court terme[1].

3.1.2 Variables explicatives

3.1.2.1 Opportunités de croissance

Dans la perspective des coûts de faillites, la présence d'options de croissance devrait limiter le recours à la dette puisque la valeur de ces actifs est quasiment nulle en cas de liquidation.

[1] Les résultats de ces régressions ne sont pas présentés dans les tableaux, mais sont disponibles sur demande.

En ce qui concerne les conflits d'agences entre les actionnaires et les managers le choix d'un mode de financement externe est également influencé par cette variable. L'existence d'option de croissance favorise l'alignement des intérêts et le financement par fonds propres est alors un choix judicieux. (Jung et al. 1996). Par contre en leur absence, la dette est le véhicule approprié car elle discipline les managers (Jensen 1986, Stulz 1990).

Selon Myers 1977 les coûts d'agence entre actionnaires et créanciers seront d'autant plus élevés que la valeur des opportunités de croissance futures de l'entreprise est plus importante par rapport à la valeur actuelle des actifs en place. Les créanciers étant au courant de cette situation où la firme peut parfois se mettre dans des situations de sous-investissement ils préféreront revoir la politique des prêts et surtout des prêts à long terme. On doit alors s'attendre à une relation négative entre le niveau d'endettement et les opportunités de croissance. Les coûts d'agence entre actionnaires et créanciers peuvent tout de même être allégés si la firme se finance plutôt par de la dette à court terme (Titman et Wessel 1988) ou par des emprunts convertibles (Jensen Meckling 1976, Smith Warner 1979). De même, des relations privilégiées entre les créanciers et l'entreprise peuvent réduire le problème des asymétries d'information inhérentes aux options de croissance et favoriser leur financement bancaire.

A contrario, dans une perspective de financement hiérarchique (Myers 1984, Myers Majluf 1984), les entreprises avec de fortes options de croissance et un besoin de financement important feront prioritairement appel à l'endettement. Les sources de financement externes les moins sujettes aux asymétries d'information comme par exemple l'endettement à court terme seront privilégiées.

Harris et Raviv 1991 notent que le ratio valeur de marché des fonds propres sur leur valeur comptable ou market to book (MTB) est fréquemment utilisé comme mesure des options de croissance. Bien qu'ils reconnaissent que les firmes avec de nombreuses options de croissance devraient avoir un ratio élevé, ils notent que ce n'est pas la seule raison qui puisse expliquer un niveau important : il se peut également qu'une firme ait peut d'options de croissance et un ratio élevé si la valeur de ses actifs en place s'est appréciée depuis leurs achats. D'autres mesures ont été utilisé comme les dépenses en marketing et en recherche et développement, les dépenses d'investissement (Titman et Wessels 1988). La mesure MTB a été retenue ici par souci de comparabilité avec la plupart des études et par l'insuffisance de l'information relative aux mesures alternatives.

La relation négative entre les options de croissance et l'endettement est confirmée empiriquement entre autres par Rajan et Zingales 1995. Ces derniers notent toutefois que cette

corrélation négative est due en grande partie aux firmes qui émettent des fonds propres. C'est pourquoi ils avancent une explication alternative : les entreprises auraient tendance à émettre des fonds propres lorsque le prix des actions est élevé. Hovakimian et al. 2001 remarquent que ce comportement peut s'expliquer par une diminution du ratio optimal dû à la modification du portefeuille d'actifs de l'entreprise en faveur des options de croissance.

3.1.2.2 Taille

Plusieurs arguments conduisent à supposer une relation positive entre la taille et l'endettement. Tout d'abord la probabilité de faillite est réduite dans les entreprises de taille importante car la diversification des activités réduit la volatilité des cash-flows et donc la probabilité de faillite (Titman et Wessels 1988, Rajan et Zingales 1995). Par ailleurs, Ferri et Jones 1979 notent que les grandes entreprises ont plus d'accès aux marchés financiers et peuvent emprunter à de meilleures conditions. Finalement, pour les petites entreprises, les conflits d'agence entre actionnaires et obligataires peuvent être plus sévères puisque les dirigeants sont souvent des actionnaires importants et que ces firmes disposent de plus de souplesse dans leur choix d'investissement (Grinblatt et Titman 1998). Ce problème peut être limité en octroyant aux petites entreprises du crédit à court terme.

Néanmoins une approche fondée sur les asymétries d'information peut conduire à supposer une relation négative entre la taille et l'endettement. Il se peut, comme le note Rajan et Zingales 1995, que la taille serve de mesure inverse de l'information obtenue par les investisseurs externes. Toutefois, ils n'observent pas que les grandes entreprises émettent plus de titres sensibles aux asymétries d'information. De plus, la relation négative entre la taille et l'endettement reste spécifique à l'Allemagne. Kremp et al. 1999 notent également l'importance du financement bancaire pour les entreprises de petites tailles en Allemagne. Les caractéristiques du droit de la faillite et du système de la banque principale (Hausbank) allemand offrent une explication à l'exception allemande qui ne repose pas sur les asymétries d'information avec tous les investisseurs externes[2].

Le cas allemand mis à part, la relation positive entre la taille et l'endettement est confirmée dans un certain nombre d'études (Rajan et Zingales 1995, Booth et al. 2001, Frank

[2] Le cas spécifique de l'Allemagne tient selon Friderishs et al. 1999 au fait que certains créanciers et en particulier les banques bénéficient d'une solide protection en cas de faillite. la législation leur permet de limiter dans une large mesure le risque de défaut. De plus le système de la « Hausbank » qui est caractérisé par une relation étroite entre la banque principale et les propriétaires permet une meilleure appréciation de la situation réelle et offre des garanties qui ne figurent pas au bilan comme les avoirs privés des propriétaires. Dès lors le rôle des fonds propres diminue puisqu'en situation risquée, la cession d'actifs fournit une couverture plus sûre pour les prêts que celle offerte par les fonds propres.

et Murray 1999). D'autres études trouvent des relations faibles (Ozkan 2001) ou non significative (Kremp et al. 1999) entre la taille et l'endettement et hésitent à conclure.

Le logarithme naturel des ventes est retenu ici comme mesure de la taille (Titman et Wessels 1988, Rajan et Zingales 1995, Ozkan 2001), l'alternative constituée par le total des actifs peut poser des problèmes liés aux méthodes d'évaluation comptables.

3.1.2.3 Rentabilité

L'impact de la rentabilité sur le niveau d'endettement fait l'objet d'une controverse théorique. Selon la POT, les entreprises utilisent d'abord l'autofinancement, puis la dette et en dernier lieu l'émission d'action pour financer leurs investissements. Toutes choses égales par ailleurs, les firmes plus rentables ont alors plus d'autofinancement d'où une relation négative entre la rentabilité et l'endettement. Cette description est validée par l'un des résultats empiriques les plus réguliers, par exemple la revue de littérature de Harris et Raviv 1991, l'étude sur les pays membres du G7 de Rajan et Zingales 1995 et celles sur 10 pays en voie de développement de Booth et al. 2001 ont toutes conclu à une relation négative entre la rentabilité et l'endettement. Dans le cadre de la TOT, la relation entre l'endettement et la rentabilité devrait être positive. Une entreprise rentable aura une préférence pour la dette car les intérêts sont déductibles de son résultat fiscal. Par ailleurs, si la rentabilité passée est une bonne approximation de la rentabilité future, une entreprise très rentable aura une probabilité plus forte de rembourser ses dettes.

Toutefois des modèles théoriques dynamiques qui supposent l'existence d'un niveau optimal d'endettement de type Fischer et al. 1989, Leland 1998 montrent qu'il existe des coûts d'ajustements pour s'ajuster vers le haut au ratio cible alors que les entreprises remboursent naturellement leur dette avec l'autofinancement. Ces coûts autorisent donc un comportement de type financement hiérarchique à court terme dans un cadre de niveau de financement optimal.

Plusieurs approches permettent de mesurer la rentabilité. Ici la rentabilité de tous les actifs a été retenue mesurée par le ratio résultat avant intérêts et impôts sur total actif (Rajan et Zingales 1995, Booth et al. 2001).

3.1.2.4 Garanties

Les actifs corporels ont un impact sur le niveau d'endettement car ils sont moins sujets aux asymétries d'informations et perdent, en cas de liquidation, moins de valeur que les actifs incorporels. Ils offrent donc plus de garanties aux créanciers.

Les risques d'alea moral sont moindres si l'entreprise qui s'endette offre des garanties réelles. On s'attend alors à ce que ce signal soit perçu positivement par les créditeurs lesquels peuvent exercer ces garanties en cas d'insolvabilité. Selon Scott 1977, une entreprise peut augmenter la valeur des actions en émettant de la dette avec des garanties en expropriant de la richesse aux autres créditeurs non garantis. Ainsi les firmes ont une incitation à émettre de la dette garantie et on s'attend à une corrélation positive entre les garanties et le niveau d'endettement.

Les modélisations théoriques des conflits d'agence entre actionnaires et managers sont plus ambiguës quant aux conséquences de l'existence de garanties au bilan. Harris et Raviv 1990 qui modélisent le refus des managers à liquider l'entreprise bien que sa valeur de liquidation soit supérieure à sa valeur « going concern », utilisent le défaut de paiement comme outil de résolution du conflit. Leur modèle prédit alors, que les firmes avec le plus d'actifs corporels prendrons plus de dettes car elle permet d'augmenter la probabilité de faillite. Toutefois, en cas de faillite, la valeur résiduelle de l'entreprise reste importante. En revanche, pour les modèles qui utilisent comme rôle disciplinaire de la dette la réduction des flux de trésorerie disponibles (Grossman et Hart 1982, Jensen 1986, Stulz 1990), c'est vraisemblablement lorsqu'une entreprise aura peu d'actifs corporels qu'elle devra au contraire s'endetter puisqu'il est plus délicat pour les actionnaires de contrôler les dépenses excessives des managers

Dans le cadre de la POT, les firmes avec peu d'actifs corporels seront les plus sensibles aux asymétries d'informations. Dès lors, elles utiliseront la dette qui est un véhicule de financement externe moins sensible aux asymétries d'information que les actions. (Harris et Raviv 1991).

Des études récentes comme celles de Rajan et Zingales 1995, Kremp et al 1999, Hovakimian et al. 2001, Frank et Goyal, trouvent des relations positives et significatives entre les garanties et le niveau d'endettement. En revanche, les résultats de Titman et Wessels 1988 ne permettent pas de conclure.

Le ratio actifs corporels nets plus stocks sur total actif a été retenu comme mesure. Cette mesure a été retenue par Kremp et al. 1999. Une fraction de l'endettement total peut servir à financer les stocks. De plus, ces derniers conserve une certaine valeur en cas de liquidation.

3.1.2.5 Risque opérationnel

L'endettement augmente la volatilité du résultat net. Il devrait donc être négativement corrélé au risque opérationnel car dans le cas contraire il en résulte une plus forte probabilité de faillite et une plus faible probabilité que l'entreprise puisse utiliser la totalité de ses charges d'intérêts en déduction de son résultat fiscal.

Dans une perspective de financement hiérarchique, la volatilité des résultats peut amener les firmes à constituer une réserve d'actifs facilement mobilisables afin de ne pas avoir à souffrir du problème de sous investissement dans le futur. Il s'ensuit que la volatilité du résultat devrait également être négativement corrélée à l'endettement.

La mesure du risque opérationnel pose d'importants problèmes. Une telle variable devrait mesurer le différentiel entre l'espérance de rentabilité de l'entreprise et celle du marché normé par la spécificité des actifs. Plusieurs auteurs utilisent comme mesure la volatilité du résultat opérationnel (Titman et Wessels 1988, Booth et al 2001). Afin de ne pas utiliser l'information future dans nos estimations nous avons retenu une mesure proche de celle utilisée par Kremp et al. 1999. Ils mesurent le risque comme le pourcentage de l'écart au carré entre la rentabilité de l'entreprise et la moyenne en coupe transversale sur l'échantillon. A cette variable nous avons rajouté l'information relative au signe de la différence entre la rentabilité de l'entreprise et celle de l'échantillon.[3] Une telle mesure reste limitée dans sa capacité à intégrer la dimension temporelle du risque opérationnel.

[3] Une mesure plus intuitive consisterait à ne pas utiliser le carré de la différence mais la différence. Une telle mesure souffre d'un important problème de colinéarité avec la variable rentabilité alors que la variable retenue a des VIF largement inférieurs à 10 (Chatterjee Price 1977)

3.2 Modèles économétriques

3.2.1 Modèle statique

Les études disponibles sur la structure du capital se limitent souvent à une approche statique. Toutefois les articles les plus récents (Ozkan 2001, Kremp et al. 1999 De Miguel et Pindado 2001) enrichissent l'analyse par l'utilisation d'une approche dynamique pour appréhender les décisions des entreprises en matière de structure de financement. Comme cette étude est une première pour la Suisse, il paraît évident de présenter les deux approches qui ne sont pas exclusives mais plutôt complémentaires.

le modèle statique teste l'hypothèse de MM selon laquelle le niveau d'endettement est une variable aléatoire. L'estimation par les moindres carrés ordinaires de toutes les données empilées présuppose l'homogénéité des firmes, ce qui peut conduire à des estimations biaisées. Les disparités juridiques cantonales, la plus ou moins forte exposition à l'exportation, le secteur d'activité et l'aversion au risque des managers sont quelques raisons qui argumentent en faveur d'un relâchement de l'hypothèse d'homogénéité. Par ailleurs, il semble important d'inclure des variables indicatrices temporelles pour contrôler les chocs macroéconomiques et les modifications du contexte institutionnel qui affectent toutes les firmes. L'économétrie de panel permet de contrôler l'hétérogénéité des observations dans leurs dimensions individuelles soit par la prise en compte d'un effet spécifique supposé certain (fixed effects) soit par la prise en compte d'un effet spécifique non observable (random effects). La dimension temporelle est prise en compte par l'introduction de variables muettes. L'estimation par effets fixes qui utilise les écarts aux moyennes individuelles élimine les différences persistantes entre les firmes. Cette procédure privilégie la variabilité intra entreprises. En outre, elle présente également l'avantage de pouvoir identifier et mesurer des effets qui ne sont pas directement observables en coupe transversale ou en séries temporelles.
Toutefois, le modèle à effets fixes équivaut à introduire des variables muettes pour chaque individu et il est par conséquent coûteux en terme de degré de liberté (Green 1993). Le modèle à effets aléatoires suppose quant à lui l'indépendance entre le terme d'erreurs qui prend en compte l'effet spécifique et les variables explicatives. Deux tests sont donc critiques pour valider la spécification du modèle. Un test de Chow permet de vérifier l'existence d'un effet individuel (Hsiao 1986) et un test de Hausman, permet de valider l'exogénéité de l'effet spécifique par rapport aux variables explicatives (Hausman 1978). Si les deux hypothèses nulles sont rejetées, le modèle à effets fixes sera retenu. Un test de Wald sur l'importance

conjointe des variables indicatrices temporelles est également reporté. Le modèle statique se présente sous la forme suivante :

$$y_{it}=\beta X_{it}+\gamma_i+\lambda_t+\varepsilon_{it}$$

Avec $i=1,...,T$ et $t=1,...T$

y_{it} : variable endogène, soit la mesure de l'endettement retenue pour l'entreprise i et l'année t.

X : vecteur des variables explicatives retenues.

γ_i : variable indicatrice de la firme i.

λ_t : variable indicatrice de l'année t.

ε_{it} : terme d'erreurs résiduel.

Dans un souci de robustesse, des estimations par les moindres carrés ordinaires, des estimations de type Fama et MacBeth 1973 qui consistent à estimer les régressions en coupe transversale pour chaque année et ensuite à tester les coefficients estimés annuels et finalement des estimations par les moindres carrées avec des variables indicatrices pour le temps et/ou le secteur d'activité sont également présentées.

3.2.2 Modèle dynamique

La fonction d'endettement d'une entreprise est dynamique par nature et faire l'hypothèse qu'il n'existe pas de coûts d'ajustement ne semble pas réaliste. Si les coûts de transaction sont intégrés, le modèle prend alors la forme suivante :

$$y_{it}-y_{it-1}=\alpha\left(y_{it}^*-y_{it-1}\right),\ 0<\alpha<1 \text{ et } y_{it}^*=\beta X_{it}+\gamma_i+\lambda_t+\varepsilon_{it}$$

Avec y_{it}^* : mesure du niveau d'endettement cible.

α : mesure des coûts d'ajustement. Si ces coûts sont nuls, l'ajustement est immédiat.

Une fois développé, ce modèle consiste donc à estimer l'équation suivante :

$$y_{it}=(1-\alpha)y_{it-1}+\alpha\beta X_{it}+\gamma_i+\lambda_t+\varepsilon_{it}$$

L'économétrie de panel permet l'étude de comportement dynamique au niveau individuel, mais le modèle à effet fixes et le modèle à effets aléatoires conduisent alors à des estimations biaisées et inconsistantes. Le problème résulte de la corrélation des termes d'erreurs avec la variable retardée. L'utilisation des variables instrumentales appliquées au modèle à effets fixes permet la prise en compte de l'endogénéité de la variable expliquée retardée. Par ailleurs, l'utilisation d'instruments pour les variables explicatives permet de résoudre deux problèmes présents dans le modèle statique. D'une part un biais de simultanéité peut exister entre le niveau d'endettement et les variables explicatives qui conduit à une violation de l'hypothèse d'exogénéité des régresseurs. D'autre part, il peut exister une erreur

de mesure dans les variables. Arenallo et Bond 1991, dans le cas de panel ou le nombre d'années est restreint et le nombre d'entreprises important, suggèrent d'estimer l'équation 2 en différences premières et d'utiliser toutes les variables en niveaux retardées deux fois ou plus comme instruments valides. En effet, l'utilisation des différences premières élimine l'effet spécifique aux entreprises et évite donc le problème de corrélation des variables explicatives avec les effets spécifiques inobservables des entreprises qui existent lors d'estimations en niveau. Toutefois un problème de corrélation entre le terme d'erreur et les variables explicatives, dont la variable retardée, subsiste, d'où l'utilisation de variables instrumentales. Afin d'améliorer l'efficacité de l'estimation, ils couplent cette approche avec la méthodes des moments généralisés (GMM). Leur estimateur à deux étapes suppose dans un premier temps que les termes d'erreurs soient indépendants et homoscédastiques entre les firmes et dans le temps. La deuxième étape utilise les résidus obtenus pour construire une estimation consistante de la matrice des variances-covariances et ainsi relâcher les hypothèses précédentes. Cette méthode à deux étapes autorise donc la prise en compte de l'hétéroscédasticité entre les entreprises, l'autocorrélation des termes d'erreurs et les biais de simultanéité et d'erreurs de mesure (Kremp et al. 1999). La consistance de l'estimateur GMM de Arenallo et Bond 1991 repose sur les hypothèses qu'il n'y a pas d'autocorrélation d'ordre deux dans les erreurs de l'équation en différence première, $E[?u_{it}, ?u_{it-2}]=0$ et que les instruments sont valides. Ils suggèrent deux tests dont le rejet de l'hypothèse nulle permet de confirmer la spécification du modèle : un test direct m2 de l'autocorrélation des résidus d'ordre deux et un test de Sargan de la sur-identification des restrictions. Un test de Wald sur l'importance conjointe des variables indicatrices temporelles est également reporté. Arenallo et Bond 1991 montrent toutefois que lorsque le nombre de firmes est petit, les écarts-types asymptotiques pour l'estimateur en deux étapes sont biaisés vers le bas. Par contre l'estimateur en une étape est asymptotiquement inefficient par rapport à celui en deux étapes même lorsque les termes d'erreurs sont homoscédastiques. Puisque les écarts type de l'estimateur en une étape sont potentiellement plus fiables pour réaliser des inférences, les régressions ont été réalisées avec une et deux étapes et les écarts types robustes sont alors reportés pour l'estimateur à une étape. Néanmoins, les simulations montrent que le test de Sargan a une forte tendance à rejeter trop souvent la sur-identification en présence d'hétéroscédasticité pour l'estimateur à une étape.

3.3 Echantillon

L'échantillon est constitué d'entreprises suisses cotées à la bourse SWX pour la période 1991-2000. Les données annuelles proviennent de la base de données Worldscope. Lors de la construction de notre échantillon les entreprises appartenant au secteur de la finance, de l'immobilier et celles qui sont réglementées par l'Etat ont été exclues. La structure financière des banques, des compagnies d'assurance, des sociétés immobilières et de participations répond à des exigences spécifiques et ne reflètent pas directement des logiques industrielles. Le financement des entreprises réglementées par l'Etat (gaz, électricité) peut être affecté par des considérations politiques qui ne correspondent pas aux critères de marché. Dans un souci de comparaison temporelle, les données ont été corrigées de l'inflation avec comme année de base 1992. Cette base de données primaire a été complétée à l'aide des rapports annuels disponibles et du guide des actions suisse (Finanz und Wirtschaft 1991-2001) Cet échantillon a ensuite été nettoyé. Les observations dont les rubriques de bilan étaient négatives ont été supprimées[4]. Ensuite les observations aberrantes ont été éliminées en suivant une procédure de nettoyage similaire à Kremp et al. 1999. Les entreprises dont les observations se situent hors de l'intervalle défini par les premier et troisième quartiles plus ou moins cinq fois l'écart interquartile ont été exclues pour les mesures de rentabilité, de garanties et des options de croissances. Pour les mesures de l'endettement, seules les observations situées hors de cet intervalle pour la partie haute ont été supprimées. La concentration du nombre d'observations, le changement de normes comptables courant 1991 et la disponibilité des données requises pour la distinction entre les différents types d'endettement ont conduit à mettre l'accent sur la période 1991-2000. Les modèles dynamiques nécessitent l'utilisation de séries temporelles continues assez longues en particulier car ils requièrent l'utilisation de variables retardées et de variables instrumentales. C'est pourquoi le sous échantillon où au minimum six années consécutives de données sont disponibles pour chaque entreprise a été retenu[5]. Au total l'échantillon regroupe 967 observations pour 106 entreprises.

[4] A l'exception des postes « Bénéfices accumulés » et « Autres actifs » qui ont été affectés par la révision de la loi comptable de 1991.
[5] Les estimations réalisables ont été menées sur les autres échantillons.

4 Résultats empiriques

4.1 Analyse descriptive

Une première approche instructive sur le comportement d'endettement des entreprises suisses cotées consiste en une analyse du bilan type pour différentes années présenté dans le tableau I. L'endettement total a tendance à diminuer sur la période, avec un niveau moyen qui oscille aux alentours de 56.5%, mais qui passe de 57.3% en 1991 à 54.2% pour 2000. Mettre en perspectives ce tableau avec des études sur d'autres marchés est délicat. Il existe d'importantes divergences comptables et institutionnelles. Ces limitations retenues, le niveau d'endettement des entreprises de cet échantillon se situe à un niveau comparable à celui des entreprises américaines (Frank et Goyal 1999), mais à un niveau inférieur à celui des entreprises française et allemandes (Kremp et al.1999). Notons toutefois que l'échantillon de Kremp et al. 1999 comportent des PME et que ces dernières sont souvent sujettes à des problèmes de sous capitalisation. L'endettement à long terme moyen diminue continuellement pour la période sous revue, de 21.3% pour 1991 à 15.6% pour 2000. Cette diminution est partiellement compensée par l'augmentation de l'endettement à court terme qui passe de 27.8% en 1991 à 31.3% en 2000. La légère recapitalisation des entreprises de l'échantillon a été principalement réalisée par du financement externe, l'autofinancement mesuré par les réserves diminue légèrement sur la première partie de la période, de 30.1% en 1991 à 28.0% en 1994, pour se redresser dès 1996 et atteindre un niveau comparable à celui de 1991 en 2000.

Si le trait marquant de l'évolution du passif semble être une substitution de la dette à long terme au profit du court terme et du financement par fonds propres externes, en ce qui concerne l'actif, il faut le voir dans l'augmentation importante des actifs incorporels dès 1994. Ces derniers sont passés de 1.7% en 1994 à 7.3% en 2000. Cette augmentation a été compensée par une baisse des actifs corporels de 39.8% en 1994 à 32.0% en 2000. Au total, il semble que la structure du financement des entreprises de cet échantillon ne se soit pas profondément modifiée sur la période.

Tableau I: Bilan type des entreprises industrielles suisses.

Ce tableau présente les postes de bilan moyens et médians pour les entreprises industrielles suisses cotées à la SWX pour 1991, 1994, 1997 et 2000. Les firmes financières et réglementées ont été exclues. Le montant reporté pour chaque poste représente la valeur moyenne (médiane) des firmes dont les données sont reportées dans worldscope sur une base de six années consécutives minimum du poste exprimé en pourcentage du total des actifs comptables.

	1991			1994			1997			2000		
	N	Moyenne	Médiane	N	Moyenne	Médiane	N	Moyenne	Médiane	N	Moyenne	Médiane
Disponibilités	85	14.6	12.1	100	16.2	12.8	105	14.1	11.6	86	14.0	12.4
Créances d'exploitation	85	19.3	17.5	99	18.4	17.0	105	19.5	19.0	76	23.7	22.8
Stocks	83	18.3	17.9	100	17.3	16.8	105	16.2	15.3	76	16.5	15.3
Autres Actifs Circulants	85	1.7	0.8	100	1.7	1.0	105	2.0	1.3	85	5.7	1.6
Total Actifs Circulants	**85**	**53.4**	**55.6**	**100**	**53.5**	**55.3**	**105**	**51.8**	**53.5**	**85**	**55.6**	**58.1**
Actifs Corporels Immobilisés	85	39.0	38.1	100	39.8	39.9	105	38.7	38.0	86	32.0	30.4
Actifs Financiers	84	5.0	2.9	99	4.5	1.8	104	5.0	2.0	76	4.0	1.9
Actifs Incorporels	80	1.6	0.0	100	1.7	0.2	104	3.8	0.6	84	7.6	3.9
Autres Actifs	84	0.1	0.0	100	0.5	0.0	104	0.7	0.0	84	1.6	0.0
Total Actifs	**85**	**100**	**100**	**100**	**100**	**100**	**105**	**100**	**100**	**86**	**100**	**100**
Dettes Financières à court terme	76	7.9	6.2	97	8.8	6.9	104	8.9	7.8	84	8.1	7.2
Dettes d'exploitation	77	10.7	8.9	98	8.8	7.2	101	9.1	7.2	75	10.0	8.2
Autres passifs circulants	81	10.3	8.1	99	12.0	10.3	104	13.3	11.4	84	14.1	12.3
Total Passifs circulant	**84**	**27.8**	**26.2**	**100**	**29.0**	**27.8**	**105**	**30.7**	**29.9**	**86**	**31.3**	**30.0**
Dettes Financières à long terme	85	21.3	19.4	100	19.4	17.8	105	17.0	14.3	85	15.6	14.5
Autres Passifs	84	8.4	7.0	100	9.1	8.4	105	8.7	8.2	85	7.4	6.6
Total Fonds Etrangers	**85**	**57.3**	**57.2**	**100**	**57.5**	**58.9**	**105**	**56.3**	**57.1**	**86**	**54.2**	**56.1**
Résultat et Réserves	85	30.1	31.2	100	28.0	28.2	104	29.0	28.9	77	31.7	27.5
Actions Préférentielles	83	0.0	0.0	95	0.0	0.0	99	0.0	0.0	84	0.0	0.0
Capital Action et Primes d'émission	85	12.6	11.6	100	14.5	13.0	104	14.7	13.9	77	14.0	16.4
Total Fonds Propres	**85**	**42.7**	**42.8**	**100**	**42.5**	**41.1**	**105**	**43.7**	**42.9**	**86**	**45.8**	**43.9**

Le tableau II présente les corrélations entre les différentes variables de notre modèle. Le niveau des corrélations entre les variables est faible. Toutefois les mesures de risque et de rentabilité sont fortement corrélées. Afin de vérifier que ces deux variables ne sont pas colinéaires, les tests de VIF ont été réalisés. Au regard des tests de VIF qui sont pour toutes les variables largement inférieurs à 10, le problème de colinéarité ne semble pas critique. (Chaterjee et Price 1977).

4.2 Analyse statique

Le tableau III présente les régressions qui déterminent le niveau d'endettement en fonction des différentes variables définies précédemment sur l'échantillon qui court de 1991 à 2000. Cet échantillon retient seulement les entreprises ayant au minimum six années consécutives de données.

Dans l'ensemble les variables retenues expliquent une part importante du niveau d'endettement de notre échantillon. Selon les estimateurs et la mesure retenue les R2 varient de 14.3% à 60.0%, avec des valeurs plus élevées lorsque les fonds propres sont mesurés en valeur de marché. Le test de Chow significatif au seuil de 1% confirme l'existence d'effets spécifiques aux firmes. Par ailleurs, le test de Hausman n'est significatif que pour la mesure de l'endettement total qui utilise la valeur de marché des fonds propres. Ce test conduit donc à privilégier la spécification effets fixes pour cette mesure et la spécification aléatoire pour la mesure en valeur comptable. Ces deux tests permettent de privilégier les estimateurs de panel et de conclure à la significativité au seuil de 1% de toutes les variables explicatives à l'exception de la variable risque lorsque le niveau d'endettement est mesuré comptablement. L'impact temporel est confirmé dans une large mesure par le test de Wald 1 significatif au seuil de 1% quelles que soient les variables expliquées retenues à l'exception de la mesure de l'endettement total comptable pour l'estimateur de panel.

Pour toutes les régressions, la taille joue un rôle positif et son coefficient est significatif au seuil de 1%, alors que la rentabilité joue un rôle négatif et significatif au seuil de 1%. La variable RISK a un impact positif et significatif au seuil de 1% pour les estimations en valeur de marché uniquement. La variable MTB a un impact négatif et significatif à 1% sur le niveau d'endettement à l'exception des estimations en valeur comptable qui ne retiennent pas l'hypothèse d'un effet fixe. La variable TANG entre avec un signe positif et significatif au

Tableau II : Corrélations de Pearson et VIF entre les variables des régressions

Ce tableau présente les coefficients de corrélation de Pearson pour les variables utilisées dans les régressions et les VIF (variance inflation factor) entre les variables explicatives et les différentes variables expliquées. L'échantillon couvre les entreprises industrielles suisses dont les données sont reportées dans worldscope sur une base de six années consécutives minimum pendant la période 1991-2000. DTAM est le ratio fonds étrangers sur total actifs mesuré avec la valeur de marché des fonds propres à la clôture. DTAB est le ratio fonds étrangers sur total actifs mesuré avec la valeur comptable des fonds propres à la clôture. LTDTAM est le ratio fonds étrangers à long terme sur total actifs mesuré avec la valeur de marché des fonds propres à la clôture. LTDTAB est le ratio fonds étrangers à long terme sur total actifs mesuré avec la valeur comptable des fonds propres à la clôture. SIZE est le logarithme naturel des ventes en millions de 1992 CHF. TANG est le ratio actifs corporels immobilisés plus stocks sur total actifs comptables. MTB est le ratio valeur de marché des actifs (valeur comptable des actifs plus la différence entre la valeur de marché des fonds propres et leur valeur comptable) sur valeur comptable des actifs. PROF est le bénéfice avant intérêts et taxes sur valeur comptable des actifs. RISK est la différence au carré entre PROF pour une observation annuelle et la PROF moyenne de l'année sur l'échantillon exprimée en pourcentage corrigée du signe de la différence entre la PROF de l'observation individuelle et celle de la moyenne annuelle sur l'échantillon.

	DTAM	DTAB	LTDTAM	LTDTAB	SIZE	TANG	MTB	PROF	VIF
DTAM									
DTAB	0.6985								
LTDTAM	0.7484	0.4603							
LTDTAB	0.5209	0.5609	0.8721						
SIZE	-0.0113	0.1533	-0.1571	-0.0862					1.15
TANG	0.2920	0.0581	0.4886	0.3847	-0.3573				1.31
MTB	-0.6725	-0.2519	-0.5219	-0.2827	0.0738	-0.3056			1.48
PROF	-0.6295	-0.4145	-0.4926	-0.3443	0.0748	-0.3200	0.5413		5.23
RISK	-0.4480	-0.3615	-0.3211	-0.2475	0.0305	-0.2326	0.4155	0.8744	4.37

seuil de 1% pour les modèles à effets fixes uniquement. Lorsque seul l'endettement à long terme est retenu (résultats non reportés ici), les tests confirment l'existence d'effets spécifiques, mais le modèle aléatoire est retenu dans les deux cas. Le signe et la significativité des variables ne change pas, à l'exception de la variable RISK qui devient significative au seuil de 5% en mesure comptable et de la variable SIZE qui n'est plus significative. Pour l'entreprise moyenne, une augmentation d'un écart type de la variable SIZE, TANG, MTB, PROF et RISK se traduit respectivement dans le modèle à effets fixes par une augmentation de 19.9%, 19.8%, -28.5%, -45.7% et 16.9% de l'écart type du niveau d'endettement total en valeur de marché..

L'impact positif et significatif de la taille est un résultat présent dans de nombreuses études empiriques (Rajan et Zingales 1995, Booth et al 2001, Frank et Murray 1999) et autorise à penser que la taille peut jouer un rôle de mesure inverse de la probabilité de faillite. Il faut noter que la variable SIZE perd sa significativité lorsque la mesure du niveau d'endettement ne retient que les dettes à long terme. Une explication possible à ce phénomène pourrait se trouver dans l'accès réservé aux grandes entreprises sur le marché obligataire (Ferri et Jones 1979). Cette situation pourrait conduire les banques à fournir un volume de financement à long terme important aux petites entreprises afin de maintenir leur activité. Au contraire, la faiblesse du marché public du financement à court terme autorise à penser que les entreprises font l'objet d'une offre unique ce qui conduit à redonner à la taille toute son importance. L'hypothèse selon laquelle la taille est une mesure inverse de l'information fournie aux investisseurs externes n'est pas soutenue par les évidences précédentes qui ne font pas état d'une relation négative entre le niveau d'endettement et la taille.

La variable PROF joue un rôle négatif et significatif quelle que soit la mesure du niveau d'endettement retenue. Ce résultat traditionnel (Rajan et Zingales 1995, Booth et al. 2001 Frank et Murray 1999) peut être interprété comme favorable à l'hypothèse d'un comportement de financement hiérarchique. Toutefois l'interprétation de ce résultat est d'une portée limitée tant que la spécificité de la relation dynamique entre l'endettement et la rentabilité n'est pas prise en compte (Frank et Murray 1999, Titman et Wessels 1988).

Tableau III : Régressions statiques des variables sur les ratios d'endettement total en valeur de marché et en valeur comptable

Ce tableau présente les différentes régressions statiques des ratios d'endettement total en valeur de marché (comptable) sur les variables spécifiques à chaque entreprise. L'échantillon couvre les entreprises industrielles suisses dont les données sont reportées dans worldscope sur une base de six années consécutives minimum pendant la période 1991-2000. DTAM est le ratio fonds étrangers sur total actifs mesuré avec la valeur de marché des fonds propres à la clôture. DTAB est le ratio fonds étrangers sur total actifs mesuré avec la valeur comptable des fonds propres à la clôture. SIZE est le logarithme naturel des ventes en millions de 1992 CHF. TANG est le ratio actifs corporels immobilisés plus stocks sur total actifs comptables. MTB est le ratio valeur de marché des actifs (valeur comptable des actifs plus la différence entre la valeur de marché des fonds propres et leur valeur comptable) sur valeur comptable des actifs. PROF est le bénéfice avant intérêts et taxes sur valeur comptable des actifs. RISK est la différence au carré entre PROF pour une observation annuelle et la PROF moyenne de l'année sur l'échantillon exprimée en pourcentage corrigée du signe de la différence entre la PROF de l'observation individuelle et celle de la moyenne annuelle sur l'échantillon. OLS est une régression par la méthode des moindres carrés sur la totalité de l'échantillon empilé. Le modèle de Fama-McBeth donne les moyennes des coefficients en série temporelle estimés à partir des régressions annuelles en coupe transversale. Les régressions avec des variables muettes temps sont menées avec une variable indicatrice pour chaque année pour 1991-2000. Les régressions avec des variables muettes temps et secteurs sont menées avec une variable indicatrice pour chaque année pour 1991-2000 et chaque code SIC à 1 chiffre. Le modèle à effets fixes est une estimation par les moindres carrés avec des variables indicatrices pour chaque firme. Le modèle à effet aléatoire est une estimation par les moindres carrés généralisés qui suppose que les constantes pour chaque firmes sont aléatoirement distribuées parmi les coupe transversales. Les écarts-types sont reportés entre parenthèses. Lorsque cela est possible, les écarts-types sont corrigés de l'hétéroscédasticité avec la correction de White (1980). *** indique un niveau de significativité de 1%, ** indique un niveau de significativité de 5%,* indique un niveau de significativité de 10%. Wald 1 est un test de Wald de la significativité conjointe des variables muettes temps. Wald 2 est un test de Wald de la significativité conjointe des variables muettes industries. Wald 1 (2) suit asymptotiquement une loi du $?^2$ sous l'hypothèse nulle d'absence de relation. Chow est un test de l'effet spécifique des firmes qui suit asymptotiquement une loi F sous l'hypothèse nulle d'égalité des constantes. Hausman est un test de Hausman de l'orthogonalité des effets aléatoires et des régresseurs qui suit asymptotiquement une loi du $?^2$ sous l'hypothèse nulle d'absence de corrélation. Les degrés de libertés sont reportés entre parenthèses.

	OLS		Modèle Fama-McBeth		Régressions avec des variables muettes pour:				Analyse en données de panel sur les firmes avec:			
					Années		Années et secteurs		Effets fixes		Effets aléatoires	
	DTAM	DTAB	DTAM	DTAB	DTAM	DTAB	DTAM	DTAB	DTAM	DTAB	DTAM	DTAB
Intercept	0.652	0.445	0.718	0.410								
	(0.051)***	(0.053)***	(0.054)***	(0.045)***								
SIZE	0.010	0.017	0.010	0.018	0.010	0.017	0.010	0.017	0.025	0.034	0.019	0.026
	(0.003)***	(0.003)***	(0.002)***	(0.002)***	(0.003)***	(0.003)***	(0.003)***	(0.004)***	(0.009)***	(0.009)***	(0.005)***	(0.006)***
TANG	0.051	-0.020	0.021	-0.019	0.047	-0.023	0.062	-0.006	0.210	0.112	0.186	0.090
	(0.027)***	(0.027)	(0.025)	(0.021)	(0.027)*	(0.027)	(0.028)*	(0.030)	(0.034)***	(0.036)***	(0.029)***	(0.031)***
MTB	-0.105	-0.009	-0.165	0.012	-0.099	-0.008	-0.099	-0.009	-0.063	-0.020	-0.068	-0.019
	(0.018)***	(0.006)	(0.023)***	(0.014)	(0.018)***	(0.006)	(0.018)***	(0.006)	(0.005)***	(0.005)***	(0.005)***	(0.005)***
PROF	-2.263	-1.083	-2.054	-1.253	-2.208	-1.086	-2.122	-1.003	-1.540	-0.701	-1.627	-0.738
	(0.253)***	(0.158)***	(0.144)***	(0.249)***	(0.246)***	(0.162)***	(0.241)***	(0.172)***	(0.125)***	(0.132)***	(0.123)***	(0.129)***
RISK	0.074	0.004	0.083	0.019	0.068	0.003	0.063	0.000	0.038	-0.006	0.041	-0.005
	(0.015)***	(0.010)	(0.016)***	(0.020)	(0.015)***	(0.011)	(0.014)***	(0.011)	(0.007)***	(0.007)	(0.007)***	(0.007)
R^2 ajusté	0.580	0.205	0.598	0.210	0.588	0.210	0.595	0.204				
R^2 within									0.600	0.259	0.599	0.258
R^2 between									0.535	0.143	0.561	0.154
R^2 overall									0.550	0.176	0.567	0.188
Wald 1					21.1(10)	7.3(10)	15.6(10)	4.5(10)	17.9(10)	0.8(10)	187.6(10)	17.05(10)
Wald 2							4.7(5)	2.8(5)				
Chow									20.3(105)	19.3(105)		
Hausman											29.7(14)	10.1(14)
N	967	967	10	10	967	967	967	967	967	967	967	967

La variable RISK a un impact positif et significatif sur l'endettement total mesuré en valeur de marché et sur l'endettement à long terme quelle que soit la mesure retenue. Cette évidence confirme que les entreprises qui réalisent une performance opérationnelle inférieure à la moyenne de l'échantillon ont tendance à diminuer leur endettement. Cet argument confirme que les entreprises cherchent à limiter le risque financier lorsque le risque opérationnel est élevé.

La variable TANG rentre avec un signe positif et significatif au seuil de 1% pour les modèles à effets fixes uniquement. Cette variable est significative au seuil de 1% quel que soit le modèle lorsque la mesure de l'endettement à long terme est retenue. Ces évidences vont dans le sens des résultats trouvés ailleurs (Rajan et Zingales 1995, Kremp et al. 1999, Frank Murray 1999) et confirment l'utilisation des actifs corporels comme garanties, en particulier pour la dette à long terme. Ces résultats ne semblent pas confirmer la théorie du financement hiérarchique puisque les entreprises qui ont peu d'actifs corporels et qui sont donc les plus sujettes aux asymétries d'informations n'utilisent pas prioritairement comme mode de financement externe la dette à court terme.

L'impact négatif de la variable MTB semble confirmer que les entreprises qui ont des options de croissance évitent de s'endetter. La distinction en deux sous échantillons des entreprises dont le MTB médian est supérieur ou inférieur à la médiane de l'échantillon confirme ce résultat quelle que soit la mesure retenue de l'endettement pour les entreprises à MTB plus élevé, mais souligne un possible problème de corrélation fallacieuse dans le sous échantillon à faible MTB. Pour ces d'entreprises, dont le ratio MTB est souvent inférieur à 1, il est possible que les managers soient plus enclins à fixer leur niveau d'endettement sur des bases comptables. Par ailleurs, le sous échantillon aux MTB les plus élevés ne permet pas de noter une différence entre l'impact de cette variable sur l'endettement à long terme et l'endettement à court terme, alors que Titman et Wessels 1988 notent que l'emploi de la dette à court terme devrait réduire les conflits d'agences actionnaires créanciers. Cette absence de différence pourrait-être dû au fait que les entreprises de notre échantillon restent à des niveaux modestes de MTB. L'actionnariat concentré des entreprises suisses (La Porta et al. 1998) et les conséquences néfastes d'une faillite sur la réputation des managers sur le marché suisse (Surlemont et al. 1999) sont des explications possibles à cette situation.

4.3 Analyse dynamique

L'approche dynamique permet de décrire l'endettement des entreprises en tenant compte de sa persistance. De plus, elle permet une évaluation des coûts d'ajustements qui existent sur le marché suisse. L'échantillon passe alors de 967 observations à 755 car la spécification dynamique oblige à exclure deux années. En effet le modèle est estimé en différence première et une ou plusieurs variables retardées sont utilisés comme variables explicatives.

Afin de contrôler l'impact de la rentabilité sur la dynamique de l'endettement, une variable retardée de la rentabilité a été introduite. La motivation première de cette introduction réside dans un test de la persistance du modèle de financement hiérarchique. En effet plusieurs modèles dynamiques (Fischer et al. 1989, Leland 1998) intègrent un comportement de financement hiérarchique à court terme lié aux coûts d'ajustement dans leurs modèles d'endettement optimal. De manière plus anecdotique, bien que l'autofinancement généré par l'activité annuelle peu permettre un remboursement mécanique des engagements envers les créanciers, il subsiste que le niveau de rentabilité inscrit au bilan reste une variable déterminante dans l'allocation de nouveaux crédits.

Plusieurs spécifications du modèle dynamique ont été testées suivant différentes hypothèses concernant l'endogénéité des variables explicatives. Seuls les résultats pour le modèle qui suppose que toutes les variables sont endogènes sont reportés. Il n'est pas surprenant que ce modèle soit le mieux spécifié puisque les variables explicatives utilisent toutes de l'information comptable et sont donc déterminées simultanément. Arenallo et Bond 1991 notent que leurs estimateurs à deux étapes peuvent être l'objet d'un biais pour les échantillons de petites tailles et recommandent alors d'utiliser un estimateur à une étape pour réaliser des inférences. Les deux types d'estimations sont présentées dans le tableau IV avec des écarts types robustes pour l'estimation en une étape.

Les trois statistiques présentées confirment la spécification dynamique de la fonction d'endettement des entreprises suisses de notre échantillon. En effet, seules les valeurs élevées obtenues pour la statistique de Sargan dans le cadre du modèle à une étape ne confirment pas la validité des instruments choisis. Toutefois, Arenallo et Bond 1991 notent que dans ce cas le test de Sargan a tendance à rejeter trop souvent en présence d'hétéroscédasticité.

Plusieurs enseignements importants peuvent être tirés de ces régressions. Tout d'abord le coefficient élevé et toujours significatif au seuil de 1% de la variable retardée confirme l'existence de coûts d'ajustement sur le marché suisse, le coefficient d'ajustement au ratio

Tableau IV Estimation d'ajustement vers un niveau d'endettement cible

Ce tableau présente les régressions des ratios d'endettement total en valeur de marché (comptable) sur la variable d'endettement retardée et les variables spécifiques à chaque entreprise. L'échantillon couvre les entreprises industrielles suisses dont les données sont reportées dans worldscope sur une base de six années consécutives minimum pendant la période 1991-2000. DTAM est le ratio fonds étrangers sur total actifs mesuré avec la valeur de marché des fonds propres à la clôture. DTAB est le ratio fonds étrangers sur total actifs mesuré avec la valeur comptable des fonds propres à la clôture. SIZE est le logarithme naturel des ventes en millions de 1992 CHF. TANG est le ratio actifs corporels immobilisés plus stocks sur total actifs comptables. MTB est le ratio valeur de marché des actifs (valeur comptable des actifs plus la différence entre la valeur de marché des fonds propres et leur valeur comptable) sur valeur comptable des actifs. PROF est le bénéfice avant intérêts et taxes sur valeur comptable des actifs. RISK est la différence au carré entre PROF pour une observation annuelle et la PROF moyenne de l'année sur l'échantillon exprimée en pourcentage corrigée du signe de la différence entre la PROF de l'observation individuelle et celle de la moyenne annuelle sur l'échantillon. Les régressions sont menées avec l'estimateur de Arenallo et Bond 1991 qui utilise la méthode des moments généralisés (GMM). Les écarts types asymptotiques robustes à l'hétéroscédasticité sont reportés entre parenthèses. *** indique un niveau de significativité de 1%, ** indique un niveau de significativité de 5%,* indique un niveau de significativité de 10%. Wald 1 est un test de Wald de la significativité conjointe des variables muettes temps. Wald 3 est un test de Wald de la significativité conjointe des variables spécifiques aux firmes. Wald 1 (3) suit asymptotiquement une loi du $?^2$ sous l'hypothèse nulle d'absence de relation. Sargan est un test de sur-identification des restrictions qui suit asymptotiquement une loi du $?^2$ sous l'hypothèse nulle. m2 est un test d'autocorrélation d'ordre 2 qui suit asymptotiquement une loi *N(0,1).*

	Estimateur Arellano-Bond (deux étapes)				Estimateur Arellano-Bond (une étape)			
	DTAM	DTAB	DTAM	DTAB	DTAM	DTAB	DTAM	DTAB
DT_{it-1}	0.609	0.759	0.726	0.889	0.708	0.734	0.777	0.844
	(0.059)***	(0.045)***	(0.063)***	(0.050)***	(0.108)***	(0.101)***	(0.121)***	(0.102)***
SIZE	0.066	0.075	0.060	0.078	0.069	0.052	0.069	0.048
	(0.011)***	(0.013)***	(0.011)***	(0.013)***	(0.017)***	(0.021)**	(0.018)***	(0.022)**
TANG	0.119	0.020	0.126	0.017	0.176	0.114	0.192	0.138
	(0.042)***	(0.044)	(0.045)***	(0.046)	(0.092)*	(0.137)	(0.093)**	(0.141)
MTB	-0.092	0.000	-0.095	-0.002	-0.070	-0.002	-0.072	-0.004
	(0.011)***	(0.004)	(0.012)***	(0.005)	(0.019)***	(0.009)	(0.019)***	(0.010)
PROF	-0.989	-0.838	-0.979	-0.854	-0.954	-0.745	-0.927	-0.736
	(0.126)***	(0.098)***	(0.118)***	(0.105)***	(0.196)***	(0.154)***	(0.194)***	(0.166)***
$PROF_{it-1}$			0.331	0.406			0.399	0.451
			(0.074)***	(0.063)***			(0.142)***	(0.201)**
RISK	0.025	0.012	0.028	0.016	0.025	0.006	0.028	0.010
	(0.005)***	(0.005)**	(0.005)***	(0.006)***	(0.008)***	(0.009)	(0.009)***	(0.010)
Wald 1	164.0(8)	22.8(8)	151.6(8)	25.6(8)	73.5(8)	14.41(8)	73.2(8)	16.4(8)
Wald 3	934.8(6)	1003.7(6)	952.5(7)	1015.7(7)	342.1(6)	236.7(6)	353.9(7)	271.6(7)
Sargan	35.7(35)	36.5(35)	38.0 (35)	32.2 (35)	48.9(35)	68.0(35)	48.2(35)	61.1(35)
m2	0.94	-1.41	1.22	-1.59	0.83	-1.48	1.14	-1.75
N	755	755	755	755	755	755	755	755

cible étant égal à (1-a). Suivant les différentes mesures retenues, ces coûts peuvent varier de manière importante. Ainsi, alors que quelle que soit la spécification retenue pour la mesure à long terme de l'endettement ils oscillent aux alentours de 0.62, ils passent de 0.71 à 0.84 dans le modèle à une étape qui utilise la mesure totale de l'endettement. La mesure comptable est associée à de plus forts coûts d'ajustement ce qui peut être interprété comme une évidence que les managers favorisent les valeurs de marché. Une mise en perspective de ces coefficients avec ceux obtenus ailleurs doit être prudente mais peut se révéler instructive. Les coûts d'ajustements sur le marché suisse apparaissent alors comme très importants par rapport à ceux du marché espagnol (0.21) (de Miguel et Pindado 2001), supérieurs à ceux du marché américain (0.41) allemand (0.47) et anglais (.45) (Shyam-Sunder et Myers 1999, Kremp et al. 1999, Ozkan 2001) et d'un niveau comparable à ceux du marché français (.72) (Kremp et al. 1999).

Il est possible de considérer le processus d'ajustement comme étant le résultat d'un arbitrage entre les coûts de transactions engendrés par le mouvement vers le niveau d'endettement cible et les coûts d'être en déséquilibre (Ozkan 2001). Si les coûts de déséquilibre sont beaucoup plus élevés que les coûts d'ajustements, le coefficient estimé devrait être proche de zéro. Par exemple, De Miguel et Pindado 2001 expliquent les faibles coefficients observés sur leur échantillon par l'importance du financement bancaire en Espagne. En effet, ils associent au financement bancaire des coûts de transactions faibles et une réduction des conflits d'agence actionnaires créanciers. Tout comme le marché espagnol, le marché obligataire suisse reste peu développé. Par exemple pour 1993, le public debt ratio est estimé à 5.7% pour l'Espagne, 7.9% pour la Suisse contre 27.4% pour les Etats-Unis (Worldbank 1999).

Néanmoins, pour le sous échantillon des entreprises de petites tailles qui devraient vraisemblablement marginalement se financer sur le marché obligataire, les coefficients d'ajustements observés ne sont pas économiquement plus petits que ceux observés sur la totalité de l'échantillon. Il semble donc que les coûts d'ajustements pour les entreprises qui utilisent le financement bancaire sont élevés. Vu qu'il est bien connu que les coûts de transactions bancaires sont faibles, il reste donc possible que les entreprises subissent des coûts de transactions élevés lorsqu'elles ont recours au marché des fonds propres, en particulier lors de leur introduction, et/ou qu'elles bénéficient de très faibles coûts de déséquilibre. Sur l'échantillon des entreprises pour qui la somme des variations de l'endettement total mesuré en valeur de marché, celles qui se sont plus désendettées que la médiane de cet échantillon n'ont pas souffert de coûts d'ajustement économiquement

supérieurs à ceux observés sur l'échantillon total. Il subsiste néanmoins que les coûts de transactions sur les fonds propres externes sont élevés comme en témoigne, outre les coûts directs importants, le problème sévère de l'underpricing sur le marché suisse (Ogna et al. 1999, Grinblat et Titman 1998)

L'hypothèse qu'il existe des coûts de déséquilibre très faibles sur le marché reste probable. Hertig 1998 confirme l'importance du financement bancaire suisse. Il développe une argumentation selon laquelle, grossièrement, les entreprises suisses ont pu bénéficier d'un accès privilégié au crédit bancaire au cours de la période sous revue grâce à une insuffisance des procédures de contrôle interne et externe de la part des institutions de crédits. En interne, il note que la politique de crédit des banques suisses a été pendant longtemps axée sur des relations personnelles au lieu de suivre des critères objectifs de décisions. Toutefois, il semble que les grandes banques ont été les premières à modifier leur politique de crédit, historiquement basée sur les actifs existants, vers des approches prévisionnelles basées sur les cash-flows et ajustées du risque et en instaurant une séparation stricte entre l'allocation du crédit et son commerce. A contrario les banques cantonales ont continué sur l'ancien mode de gestion du crédit, vraisemblablement pour des préoccupations d'ordre politiques. En externe, il montre que le rôle des banques suisses en matière de gouvernement d'entreprise est quasiment inexistant. Sur la période 1991-2000 les participations conférant aux grandes banques suisses plus de 10% des droits de vote dans des entreprises industrielles n'ont pas dépassée les 5% du total de leur bilan (BNS 1992-2001). De plus, si les banques ou leurs représentants sont fréquemment présents dans les conseils d'administration, leur rôle est largement passif. L'hypothèse d'un contrôle accru des crédits alloués ou d'un meilleur alignement des intérêts par les droits de vote ou le conseil d'administration est donc peu probable, d'autant plus que la concentration des droits de votes est importante en Suisse comme le souligne La Porta et al. 1998. Il résulte potentiellement de ce dysfonctionnement des systèmes de contrôle des coûts d'agence actionnaires créanciers limités dans une situation d'endettement importante. Par ailleurs, la forte concentration de l'actionnariat devrait limiter l'impact du rôle disciplinaire de la dette.

Le deuxième point remarquable du modèle dynamique concerne la variable retardée rentabilité $PROF_{it-1}$ qui rentre avec un signe positif et significatif au seuil de 1% pour la mesure totale de l'endettement. Cette mesure est non significative pour l'endettement à long terme. L'impact positif de cette variable reste environ deux fois moins important que celui de la variable $PROF_{it}$ qui est négatif. Ces résultats confirment l'importance d'un comportement de financement hiérarchique à court terme sur l'échantillon. La persistance de ce

comportement est discutable. Il semble en effet que les politiques de crédit basées sur des données historiques puissent expliquer le signe positif de la variable retardée. Les décisions d'allocation de crédit se seraient probablement faites sur des bases de données de bilan, la rentabilité passée alors observée aurait favorisé l'allocation du crédit.

Les autres variables explicatives rentrent avec le signe observé pour le modèle statique dans les régressions dynamiques. Les variables MTB et collatéraux souffrent souvent d'un manque de significativité lorsque des mesures alternatives de l'endettement sont retenues. La variable taille a un comportement similaire à celui décrit dans le modèle statique. L'existence d'un processus d'ajustement lent qui réduit les coefficients expliqués est une explication de cette perte de significativité. Finalement, Les tests de Wald sur les variables muettes temporelles sont significatifs, ce qui suggère que des éléments macroéconomiques affectent le financement des entreprises sur l'échantillon.

5 Conclusions

Cet article présente une étude des déterminants de la structure du capital des entreprises suisses. Sur un échantillon qui couvre la période 1991-2000 et compte 106 entreprises industrielles cotées à la bourse suisse, il s'avère que les modèles testés sont corroborés, et ce, pour les différentes mesures alternatives de l'endettement retenues. Ce travail élargit le champ de la connaissance empirique sur la structure du capital. Ainsi, l'analyse des firmes suisses, pays qui n'a pas à ce jour été étudié, est menée avec une approche économétrique traditionnelle et avec l'utilisation des outils de l'économétrie de panel qui permettent d'intégrer l'analyse des comportements dynamiques inhérents à tout processus d'ajustement.
L'analyse dynamique de données en panel offre, grâce à l'utilisation combinée de la méthode des moments généralisés et de variables instrumentales, de meilleurs estimateurs qui permettent de palier le problème d'endogénéité des variables.

Sur une période ou l'endettement total moyen est en légère diminution, les spécifications statiques et dynamiques confirment, dans une large mesure, que les variables spécifiques aux entreprises généralement admises comme déterminantes de la structure du capital rentrent dans les régressions avec l'impact prévu. En particulier, les variables retenues pour mesurer la taille d'une entreprise type, les garanties qu'elle offre et le risque opérationnel qu'elle supporte affectent positivement le niveau d'endettement total en valeur de marché, alors que les variables qui mesurent le niveau de ses options de croissance et de sa rentabilité jouent un rôle négatif sur cet endettement. Toutefois, il s'avère que la relation entre la

rentabilité passée et l'endettement total est positive, ce qui confirme l'existence de comportements de financement hiérarchique à court terme.

L'existence d'un niveau d'endettement optimal et d'un processus d'ajustement vers cet objectif sont validés par le modèle dynamique. Toutefois, pour la période sous revue, le processus d'ajustement se révèle être lent. Ce comportement peut s'expliquer par un accès coûteux au marché des fonds propres externes et aux comportements « anormaux » des acteurs du marché des crédits suisse.

Références

Altman, E., 1984. A further empirical investigation of the bankruptcy cost question. Journal of Finance 39, pp. 1067-1089

Arellano, M., and Bond, S., 1991. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, Review of Economic Studies, 58, pp. 277-297

Booth, L., Aivazian, V., Demirguc-Kunt, A. and Maksimovic, V., 2001. Capital structure in developing countries, Journal of Finance 56, pp. 87-130

BNS, 1992-2001. Statistiques des crédits, Bulletin Trimestriels de Statistiques Bancaires, Banque Nationale Suisse

Chaterjee, S., and Price, B., 1977. Regression analysis by example. New York: John Wiley

Chirinko. R.S. and Singha A.R., 2000. Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure: a critical comment. Journal of Financial Economics 58, pp. 417-425

DeAngelo, H., Masulis, R., 1980. Optimal capital structure under corporate and personal taxation. Journal of Financial Economics 8, pp. 3-29

De Miguel, A. Pindado J., 2001. Determinants of capital structure : new evidence from Spanish panel data. Journal of Corporate Finance 7, pp. 77-99

Donaldson, G., 1961. Corporate debt capacity: a study of corporate debt policy and the determination of corporate debt capacity. Boston: Harvard Graduate School of Business Administration

Fama, E.F., and MacBeth, J.D. 1973, Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. Journal of Political Economy 81, pp. 607-636

Frank, M. and Goyal, V. 2000. Testing the pecking order theory of capital structure. forthcoming Journal of Financial Economics

Ferri, M., Jones, W., 1979. Determinants of financial structure : A new methodological approach. Journal of Finance 34, pp. 631-644

Fischer, E.O., Heinkel, R., Zechner, J. 1989. Dynamic capital structure choice: Theory and tests. Journal of Finance 44, pp. 19-40

Guide des actions suisses 1991-2001. Verlag Finanz und Wirtschaft AG (ed.)

Graham, J. R., 2000. How big are the tax benefits of debt ?, Journal of Finance 55, pp. 1901-1940

Green, W.H., 1997. Econometric analysis. 3rd ed. Prentice-Hall international

Grinblatt, M., Titman, S. 1998. Financial markets and corporate strategy. Int ed., Boston, McGraw-Hill

Grossman, S., Hart, O., 1982. Corporate financial structure and managerial incentives. In McCall, J. (ed.), The economics of information and uncertainty: University of Chigago Press

Harris, M., Raviv, A., 1991. The theory of capital structure. Journal of Finance 46 , pp. 297-355

Hausman, J. 1978. Specifications tests in econometrics. Econometrica 46, pp. 1251-1271

Hertig, G., 1998. Lenders as a force in corporate governance: Criteria and practical examples for Switzerland. In Hopt, K.J. et al. (ed), Comparative corporate governance -The state of the art and emerging research-. Oxford University Press

Hsiao, C. 1986. Analysis of panel data. Cambridge University Press, Cambridge, England

Hovakimian, A., Opler, T. and Titman, S., 2001 The debt-equity choice. Journal of Financial and Quantitative Analysis 36, pp. 1-24

Jalilvand, A., and Harris R.S., 1984. Corporate Behavior in Adjusting to Capital Structure and Dividend Targets: An Econometric Study. Journal of finance 39, pp. 127-145.

Jensen, M., 1986. Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers American Economic Review 76, pp. 323-329
Jensen, M., Meckling, W., 1976. Theory of the firm: Managerial behaviour, agency costs and capital structure. Journal of Financial Economics 3, pp. 305-360
Jung K., Kim, Y., Stulz, R., 1996. Timing, investment opportunities, managerial discretion, and the security issue decision. Journal of Financial Economics 42, pp. 159-185
Kremp, E., Stöss E., Gerdesmeier, D. 1999. Estimation of a debt function: evidence from French and German firm panel data, in Sauvé, A., Scheuer, M. (ed.) Corporate finance in Germany and France. A joint research project of Deutsche Bundesbank and the Banque de France, SSRN working paper
La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. and Vishny, R.W., 1998. Law and Finance. Journal of Political Economy 106, pp.1113-1155
Leland, H.E., 1998. Agency costs, risk management and capital structure. Journal of Finance 53, pp. 1213-1243
Marsh, P., 1982. The choice between equity and debt: An empirical study. Journal of Finance 37, pp. 121-144
Modigliani, F Miller, M.H., 1958. The cost of capital, corporate finance, and the theory of investment. American Economic Review 48, pp. 261-297
Myers S.C., 1977. Determinants of corporate borrowing. Journal of Financial Economics 5, pp. 147-175
Myers, S.C., 1984. The capital structure puzzle. Journal of Finance 34, pp. 575-592
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 13, pp. 187-221
Myers, S.C., 2001. Capital Structure. Journal of Economic Perspectives 15, pp. 81-102
Ogna, R., Scialdone, P., Zouzoulas, N., 1999. The Swiss IPO Market: Underpricing and underperformance. Working paper, University of Zurich
Ozkan, A., 2001. Determinants of capital structure and adjustment to long run target: evidence from UK company panel data. Journal of Business Finance and Accounting 28, pp.175-199
Rajan, R.G., Zingales, L., 1995. What do we know about capital structure? Some evidence from international data. Journal of Finance 50, pp. 1421-60
Scott, J., 1977. Bankruptcy, secured debt, and optimal capital structure Journal of Finance 32 , pp. 1-19
Shyam-Sunder, L., and S. C. Myers, 1999. Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure. Journal of Financial Economics 51, pp. 219-244
Smith, C.W., Warner, J.B., 1979. On financial contracting: An analysis of bond covenants. Journal of Financial Economics 7, pp. 117-116
Stultz, R., 1990. Managerial discretion and optimal financing policies. Journal of Financial Economics 26, pp. 3-27
Surlemont, B., Leleux, B. and Denis, S. 1999. Enabling entrepreneurship : The role of personal and corporate bankruptcy legislations in Europe, USA and Japan. Working paper, University of Liège
Taggart, R.A., 1977. A model of corporate financing decisions. Journal of Finance 32, pp. 1467-1484
Titman, S., Wessels, R., 1988. The determinants of capital structure choice. Journal of Finance 43 , pp. 1-19
Titman, S., 1984. The effect of capital structure on the firm's liquidation decision. Journal of Financial Economics 13 , pp. 137-152
White, H., 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. Econometrica 48, pp. 817-838
World bank, 1999. World bank development indicators
Zweibel, J., 1996. Dynamic capital structure under managerial entrenchment. American Economic Review 86, pp. 1197-1215