

The Regional Economics Applications Laboratory (REAL) is a cooperative venture between the University of Illinois and the Federal Reserve Bank of Chicago focusing on the development and use of analytical models for urban and regional economic development. The purpose of the **Discussion Papers** is to circulate intermediate and final results of this research among readers within and outside REAL. The opinions and conclusions expressed in the papers are those of the authors and do not necessarily represent those of the Federal Reserve Bank of Chicago, Federal Reserve Board of Governors or the University of Illinois. All requests and comments should be directed to Geoffrey J. D. Hewings, Director, Regional Economics Applications Laboratory, 607 South Matthews, Urbana, IL, 61801-3671, phone (217) 333-4740, FAX (217) 244-9339. Web page: www.uiuc.edu/unit/real

**DETERMINANTS OF CAPITAL STRUCTURE: WHAT LEADS LATIN-AMERICAN COMPANIES TO
CHOOSE DEBT OR EQUITY**

(paper in Portuguese)

by

Fernanda Finotti Cordeiro Perobelli

REAL 03-T-10 March, 2003

DETERMINANTS OF CAPITAL STRUCTURE: WHAT LEADS LATIN-AMERICAN COMPANIES TO CHOOSE DEBT OR EQUITY

Fernanda Finotti Cordeiro Perobelli

University of Sao Paulo (Visiting Scholar at the Regional Economics Applications Laboratory)

ffinotti@labfin.com.br

Abstract: What is the profile of companies willing to issue stocks? What leads some companies to prefer a high level of debt instead of shareholders capital in order to finance new projects? Theories suggest that a firm capital structure depends upon certain theoretical attributes such as volatility of earnings, profitability, and size, which influence the various costs and benefits associated with the financing decision. With the object of proving this statement, this article applies a similar method as adopted in Titman and Wessels (1988). Factor Analysis is used to test proxies to the theoretical attributes and, afterward, regressions are implemented with the objective of identifying relationships between the level of debt chosen by the firms and their attributes. This study covers all the public companies listed on Mexico, Argentina and Chile Stock Exchanges whose data were available in the Economática database. Later, these results are compared to previous findings from a work about Brazilian companies, that used the same methodology presented here and was developed by the Perobelli and Famá (2002).

Keywords: Equity, Debt, Capital Structure and Factor Analysis

Resumo: Teorias sugerem que empresas selecionam sua estrutura de capital de acordo com atributos teóricos que determinam os vários custos e benefícios associados à emissão de ações ou de dívida. Em uma tentativa de resposta a essa questão, o trabalho desenvolvido por Titman e Wessels (1988) para o mercado americano mostrou-se bastante relevante. Com base nesse estudo e utilizando Análise Fatorial, procurou-se verificar também para o mercado latino-americano, representado por México, Argentina e Chile, quais seriam os fatores indutores do endividamento das empresas de capital aberto nesses países. Os resultados revelam que os fatores indutores variam de acordo com o país: no México, todos os atributos, à exceção do atributo estrutura dos ativos, mostraram-se relacionados ao grau de endividamento. Na Argentina, apenas o atributo lucratividade mostrou-se relacionado ao grau de endividamento. No Chile, houve relação significativa entre os atributos tamanho, lucratividade e estrutura dos ativos.

Palavras-chave: Emissão de ações, Dívida, Estrutura de Capital e Análise Fatorial

DETERMINANTES DA ESTRUTURA DE CAPITAL: O QUE GUIA EMPRESAS LATINO-AMERICANAS NA DECISÃO ENDIVIDAMENTO VERSUS CAPITAL PRÓPRIO?

I. Introdução

À parte em relação à polêmica em torno da existência de uma estrutura de capital ótima, teorias sugerem que empresas selecionam sua estrutura de capital de acordo com determinados atributos teóricos relevantes – tais como tamanho da empresa, grau de crescimento do negócio, estrutura dos ativos (tangíveis *versus* intangíveis), singularidade dos produtos oferecidos, lucratividade, volatilidade dos resultados operacionais, entre outros. A relevância desses atributos sobre a decisão de financiamento deriva dos impactos que estes seriam capazes de exercer sobre os custos e benefícios associados à emissão de ações ou de dívida. Dessa forma, não haveria uma estrutura de capital ótima, mas sim uma estrutura de capital mais apropriada a cada perfil de empresa.

Historicamente, a despeito da importância da decisão de financiamento para a Teoria de Finanças, o consenso acerca da existência de uma estrutura de capital ótima para as empresas nunca foi atingido. Pioneiro nesta questão, Durand (1952; 1959) advogava a existência de tal estrutura. Já Modigliani e Miller (1958; 1959; 1963) defendiam que, observadas certas premissas simplificadoras, a forma como as empresas se financiam seria irrelevante.

Tal polarização, no entanto, é demasiadamente extrema para acomodar as peculiaridades de cada empresa e do cenário onde esta se encontra inserida. Deveriam todas as empresas, trabalhando em um cenário onde houvesse isenção de impostos sobre os juros pagos, financiarem-se unicamente com recursos de terceiros, de modo a aproveitar ao máximo os benefícios fiscais do endividamento? Ou, considerando o outro extremo, não havendo impostos ou isenção fiscal, a dívida deixaria de ser um instrumento atrativo?

Na prática, não é comum observar-se nenhum desses extremos, tendendo as empresas a comportar-se como se a decisão de financiamento fosse algo bastante relevante. Permanece, portanto, em aberto a comprovação dos fatores indutores da estrutura de capital escolhida por cada uma delas.

Em uma tentativa de resposta a essa questão, o trabalho desenvolvido por Titman e Wessels (1988) para o mercado americano mostrou-se bastante relevante. Com base nesse estudo, mas utilizando uma metodologia diferenciada, o trabalho ora apresentado tem como objetivo central verificar quais seriam os fatores indutores do endividamento em empresas de capital localizadas no México, Argentina e Chile no período compreendido entre 1995 e 2000.

Sobre o mercado americano, o trabalho de Titman e Wessels (1988) revelou que empresas que apresentam maior grau de singularidade e empresas mais lucrativas apresentam menor propensão ao endividamento tanto de longo quanto de curto prazo; adicionalmente, empresas menores mostraram maior propensão ao endividamento de curto prazo do que empresas maiores.

Para o Brasil, estudo anterior desenvolvido pelos autores (Perobelli e Famá, 2002) revela que o grau de endividamento de curto prazo é negativamente relacionado aos atributos tamanho, crescimento dos ativos e lucratividade das empresas, indicando que empresas maiores, empresas em crescimento e empresas lucrativas são menos propensas a esse tipo de endividamento.

Tomando-se como base esses dois estudos, o presente trabalho tem também como objetivo verificar se resultados similares aos obtidos para o mercado americano (Titman e Wessels, 1988) e para o Brasil (Perobelli e Famá, 2002) são obtidos quando consideradas empresas de capital aberto localizadas em mercados latino-americanos relevantes.

II. Referencial Teórico

Considerando-se que nenhuma decisão de investimento deva ser tomada sem que sejam considerados os custos de financiamento – apurados a partir da combinação entre endividamento e capital próprio – é fácil perceber a importância da decisão de financiamento dentro da Teoria de Finanças. Em conjunto com a decisão de investimento e com a decisão de distribuição de resultados, a decisão de quanto empregar de dívida e de capital próprio (seja este alocado por novos acionistas ou gerado internamente) forma um pilar das finanças corporativas modernas.

Sendo os custos de financiamento tão relevantes, é natural que surgissem teóricos preocupados em encontrar uma combinação ótima de endividamento e capital próprio que minimizasse os custos de financiamento da empresa, maximizando, assim, seu valor.

Contrapondo-se aos estudos pioneiros de Durand (1952; 1959), Modigliani & Miller (1958; 1959; 1963) contribuíram sobremaneira para o entendimento dessa questão. Esses autores afirmam que, observadas premissas como ausência de custos de falência, todas as empresas situarem-se na mesma classe de risco, ausência de tributação pessoal, ausência de crescimento nos fluxos de caixa das empresas, ausência de assimetria de informação e de custos de agência, a estrutura de capital, ou seja, a forma como as empresas se financiam é irrelevante. Por outro lado, havendo dedutibilidade dos juros pagos, o valor de mercado de uma empresa cresceria à medida que ela se endivida, já que o aumento no endividamento implicaria em aumento do benefício fiscal apurado. Portanto, na ausência de custos de falência e de tributos sobre a renda pessoal, todas as empresas deveriam financiar-se unicamente com recursos de terceiros.

Mais tarde, Miller (1977) reconheceu que a consideração de tributos pessoais também poderia afetar o valor da empresa. A inclusão da tributação pessoal diminuiria o benefício gerado pela alavancagem no sentido de que, pagando impostos sobre seus ganhos, os credores exigiriam maiores taxas de juros de forma a compensar a perda para o fisco, aumentando assim o custo do endividamento.

Também os custos de falência deveriam ser considerados na decisão de financiamento: em um momento de estresse financeiro, o valor de uma empresa alavancada tenderia a sofrer mais perda do que o de uma empresa não-alavancada já que, em função do conflito de interesses entre financiadores (acionistas, que muitas vezes desejam ver a reestruturação da empresa, e credores, que tendem a preferir a falência imediata e a partição das garantias), seus fluxos passariam a ser divididos também com terceiras partes (advogados, tribunais, etc.). Assim, havendo custos de falência, o custo de capital da empresa não mais seria descendente à medida que uma empresa se endivida, mas teria a forma de “U”, revelando que o endividamento apenas traria benefício até o ponto em que ele não comprometesse a saúde financeira da empresa.

A despeito da elegância metodológica dos trabalhos relacionados ao tema, a comprovação da existência de uma estrutura ótima, a ser perseguida pelas empresas, nunca foi atingida. Paralelas a essa discussão, surgiram novas teorias que procuravam explicar a escolha da estrutura de capital pelas empresas a partir de certos atributos. A discussão, portanto, migrou de uma única estrutura ideal para a estrutura mais apropriada a cada perfil de empresa. Alguns trabalhos relevantes nessa linha foram os desenvolvidos por Remmers *et al.* (1974); Toy *et al.* (1974); Scott & Martin (1975); Stonehill *et al.* (1975); Ferri & Jones (1979); DeAngelo & Masulis (1980); Bradley, Jarrel & Kim (1984); Myers & Majluf (1984); Myers (1984); Lumby (1991); Thies & Klock (1992); Balakrishnan & Fox (1993); Allen (1995); Rajan & Zingales (1995).

De maneira geral, as teorias levantadas até o momento atestam que as empresas escolheriam sua estrutura de capital de acordo com os atributos teóricos abaixo elencados, encontrando-se a lógica subjacente a essa seleção também explicitada:

- atributo/fator **estrutura dos ativos**: a idéia geralmente aceita é que empresas com maior volume de ativos tangíveis, que possam ser usados como garantia e que reduzam o custo do endividamento, poderiam endividar-se mais (Lumby, 1991; Thies & Klock, 1992; Rajan & Zingales, 1995). Sendo os ativos tangíveis mais facilmente avaliados pelo mercado e mais propensos a relações de troca, então haverá uma relação positiva entre o volume de ativos tangíveis detidos pela empresa e seu nível de endividamento.
- atributo/fator **outros benefícios fiscais que não os gerados pelo endividamento**: a existência de deduções fiscais adicionais (como as advindas da depreciação, por exemplo), competindo pela mesma base de tributação (os lucros),

deveria diminuir o apetite das empresas pelo endividamento se o objetivo deste fosse unicamente reduzir o lucro tributável. Trabalhos como o de Jorge & Armada (1999) para o mercado português discutem essa questão.

- atributo/fator **expectativa de crescimento da empresa**: Black & Scholes (1973) sugeriram que o controle das ações de uma empresa alavancada poderia ser visto como uma opção de compra detida pelos acionistas. Nessa empresa, os acionistas sempre teriam maior incentivo a investir em projetos que oferecessem taxas de retorno mais elevadas, ainda que com pouca probabilidade de sucesso. Assim, caso o projeto se viabilizasse, o acionista embolsaria os altos retornos por ele gerados, pagando aos credores apenas os juros e o principal devidos. Caso o projeto fracassasse, o acionista teria responsabilidade limitada ao pequeno capital investido na empresa, ficando para os credores o prejuízo gerado. Essa tendência é ainda maior em empresas com potencial de crescimento, que têm maior flexibilidade em suas escolhas de investimento¹. Para essas empresas, o custo do endividamento deveria ser maior, desestimulando o endividamento (Toy *et al.*, 1974; Kayo & Famá, 1997).
- atributo/fator **singularidade**: teorias sugerem que empresas que, ao serem liquidadas, geram alto custo para a sociedade (empresas com alto grau de singularidade) deveriam ser mais conservadoras, evitando o risco de falência e, conseqüentemente, o endividamento. Uma outra abordagem para a mesma questão sugere que empresas que comercializam produtos muito singulares, cujo valor de mercado residual seja passível de sofrer grandes perdas em um evento de falência por não se tratarem de *commodities* facilmente intercambiáveis, deveriam enfrentar maiores custos de endividamento.
- atributo/fator **tamanho**: alguns autores (Scott & Martin, 1975; Ferri & Jones, 1979; Rajan & Zingales, 1995) atestam que há uma relação positiva entre tamanho da empresa e grau de endividamento. A justificativa para tal relação é dada pelo fato de que empresas maiores tendem a apresentar maior acessibilidade aos recursos financeiros e maior diversificação de seus negócios, o que resulta em menor probabilidade de dificuldades financeiras e, conseqüentemente, em menores custos de endividamento.
- atributo/fator **volatilidade**: empresas que apresentam menor volatilidade em seus resultados deveriam ser menos propensas a dificuldades financeiras, o que tornaria mais barato o custo do endividamento e, portanto, as tornaria mais propensas à contração de dívidas (Toy *et al.*, 1974; Stonehill *et al.*, 1975; Ferri & Jones, 1979; Bradley, Jarrel & Kim, 1984; Thies & Klock, 1992).
- atributo/fator **lucratividade**: segundo a *pecking order theory* (Myers, 1984), empresas deveriam se financiar via lucros retidos, endividamento e, em última instância, emissão de ações. Assim, empresas com alta lucratividade

deveriam ser menos endividadas, conforme confirmado pelos trabalhos de Eid Jr. (1996) e Soares & Procianoy (2000), realizados no mercado brasileiro.

III – Metodologia

Para o teste de algumas das teorias apresentadas, a metodologia empregada neste trabalho baseia-se no trabalho anteriormente desenvolvido por Titman e Wessels (1988) para o mercado americano. Ressalta-se que o método de Modelagem Estrutural Linear empregado no trabalho de 1988 foi modificado e aplicado por estes autores para o caso brasileiro (Perobelli e Famá, 2002) e também para este caso.

A Modelagem Estrutural Linear, utilizada para o caso americano, é um método que conjuga o emprego de uma Análise Fatorial a uma regressão linear. Esse método assume que, ainda que o pesquisador não possa observar os atributos teóricos relevantes, podem ser observadas variáveis indicativas que são combinações lineares de um ou mais atributos e um termo de erro e podem, portanto, substituir os atributos não observáveis. O método pode ser definido pelo estabelecimento de um modelo analítico que consiste de duas partes estimadas conjuntamente: um Modelo de Medida, a partir do qual os atributos não observáveis são relacionados a variáveis observadas e extraído um grau de correlação entre eles chamado carga fatorial, e um Modelo Estrutural, a partir do qual a variável dependente (endividamento) é escrita como uma função dos atributos/fatores definidos pelo Modelo de Medida². Perobelli e Famá (2002) modificaram tal metodologia aplicando, em substituição ao Modelo de Medida, uma Análise Fatorial prévia às *proxies* escolhidas para os atributos de interesse e estimando as cargas fatoriais sem qualquer restrição, conforme metodologia exposta em Johnson & Wichern (1992).

Tendo encontrado cargas fatoriais altas entre essas *proxies* e os atributos teóricos relevantes – o que indica aproximadamente alto grau de correlação entre a *proxy* escolhida e o fator teórico – as *proxies*, já então testadas pela Análise Fatorial e confirmadas como *proxies* eficientes para os atributos não observáveis, foram combinadas em um *score* fatorial de acordo com a carga fatorial apresentada e o valor da variável original para cada empresa, formando fatores teóricos que foram, posteriormente, utilizados como variáveis independentes em uma regressão *cross-sectional* para cada país.

Seguindo a proposta de Titman e Wessels (1988) e o trabalho realizado para o Brasil (Perobelli e Famá, 2002), como atributos/fatores determinantes da estrutura de capital das empresas nos diferentes mercados, foram selecionados:

- 1) estrutura dos ativos da empresa (colaterais);
- 2) usufruto de outros benefícios fiscais que não os gerados pelo endividamento;
- 3) expectativa de crescimento da empresa;
- 4) grau de singularidade da empresa;

- 5) tamanho da empresa;
- 6) volatilidade de seus resultados operacionais e
- 7) lucratividade.

Como *proxies* para cada um desses atributos/fatores, ainda baseando-se no trabalho de Titman e Wessels (1988), foram escolhidas as variáveis listadas na Tabela 1. Como pode ser observado a partir dessa tabela, algumas variáveis, tais como ativos intangíveis/ativo total, subsídios/ativo total, deduções advindas de compra de equipamentos/ativo total, P&D/vendas, turnover e classificação na indústria, não puderam ser levantadas para os países selecionados por não estarem disponíveis no banco de dados da Economática. Adicionalmente, no caso de empresas mexicanas e chilenas, a variável despesas de vendas/receita líquida não estava disponível. Dessa forma, tais variáveis não foram consideradas por ser uma tentativa de obtenção dessas informações caso a caso bastante dificultada pela dimensão da amostra escolhida. Por outro lado, algumas variáveis que não configuravam no estudo de Titman e Wessels (1988) foram incluídas no modelo latino-americano (logaritmo do patrimônio líquido e logaritmo do ativo total, ambas como *proxies* para o atributo tamanho, seguindo a mesma lógica da *proxy* logaritmo das vendas), em uma tentativa de aprimoramento do modelo.

Tais variáveis, apuradas através do banco de dados da Economática e extraídas dos Balanços Patrimoniais, Demonstrações de Resultado e Demonstração de Origem e Aplicação dos Recursos apresentados pelas empresas no encerramento do exercício, foram observadas no período de 1995 a 2000 e extraídas as médias no período. No caso da Argentina e Chile, os dados levantados foram os não-consolidados. Já o México apenas apresentou demonstrações consolidadas. Adicionalmente, todos os valores foram expressos em dólares de final de período.

A amostra, selecionada de acordo com a disponibilidade de informações no banco de dados utilizado, contou com 119 empresas de capital aberto localizadas no México, 57 na Argentina e 103 no Chile. A estatística descritiva referente à amostra considerada encontra-se disposta no Quadro 1.

Para a estimação da regressão, os fatores teóricos encontrados a partir da Análise Fatorial (*scores* fatoriais) foram considerados como variáveis independentes e o grau de endividamento de longo e curto prazo, padronizado em relação ao valor contábil e apurado conforme exposto abaixo, como variável dependente:

- LT/BVE – grau de endividamento de longo prazo: somatório das médias das contas do Balanço Patrimonial “Financiamento de Longo Prazo” e “Debêntures de Longo Prazo”, dividido pela média da conta “Patrimônio Líquido”;
- ST/BVE – grau de endividamento de curto prazo: somatório das médias das contas do Balanço Patrimonial “Financiamento de Curto Prazo” e “Debêntures de Curto Prazo”, dividido pela média da conta “Patrimônio Líquido”.

Infelizmente, tal como esclarece Titman e Wessels (1988) em seu trabalho, as teorias subjacentes a esses testes não indicam a forma de relação entre os atributos e o grau de endividamento. Dessa forma, a exemplo do trabalho citado, o presente estudo também empregou um modelo no qual tal relação é linear (regressão linear múltipla).

Tabela 1: Atributos teóricos e Proxies

Atributo	Variável testada (proxy) Modelo americano Titman e Wessels (1988)	Variável testada (proxy) Modelo para o Brasil (Perobelli e Famá, 2002)	Variável testada (proxy) Modelo para o México	Variável testada (proxy) Modelo para a Argentina	Variável testada (proxy) Modelo para o Chile
1. Estrutura dos ativos (colaterais)	1. ativos intangíveis/ativo total (INT/TA) 2. (estoques + equipamentos)/ativo total (IGP/TA)	1. (estoque + imobilizado)/ativo total (IGP/TA)	1. (estoque + imobilizado)/ativo total (IGP/TA)	1. (estoque + imobilizado)/ativo total (IGP/TA)	1. (estoque + imobilizado)/ativo total (IGP/TA)
2. Outros benefícios fiscais que não o endividamento	1. subsídios/ativo total (ITC/TA) 2. depreciação/ativo total (D/TA) 3. deduções advindas de compra de equipamentos/ativo total (NDT/AT)	2. depreciação/ativo total (D/TA)	1. depreciação/ativo total (D/TA) 2. compra de ativo fixo/ativo total (CE/TA)	1. depreciação/ativo total (D/TA)	1. depreciação/ativo total (D/TA) 2. (inversões permanentes + compra de ativo fixo)/ativo total (CE/TA)
3. Expectativa de crescimento	1. gastos de capital/ativo total (CE/TA) 2. crescimento do ativo total (GTA) 3. P&D/vendas (RD/S)	1. (aumento do investimento permanente + compra de ativo fixo)/ativo total (CE/TA) 2. variação média do ativo total (GTA)	1. compra de ativo fixo/ativo total (CE/TA) 2. variação média do ativo total (GTA)	1. (aumento do investimento permanente + compra de ativo fixo)/ativo total (CE/TA) 2. variação média do ativo total (GTA)	1. variação média do ativo total (GTA)

4. Singularidade	1. P&D/vendas (RD/S) 2. despesas de vendas/vendas totais (SE/S) 3. turnover (QR)	1. despesas de venda/receita líquida (SE/S)	não testada	1. despesas de venda/receita líquida (SE/S)	não testada
5. Classificação na indústria	dummy igual a 1 para empresas de bens de capital e igual a zero para as demais (IDUM)	não testada	não testada	não testada	não testada
6. Tamanho	1. logaritmo das vendas (LnS) 2. turnover (QR)	1. logaritmo da receita líquida (LnS) 2. logaritmo do PL médio (LnBVE) 3. logaritmo do ativo total médio (LnTA)	1. logaritmo da receita líquida (LnS) 2. logaritmo do PL médio (LnBVE) 3. logaritmo do ativo total médio (LnTA)	1. logaritmo da receita líquida (LnS) 2. logaritmo do PL médio (LnBVE) 3. logaritmo do ativo total médio (LnTA)	1. logaritmo da receita líquida (LnS) 2. logaritmo do PL médio (LnBVE) 3. logaritmo do ativo total médio (LnTA)
7. Volatilidade	desvio-padrão da variação no resultado operacional (SIGOI)	Desvio-padrão da variação do resultado operacional próprio (SIGOI)	desvio-padrão da variação do resultado operacional próprio (SIGOI)	desvio-padrão da variação do resultado operacional próprio (SIGOI)	desvio-padrão da variação do resultado operacional próprio (SIGOI)
8. Lucratividade	1. resultado operacional/vendas (OI/S) 2. resultado operacional/ativo total (OI/TA)	1. resultado operacional próprio/ativo total (OI/TA)	1. resultado operacional próprio/receita líquida (OI/S) 2. resultado operacional próprio/ativo total (OI/TA)	1. resultado operacional próprio/receita líquida (OI/S) 2. resultado operacional próprio/ativo total (OI/TA)	1. resultado operacional próprio/ativo total (OI/TA)
9. Margem		1. resultado operacional próprio/receita líquida (OI/S)			1. resultado operacional próprio/receita líquida (OI/S)

Fonte: Titman e Wessels (1988), Perobelli e Famá (2002) e dados da Económica trabalhados no software SPSS 8.0/Elaboração própria.

Quadro 1: Estatísticas Descritivas**Argentina**

Variáveis	# de casos	Valor mínimo	Valor máximo	Média	Desvio-padrão
ST/BVE (% do PL)	57	0,0	368,5	33,12	52,74
LT/BVE (% do PL)	57	0,0	232,7	29,7	40,0
IGP/TA (% do ativo total)	57	6,1	91,6	55,6	21,0
D/TA (% do ativo total)	57	0,5	12,2	3,8	2,3
CE/TA (% do ativo total)	57	1,1	28,9	8,1	5,8
OI/TA (% do ativo total)	57	-8,9	24,4	4,9	5,7
OI/S (% da receita líquida)	57	-23,3	68,4	10,8	14,5
SE/S (% da receita líquida)	57	0,0	31,6	10,4	8,6
LnS (logaritmo)	57	8,8	15,6	11,6	1,5
LnBVE (logaritmo)	57	9,2	15,8	11,8	1,5
LnTA (logaritmo)	57	9,5	16,2	12,4	1,5
SIGOI (em desvio-padrão)	57	3,8	5395,6	330,2	826,6
GTA (variação %)	57	-24,6	141,9	8,2	21,4

México

Variáveis	# de casos	Valor mínimo	Valor máximo	Média	Desvio-padrão
ST/BVE (% do PL)	119	0,0	1369,4	47,7	179,5
LT/BVE (% do PL)	119	0,0	1025,5	50,9	132,4
IGP/TA (% do ativo total)	119	10,2	97,7	62,7	17,3
D/TA (% do ativo total)	119	0,7	12,1	3,5	1,9
CE/TA (% do ativo total)	119	-2,7	20,7	4,8	3,5
OI/TA (% do ativo total)	119	-12,5	20,9	7,9	6,0
OI/S (% da receita líquida)	119	-94,7	43,9	10,3	14,3
LnS (logaritmo)	119	6,1	15,9	12,4	1,7
LnBVE (logaritmo)	119	8,5	16,1	12,1	1,7
LnTA (logaritmo)	119	9,0	16,6	12,8	1,7
SIGOI (em desvio-padrão)	119	5,6	9737,1	361,2	1355,2
GTA (variação %)	119	-21,2	142,6	19,3	23,3

Chile

Variáveis	# de casos	Valor mínimo	Valor máximo	Média	Desvio-padrão
ST/BVE (% do PL)	103	0,0	39,0	5,9	6,0
LT/BVE (% do PL)	103	0,0	46,1	9,5	10,2
IGP/TA (% do ativo total)	103	0,0	96,2	41,4	27,7
D/TA (% do ativo total)	103	0,0	476,4	7,1	46,7
CE/TA (% do ativo total)	103	-1,1	345,1	7,5	33,8
OI/TA (% do ativo total)	103	-3,5	41,8	7,1	7,7
OI/S (% da receita líquida)	103	-3882,6	92,5	-40,3	400,2
LnS (logaritmo)	103	3,3	14,3	10,6	1,9
LnBVE (logaritmo)	103	9,1	15,2	11,7	1,3
LnTA (logaritmo)	103	9,7	15,4	12,1	1,3
SIGOI (em desvio-padrão)	103	4,2	6372,4	203,5	661,8
GTA (variação %)	103	-66,2	41,2	5,7	12,5

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Economática

III. Resultados

A adaptação do modelo proposto por Titman e Wessels (1988) para empresas de capital aberto mexicanas, argentinas e chilenas ora apresentada tem dois objetivos. O central é verificar os fatores indutores de endividamento para essas empresas; como objetivo secundário, optou-se por verificar a convergência entre os resultados dos estudos realizados nos diferentes mercados (americano, brasileiro, mexicano, argentino e chileno).

III.1 – Resultados da Análise Fatorial: extração e avaliação dos atributos/fatores teóricos a serem utilizados como variáveis independentes na regressão

De forma a atingir os objetivos mencionados, apresentam-se as tabelas a seguir, referentes à primeira parte da metodologia, qual seja: estimação das cargas fatoriais e verificação da aderência das *proxies* escolhidas aos atributos teóricos não observáveis. Ressalta-se que as cargas fatoriais encontradas por Titman e Wessels (1988) em seu trabalho foram estimadas com restrição (estabelecendo *a priori* algumas cargas fatoriais como iguais a zero ou um), conforme mostra a Tabela 2, enquanto as cargas fatoriais para os casos latino-americanos foram estimadas por Análise Fatorial sem restrições, conforme mostram as Tabelas 3 (Brasil), 4 (México), 5 (Argentina) e 6 (Chile).

É importante esclarecer que, ao estimar as cargas fatoriais sem qualquer restrição neste estudo, os autores tinham como objetivo elevar a confiabilidade da aderência das *proxies* aos atributos teóricos de interesse. Note que Titman e Wessels (1988) estabeleceram *a priori* a relação entre a *proxy* “desvio-padrão da variação do resultado operacional” (SIGOI) e o atributo/fator **volatilidade** como sendo igual a 1. Já nos estudos realizados para os mercados latino-americanos, com a estimação sem restrição, as cargas fatoriais encontradas foram bem próximas deste valor: 0,995 (Brasil), 0,987 (México), 0,974 (Argentina) e 0,994 (Chile), sem que fosse necessária a imposição de tal relação ser igual a 1 *a priori*.

Tabela 2 - Modelo de Titman e Wessels

Modelo de Medida com Restrição: Cargas Fatoriais para as Variáveis Independentes (atributos/fatores)

Variáveis	Atributos							
	E1 (Crescimento)	E2 (Singularidade)	E3 (Outros Benefícios)	E4 (Colaterais)	E5 (Tamanho)	E6 (Lucratividade)	E7 (Volatilidade)	E8 (Classificação na Indústria)
NDT/TA	0	0	0,779	0	0	0	0	0
ITC/DA	0	0	0,606	0	0	0	0	0
D/TA	0	0	0,848	0	0	0	0	0
RD/S	0,246	0,781	0	0	0	0	0	0
SE/S	0	0,681	0	0	0	0	0	0
CE/TA	0,951	0	0	0	0	0	0	0
INT/TA	0	0	0	-0,331	0	0	0	0
IGP/TA	0	0	0	1,180	0	0	0	0
LnS	0	0	0	0	0,938	0	0	0
GTA	0,471	0	0	0	0	0	0	0
QR	0	-0,228	0	0	-0,273	0	0	0
OI/TA	0	0	0	0	0	0,641	0	0
OI/S	0	0	0	0	0	0,998	0	0
SIGOI	0	0	0	0	0	0	1	0
IDUM	0	0	0	0	0	0	0	1

Fonte: Titman e Wessels (1988)

Tabela 3 - Modelo para o Brasil

Modelo de Medida sem Restrição: Cargas Fatoriais para as Variáveis Independentes (atributos/fatores)

Variáveis	Atributos (*)						
	E1 (Tamanho)	E2 (Colaterais)	E3 (Crescimento)	E4 (Singularidade)	E5 (Margem)	E6 (Lucratividade)	E7 (Volatilidade)
D/TA		0,899					
SE/S				0,977			
CE/TA			0,919				
IGP/TA		0,812					
LnS	0,873						
LnBVE	0,941						
LnTA	0,976						
GTA			0,707				
OI/TA						0,884	
OI/S					0,976		
SIGOI							0,995

(*) Todas as demais cargas fatoriais foram inferiores a 0.40 e, portanto, suprimidas pelo software SPSS 8.0

Fonte: Perobelli e Famá (2002)

Tabela 4 - Modelo para o México

Modelo de Medida sem Restrição: Cargas Fatoriais para as Variáveis Independentes (atributos/fatores)

Variáveis	Atributos (*)					
	E1 (Tamanho)	E2 (Lucratividade)	E3 (Outros benefícios)	E4 (Crescimento)	E5 (Colaterais)	E6 (Volatilidade)
D/TA			0,920			
CE/TA			0,683	0,520		
IGP/TA					0,962	
LnS	0,944					
LnBVE	0,985					
LnTA	0,952					
GTA				0,901		
OI/TA		0,908				
OI/S		0,872				
SIGOI						0,987

(*) Todas as demais cargas fatoriais foram inferiores a 0.40 e, portanto, suprimidas pelo software SPSS 8.0

Fonte: Dados da Económica trabalhados no software SPSS 8.0/Elaboração própria.

Tabela 5 - Modelo para a Argentina

Modelo de Medida sem Restrição: Cargas Fatoriais para as Variáveis Independentes (atributos/fatores)

Variáveis	Atributos (*)						
	E1 (Tamanho)	E2 (Crescimento)	E3 (Lucratividade)	E4 (Outros benefícios)	E5 (Singularidade)	E6 (Volatilidade)	E7 (Colaterais)
D/TA				0,940			
SE/S					0,974		
CE/TA		0,807					
IGP/TA							0,948
LnS	0,853						
LnBVE	0,945						
LnTA	0,953						
GTA		0,931					
OI/TA			0,898				
OI/S			0,788				
SIGOI							0,974

(*) Todas as demais cargas fatoriais foram inferiores a 0.40 e, portanto, suprimidas pelo software SPSS 8.0

Fonte: Dados da Económica trabalhados no software SPSS 8.0/Elaboração própria.

Tabela 6 - Modelo para o Chile

Modelo de Medida sem Restrição: Cargas Fatoriais para as Variáveis Independentes (atributos/fatores)

Variáveis	Atributos (*)						
	E1 (Tamanho)	E2 (Outros benefícios)	E3 (Margem)	E4 (Colaterais)	E5 (Lucratividade)	E6 (Volatilidade)	E7 (Crescimento)
D/TA		0,997					
CE/TA		0,996					
IGP/TA				0,965			
LnS	0,554						
LnBVE	0,952						
LnTA	0,961						
GTA							0,954
OI/TA					0,931		
OI/S			0,983				
SIGOI						0,994	

(*) Todas as demais cargas fatoriais foram inferiores a 0.40 e, portanto, suprimidas pelo software SPSS 8.0

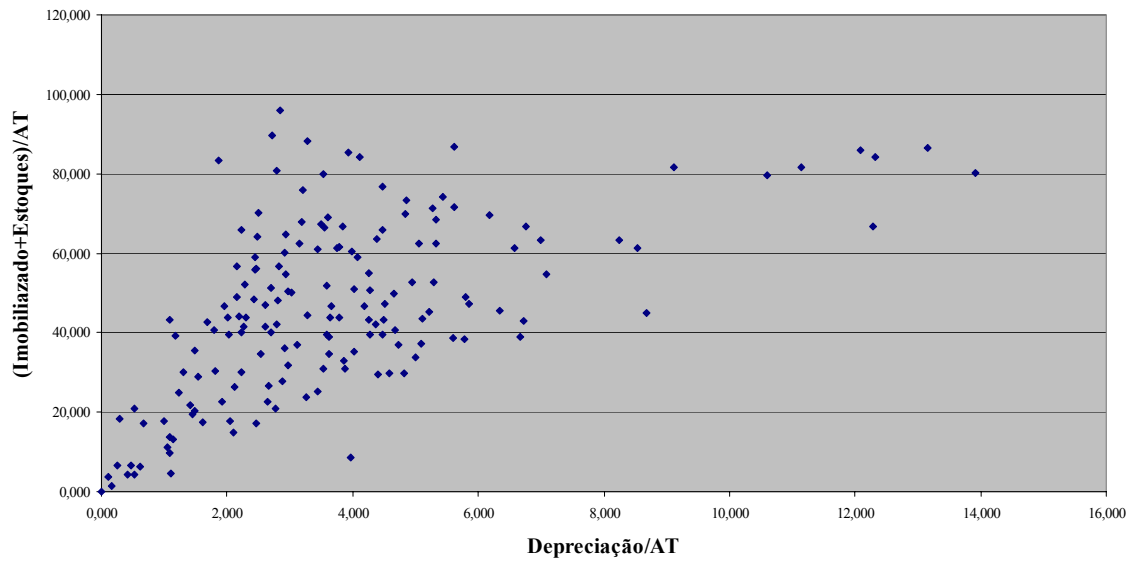
Fonte: Dados da Económica trabalhados no software SPSS 8.0/Elaboração própria.

A Análise Fatorial para a Argentina mostrou-se idêntica ao caso americano. Já para o México, uma única divergência foi encontrada em relação ao trabalho de Titman e Wessels (1988): a *proxy* “gastos de capital/ativos totais” (CE/TA) no caso mexicano mostrou-se relacionada não apenas ao atributo/fator **crescimento dos ativos**, mas também ao atributo/fator **outros benefícios fiscais que não os gerados pelo endividamento**, indicando haver benefícios fiscais decorrentes da aquisição de ativos fixos no México. O mesmo aconteceu no Chile, onde a *proxy* mostrou-se correlacionada unicamente a este último fator. Autores como Bradley Jarrel & Kim (1984) e Balakrishnan & Fox (1993), relacionaram essas outras vantagens fiscais com a composição dos ativos da empresa.

Já em relação ao Brasil, todos os outros países apresentaram divergência em relação à *proxy* “depreciação/ativo total”. Essa *proxy*, para o Brasil, mostrou-se não correlacionada ao atributo/fator **outros benefícios fiscais que não os gerados pelo endividamento**, mas sim bastante correlacionada ao atributo/fator **estrutura dos ativos** (Perobelli e Famá, 2002). Essa é uma conclusão bastante lógica para o caso brasileiro, já que a depreciação provisionada pelas empresas brasileiras é função direta de seus ativos imobilizados, conta que, por sua vez, integra a *proxy* escolhida para o atributo/fator **estrutura dos ativos**.

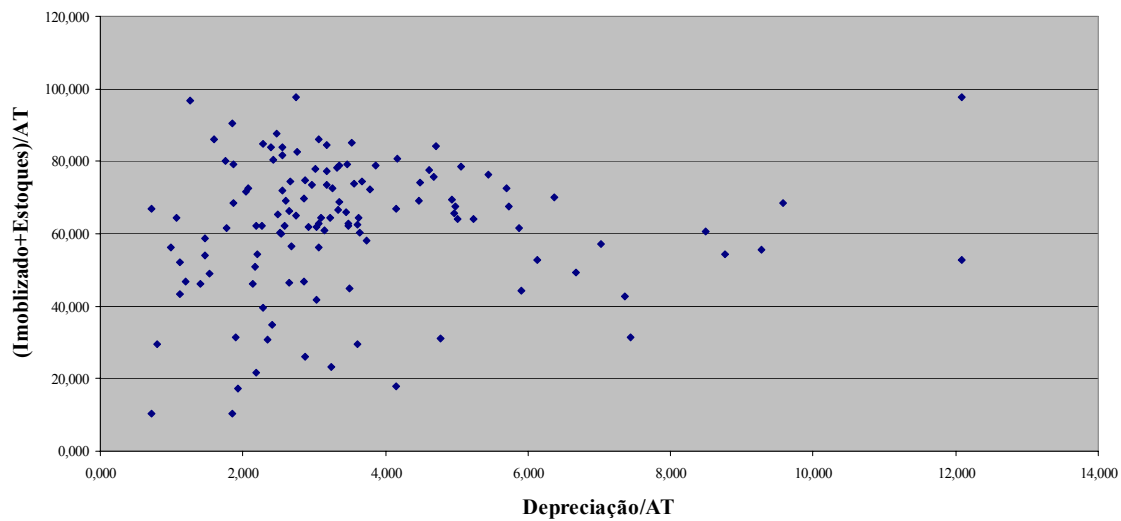
Uma justificativa para tal divergência seria o fato da *proxy* “depreciação/ativo total” não manter o mesmo grau de relação com a *proxy* “imobilizado+estoques/ativo total” apresentado no Brasil nos demais países latino-americanos. A não ocorrência de tal relação, conforme explicitada nos Gráficos 2, 3 e 4, pode ser influenciada pelo volume de estoques (não sujeitos a depreciação) em relação ao ativo imobilizado na amostra selecionada para esses países.

Gráfico 1: Brasil
Relação entre Depreciação e Ativo Imobilizado+Estoques



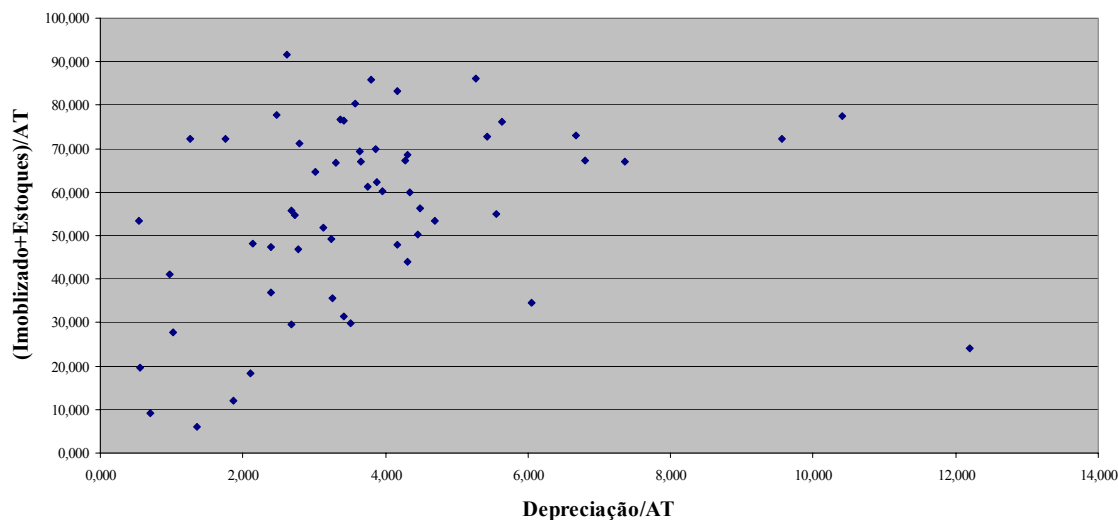
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Economática

Gráfico 2: México
Relação Depreciação x Ativo Imobilizado+Estoques



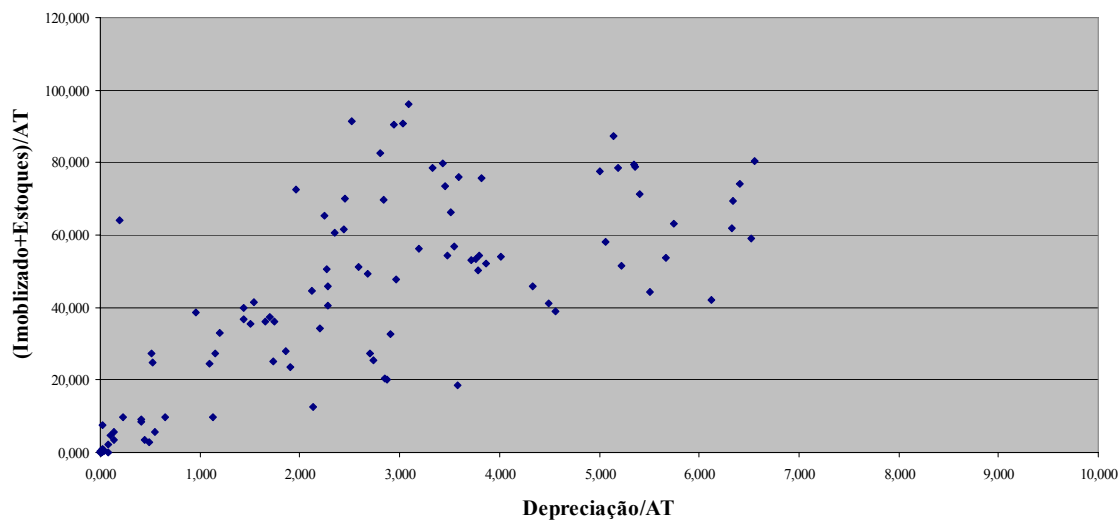
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Economática

Gráfico 3: Argentina
Relação Depreciação x Ativo Imobilizado+Estoques



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Economática

Gráfico 4: Chile
Relação Depreciação x Ativo Imobilizado+Estoques




Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Economática

Uma segunda divergência relevante entre todos os casos analisados foi a verificada na estimação do atributo **lucratividade**. Para o caso brasileiro e chileno, diferente dos casos americano, argentino e mexicano, os resultados da Análise Fatorial revelaram que as *proxies* “resultado operacional/receita líquida” e “resultado operacional/ativo total” não são relacionadas ao mesmo atributo. Tal divergência poderia ser atribuída ao fato de a primeira *proxy* (resultado

operacional/receita líquida) estabelecer a margem obtida pela empresa, enquanto a segunda (resultado operacional/ativo total) definir a lucratividade obtida pela empresa – que é uma função não apenas da margem praticada, mas também do giro do ativo – e, portanto, embutir o componente **giro**:

$$\frac{\text{Resultado Operacional}}{\text{Receita Líquida}} \times \frac{\text{Receita Líquida}}{\text{Ativo total}} = \frac{\text{Resultado Operacional}}{\text{Ativo total}}$$



Em uma tentativa de entendimento dessa divergência, apurou-se para os casos latino-americanos o grau de relação entre margem (OI/S) e lucratividade (OI/TA) através do cômputo do percentual da lucratividade mediana relacionado à margem mediana para cada país.

Nos países latino-americanos onde, de acordo com a Análise Fatorial, essas *proxies* mostraram-se correlacionadas (México e Argentina), esperava-se que uma grande parcela da margem fosse convertida em lucratividade, ou seja, que o quociente das medianas fosse elevado. Pelo mesmo raciocínio, nos países onde as *proxies* não se mostraram correlacionadas (Brasil e Chile), esperava-se um quociente baixo, indicando que margens altas não são necessariamente convertidas em altas lucratividades, basicamente pela influência do componente “giro” que, nestes casos, seria baixo. O resultado desta análise encontra-se sumarizado na Tabela 7 abaixo:

Tabela 7: Relação entre Lucratividade (OI/TA) e Margem (OI/S)			
País	Mediana da Margem (OI/S)	Mediana da Lucratividade (OI/TA)	% da Margem convertida em Lucratividade
Brasil	7,05	3,78	53,6%
México	9,86	7,90	80,1%
Argentina	7,15	3,85	53,8%
Chile	15,39	5,41	35,2%

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Economática

Conforme revela a Tabela 7, para os casos argentino e mexicano, realmente 53,8% e 80,1% respectivamente da margem mediana praticada nesses países é convertida em lucratividade. Para o caso chileno, no entanto, apenas 35,2% da margem mediana obtida pelas empresas transforma-se em lucratividade efetiva, o que sinaliza um baixo giro nas empresas componentes da amostra. O quociente para o Brasil, entretanto, não apresentou comportamento compatível com os resultados da Análise Fatorial anteriormente encontrados no trabalho de Perobelli e Famá (2002).

A investigação dessa discrepância levou à análise de potenciais *outliers* que pudessem estar distorcendo a análise, não só em relação às duas *proxies* em questão (OI/TA e OI/S) mas também em relação a todas as demais.

Considerando-se o quadro de estatísticas descritivas da amostra brasileira apresentado por Perobelli e Famá (2002), alguns valores discrepantes podem ser apontados. São eles: grau de endividamento de longo prazo (LT/BVE) da empresa Varig (1.058,221); volatilidade dos resultados operacionais (SIGOI) das empresas Aracruz (31.842,89) Cia. Hering (19.392,58) e margem operacional (OI/S) da empresa Supergasbrás (-914,827). De modo a analisar a potencial influência desses valores extremos sobre a análise, foi realizada uma nova Análise Fatorial desconsiderando-se tais valores. O resultado dessa análise encontra-se na Tabela 8, abaixo apresentada:

Tabela 8 - Modelo para o Brasil sem Outliers

Modelo de Medida sem Restrição: Cargas Fatoriais para as Variáveis Independentes (atributos/fatores)

Variáveis	Atributos (*)					
	E1 (Tamanho)	E2 (Colaterais)	E3 (Crescimento)	E4 (Singularidade)	E5 (Lucratividade)	E6 (Volatilidade)
D/TA		0,896				
SE/S				0,951		
CE/TA			0,881			
IGP/TA		0,826				
LnS	0,904					
LnBVE	0,904					
LnTA	0,954					
GTA			0,772			
OI/TA					0,840	
OI/S					0,806	
SIGOI						0,991

(*) Todas as demais cargas fatoriais foram inferiores a 0.40 e, portanto, suprimidas pelo software SPSS 8.0
 Fonte: Elaboração própria a partir do banco de dados da Economática

Como pode ser percebido a partir dos resultados da Tabela 8, a retirada da amostra do valor mínimo da *proxy* OI/S (-914,827) referente à empresa Supergasbrás foi suficiente para tornar os resultados compatíveis com aqueles apresentados por México e Argentina³.

Considerando-se os efeitos que valores extremos poderiam ter sobre os resultados da Análise Fatorial dos demais países – em especial sobre o Chile, que apresentou comportamento em relação ao atributo **lucratividade** semelhante ao anteriormente apresentado pelo Brasil – decidiu-se empreender novamente a Análise Fatorial retirando-se os valores extremos para todos os países (estes revelados pelo Quadro 1 de estatísticas descritivas apresentado). Os resultados, entretanto, não diferiram dos apresentados nas Tabelas 4 (México), 5 (Argentina) e 6 (Chile)⁴.

Observadas as divergências em relação à primeira parte da metodologia (Modelo de Medida ou Análise Fatorial), passou-se à estimação das regressões lineares múltiplas.

III.2 – Resultados da Regressão Linear Múltipla: estimação e avaliação dos fatores indutores do endividamento

Conforme exposto na Introdução deste trabalho, os resultados de Titman e Wessels (1988) para o mercado americano revelam que empresas que apresentam maior grau de singularidade e empresas mais lucrativas apresentam menor propensão ao endividamento tanto de longo quanto de curto prazo (corroborando a teoria). Também empresas menores apresentaram maior propensão ao endividamento de curto prazo do que empresas maiores, provavelmente por não obterem taxas palatáveis na tentativa de obtenção de empréstimos mais longos.

Já Perobelli e Famá (2002), analisando o caso brasileiro, encontraram evidências de que empresas maiores, empresas lucrativas e empresas com maior potencial de crescimento apresentam menor propensão ao endividamento de curto prazo. Ressalta-se que essas relações não se alteraram significativamente mesmo após a desconsideração dos valores extremos discutidos no item III.1, conforme pode ser percebido nas Tabelas 9 e 10 abaixo:

Tabela 9
Modelo para o Brasil

Variáveis dependentes (endividamento)	Estimativas dos Coeficientes da Regressão (estatística <i>t</i> em parênteses)						
	Atributos						
	E1 (Tamanho)	E2 (Colaterais)	E3 (Crescimento)	E4 (Singularidade)	E5 (Margem)	E6 (Lucratividade)	E7 (Volatilidade)
1. LT/BVE (<i>t</i>)	3.184 (0.4)	1.820 (0.2)	-3.921 (-0.5)	12.189 (1.6)	3.055 (0.4)	-5.802 (-0.7)	-1.769 (-0.2)
2. ST/BVE (<i>t</i>)	-13.026* (-2.6)	-2.464 (0.4)	-9.924* (-2.0)	5.628 (1.1)	3.971 (0.8)	-17.301* (-3.5)	-2.644 (-0.5)

* Significantes a 5%

Fonte: Perobelli e Famá (2002)

Tabela 10
Modelo para o Brasil sem Outliers

Variáveis dependentes (endividamento)	Estimativas dos Coeficientes da Regressão (estatística <i>t</i> em parênteses)					
	Atributos					
	E1 (Tamanho)	E2 (Colaterais)	E3 (Crescimento)	E4 (Singularidade)	E5 (Lucratividade)	E6 (Volatilidade)
1. LT/BVE (<i>t</i>)	-2.718 (-0.7)	1.746 (0.5)	1.386 (0.4)	-3.433 (-0.9)	-6.746** (-1.9)	-3.008 (-0.8)
2. ST/BVE (<i>t</i>)	-10.919* (-2.2)	3.586 (0.7)	-9.541* (-1.9)	4.427 (0.9)	-19.561* (-3.9)	-5.051 (-1.0)

* Significantes a 5%

** Significantes a 10%

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Económica

No caso mexicano, como pode ser observado a partir da Tabela 11, foram encontradas relações negativas entre o grau de endividamento, tanto de curto prazo quanto de longo prazo, e os atributos/fatores **lucratividade** e **crescimento dos ativos**, indicando que, no México, empresas mais lucrativas ou em crescimento têm menos incentivo ao endividamento (corroborando a teoria). Por outro lado, a relação positiva verificada entre o atributo/fator **volatilidade**, revela que, quanto maior a volatilidade dos resultados operacionais das empresas mexicanas, maior sua propensão ao endividamento. Tal relação poderia ser explicada pela ausência de outros mecanismos de financiamento neste mercado no período analisado, em especial para empresas com dificuldades operacionais, o que teria obrigado essas empresas a recorrer ao endividamento mesmo a taxas abusivas.

Quanto ao endividamento de curto prazo, foi verificada uma relação negativa com o atributo/fator **outros benefícios fiscais que não os gerados pelo endividamento**, revelando que empresas que dispõem de outros benefícios fiscais têm menos incentivo ao endividamento de curto prazo.

Ainda quanto ao endividamento de longo prazo, foi identificada relação positiva entre essa variável e o atributo/fator **tamanho**, indicando que, quanto maior o porte da empresa mexicana, maior sua propensão ao endividamento de longo prazo.

Tabela 11
Modelo para o México

Variáveis dependentes (endividamento)	Estimativas dos Coeficientes da Regressão (estatística <i>t</i> em parênteses)					
	Atributos					
	E1 (Tamanho)	E2 (Lucratividade)	E3 (Outros benefícios)	E4 (Crescimento)	E5 (Colaterais)	E6 (Volatilidade)
1. LT/BVE	19.963**	-39.016*	-11.552	-25.190*	-12.663	50.820*
(<i>t</i>)	(1.7)	(-3.4)	(-1.0)	(-2.2)	(-1.1)	(4.4)
2. ST/BVE	13.940	-58.719*	-26.309**	-33.558*	-21.304	69.030*
(<i>t</i>)	(0.9)	(-4.0)	(-1.8)	(-2.3)	(-1.4)	(4.7)

* Significantes a 5%

** Significantes a 10%

Fonte: Dados da Económica trabalhados no software SPSS 8.0/Elaboração própria.

No caso argentino, como pode ser observado a partir da Tabela 12, apenas foi encontrada relação negativa entre o grau de endividamento de curto prazo e o atributo/fator **lucratividade**, indicando que empresas mais lucrativas têm menos incentivo ao endividamento de curto prazo.

Tabela 12
Modelo para a Argentina

Estimativas dos Coeficientes da Regressão (estatística *t* em parênteses)

Variáveis dependentes (endividamento)	Atributos						
	E1 (Tamanho)	E2 (Crescimento)	E3 (Lucratividade)	E4 (Outros benefícios)	E5 (Singularidade)	E6 (Volatilidade)	E7 (Colaterais)
1. LT/BVE	1.502	2.463	-3.176	10.868	-2.112	-3.391	3.881
(<i>t</i>)	(0.2)	(0.3)	(-0.4)	(1.5)	(-0.3)	(-0.4)	(0.5)
2. ST/BVE	0,379	-6.183	-15.170**	13.262	9.903	-1.602	-2.214
(<i>t</i>)	(0.0)	(-0.7)	(-1.8)	(1.6)	(1.2)	(-0.1)	(-0.2)

** Significantes a 10%

Fonte: Dados da Economática trabalhados no software SPSS 8.0/Elaboração própria.

No caso do Chile, como pode ser observado a partir da Tabela 13 e corroborando as teorias, foram encontradas relações positivas entre o atributo/fator **estrutura dos ativos** e o grau de endividamento de curto e longo prazo, indicando que quanto maior o volume de ativos passíveis de serem oferecidos como colaterais detidos pelas empresas chilenas, maior sua propensão ao endividamento.

Também foi encontrada relação positiva entre o atributo/fator **tamanho** e o grau de endividamento de longo prazo das empresas chilenas, indicando que, quanto maior o porte da empresa, maior sua propensão ao endividamento de longo prazo (conclusão reforçada pela relação negativa encontrada entre o fator e o endividamento de curto prazo).

Por fim, foi encontrada relação negativa entre o grau de endividamento de longo prazo e o atributo/fator **lucratividade**, indicando que, no Chile, empresas mais lucrativas têm menos incentivo ao endividamento de longo prazo.

Tabela 13
Modelo para o Chile

Estimativas dos Coeficientes da Regressão (estatística *t* em parênteses)

Variáveis dependentes (endividamento)	Atributos (*)						
	E1 (Tamanho)	E2 (Outros benefícios)	E3 (Margem)	E4 (Colaterais)	E5 (Lucratividade)	E6 (Volatilidade)	E7 (Crescimento)
1. LT/BVE	3.104*	-0,775	-1.144	3.018*	-2.379**	-0,801	1.849
(<i>t</i>)	(2.3)	(-0.5)	(-0.8)	(2.3)	(-1.8)	(-0.6)	(1.4)
2. ST/BVE	-1.831*	-0,380	-0,063	1.615*	-0,742	-0,121	-1.167
(<i>t</i>)	(-2.2)	(-0.4)	(-0.0)	(1.9)	(-0.9)	(-0.1)	(-1.4)

* Significantes a 5%

** Significantes a 10%

Fonte: Dados da Economática trabalhados no software SPSS 8.0/Elaboração própria.

V – Considerações Finais

Os resultados obtidos nesse trabalho, e a comparação destes com outros estudos desenvolvidos anteriormente para os mercados americano e brasileiro, apontam na direção de que a escolha da estrutura de capital pelas empresas em diferentes cenários seja antes influenciada por atributos teóricos próprios dessas empresas do que uma escolha única.

A despeito da escolha em cada país ser influenciada por diferentes fatores, algumas semelhanças interessantes, e suas potenciais implicações para o mercado de ações e para o mercado de bônus corporativos (dívida), merecem ser destacadas.

Em primeiro lugar, todos os casos apresentados parecem indicar na direção da *pecking order theory* de Myers (1984), ao revelar que empresas que obtêm mais lucros optam menos pelo endividamento. Endossando essa ordenação, tome-se a Hipótese de Sinalização de Ross (1977) que sugere que, implícito na hipótese de irrelevância de Modigliani e Miller (1958) está a premissa de que os investidores conhecem com certeza a distribuição dos fluxos operacionais futuros a serem gerados pela empresa – quando estes, na verdade, são aleatórios. Assumindo-se que gerentes e acionistas detêm informações mais precisas sobre os projetos a serem aceitos pela empresa que o mercado, caso os acionistas existentes aceitem financiar um novo projeto (via lucros retidos, por exemplo), isso pode ser interpretado pelo mercado como um sinal positivo: a utilização de lucros retidos pela empresa revelará que o projeto assumido é viável, o que provocará a elevação do valor de mercado da empresa.

Empresas lucrativas, portanto, teriam menos incentivo para utilizar tanto o mercado de ações como o mercado de dívidas para se financiarem.

Em segundo lugar, os resultados revelam que empresas com alto potencial de crescimento (em setores ainda não consolidados) – caso brasileiro e mexicano – e empresas que detêm um alto volume de ativos intangíveis ou comercializam produtos altamente especializados – caso americano e chileno – enfrentariam custos menores promovendo a emissão de ações, em detrimento da emissão de dívida. Tais conclusões encontram fundamentação na teoria de Expropriação de Riqueza dos Credores pelos Acionistas. McConnell e Servaes (1995) afirmaram que, para empresas com baixo potencial de crescimento (onde o número de projetos disponíveis é pequeno, limitando a “criatividade” dos acionistas), o valor da empresa aumenta com o nível de endividamento. Já para empresas com alto potencial de crescimento (potenciais expropriadoras), seu valor é reduzido pela contratação de dívida, o que explicaria os baixos níveis de endividamento encontrados nessas empresas.

Empresas em crescimento, portanto, seriam potenciais usuárias do mercado de ações ao tentar obter financiamento para novos projetos.

A última relação relevante diz respeito ao tamanho das empresas. Os resultados encontrados em todos os mercados indicam que, enquanto empresas maiores privilegiam o endividamento de longo prazo, empresas menores utilizam mais o endividamento de curto prazo, provavelmente por não obterem taxas atrativas no primeiro mercado.

Notas

1. Para um entendimento mais completo dos custos de agência relacionados à obtenção de dívidas, recomenda-se os textos de Jensen (1986); Stulz (1990) e McConnell & Servaes (1995).
2. Para uma análise mais detalhada do método ver Perobelli e Famá (2002).
3. Como será explicitado adiante, os resultados da regressão para o Brasil não se alteram significativamente desconsiderando-se esses valores extremos.
4. Uma nota em relação ao valor mínimo da *proxy* OI/S para o Chile (-3.882,6) merece ser apresentada. À primeira vista, a desconsideração desse valor na análise poderia ter o mesmo efeito que a retirada do valor mínimo extremo no caso brasileiro. Entretanto, é importante notar que, no caso chileno, o percentual da margem convertido em lucratividade é mais baixo que o apresentado pelos demais países, mesmo sendo a medida utilizada (mediana) não influenciada por valores extremos. Portanto, a retirada desse valor não produziu para o Chile os mesmos resultados produzidos para o Brasil.

Referências bibliográficas

- ALLEN, M. Capital structure determinants in real estate limited partnerships. *Financial Review*, v.30, n.3, Aug. 1995.
- BALAKRISHNAN, S.; FOX, I. Asset specificity, firm heterogeneity and capital structure. *Strategic Management Journal*, v.14, 1993.
- BLACK, F.; SCHOLES, M. The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, v.81, p.637-659, 1973.
- BRADLEY, M.; JARREL, G.; KIM, H. On the existence of an optimal capital structure: theory and evidence. *The Journal of Finance*, v.39, n.3, July 1984.
- DeANGELO, H.; MASULIS, R. Optimal capital structure under corporate and personal taxation. *Journal of Financial Economics*, v.8, Mar. 1980.
- DURAND, D. *Cost of debt and equity funds for business: trends and problems of measurement*. In: CONFERENCE ON RESEARCH ON BUSINESS FINANCE, New York, Estados Unidos, 1952.
- _____. The cost of capital, corporate finance and the theory of investment: comment. *American Economic Review*, v.49, n.4, p.639-655, Sep. 1959.
- EID Jr., W. Custo e estrutura de capital: o comportamento das empresas brasileiras. *Revista de Administração de Empresas* (RAE), São Paulo, v.36, n.4, 1996.

FERRI, M.; JONES, W. Determinants of financial structure: a new methodological approach. *The Journal of Finance*, v.34, n.3, June 1979.

JENSEN, M. Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeover. *American Economic Review*, v.76, 1986.

JOHNSON, R.A.; WICHERN, D.W. *Applied multivariate statistical analysis*. 3.ed. New Jersey: Prentice-Hall, 1992.

JORGE, S.; ARMADA, M.J. Factores determinantes do endividamento: uma análise em painel. In: ENCONTRO ANUAL DA ANPAD, 23., cd-rom, set. 1999.

KAYO, E.; FAMÁ, R. Agency cost and the Brazilian bankruptcy law: assumptions on the reduction of conflicts of interest. *Journal of Emerging Markets*, v.2, n.3, Fall-Winter 1997.

LUMBY, S. *Investment appraisal and financing decisions – a first course in financial management*. 4.ed. (local), Chapman & Hall, 1991.

McCONNELL, J.; SERVAES, H. Equity ownership and the two faces of debt. *Journal of Financial Economics*, v.39, p.131-157, 1995.

MILLER, M. Debt and taxes. *Journal of Finance*, p.261-275, 1977.

MODIGLIANI, F.; MILLER, M. The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment. *American Economic Review*, v.48, n.3, p.261-297, June 1958.

_____. The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment: reply. *American Economic Review*, v.49, n.4, p.655-669, Sep. 1959.

_____. Corporate income taxes and the cost of capital: a correction. *American Economic Review*, v.53, n.3, p.433-443, June 1963.

MYERS, S. The capital structure puzzle. *Journal of Finance*, p.575-592, July 1984.

MYERS, S.; MAJLUF, N. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, v.13, 1984.

PEROBELLI, F.; FAMÁ, R. Determinantes da estrutura de capital: aplicação a empresas de capital aberto brasileiras. *Revista de Administração da Universidade de São Paulo*, v. 37, n. 3, Julho-Setembro 2002.

RAJAN, R.; ZINGALES, L. What do we know about capital structure? Some evidence from international data. *Journal of Finance*, v.50, n.5, Dec. 1995.

REMMERS, L.; STONEHILL, A.; WRIGHT, R.; BEEKHUISEN, T. Industry and size as debt ratio determinants in manufacturing internationally. *Financial Management*, Summer 1974.

ROSS, S. The determination of financial structure: the incentive signalling approach. *Bell Journal of Economics*, p.23-40, Spring 1977.

SCOTT, F.; MARTIN, J. Industry influence on financial structure. *Financial Management*, Spring 1975.

SOARES, K.; PROCIANOY, J. O perfil de endividamento das empresas negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo após o Plano Real. In: ENCONTRO ANUAL DA ANPAD, 24., cd-rom, Florianópolis, Santa Catarina, 2000.

STONEHILL, A.; BEEKHUISEN, T.; WRIGHT, R.; REMMERS, L.; NORMAN, T.; PARES, A.; SHAPIRO, A.; EGAN, D.; BATES, T. Financial goals and debt ratio determinants: a survey of practice in five countries. *Financial Management*, Autumn 1975.

STULZ, R. Managerial discretion and optimal financing policies. *Journal of Financial Economics*, v.26, 1990.

THIES, C.; KLOCK, M. Determinants of capital structure. *Review of Financial Economics*, v.2, Summer 1992.

TITMAN, S.; WESSELS, R. The determinants of capital structure choice. *Journal of Finance*, v.48, n.3, June 1988.

TOY, N.; STONEHILL, A.; REMMERS, L.; WRIGHT, R.; BEEKHUISEN, T. A comparative international study of growth, profitability and risk as determinants of corporate debt ratios in the manufacturing sector. *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, Nov. 1974.